

**Vol. 11, n. 2, 2017**

<b>ANÁLISE FATORIAL APLICADA PARA A CLASSIFICAÇÃO DAS INCUBADORAS DE EMPRESAS DE BASE TECNOLÓGICA DO PARANÁ</b>	133-151
Fernanda Helen Mansano, José Luiz Parré, Marcelo Farid Pereira	
<b>UMA ANÁLISE DOS CUSTOS DA MOBILIDADE URBANA NO BRASIL: PERDAS DO PIB COM DESLOCAMENTOS</b>	152-172
Guilherme Szczerbacki Besserman Vianna, Danielle Carusi Machado	
<b>O IMPACTO DA CONSTRUÇÃO DO COMPLEXO INDUSTRIAL E PORTUÁRIO DE AÇU NO NORTE FLUMINENSE</b>	173-192
Gabriela da Costa Belo, Luiz Carlos de Santana Ribeiro, Rodrigo Ferreira Simões	
<b>IMPACTO DOS GASTOS EM INVESTIMENTO NA DÍVIDA DOS ESTADOS BRASILEIROS: UMA ANÁLISE THRESHOLD</b>	193-209
Fernando Motta Correia, Luiz Carlos Ribeiro Neduziak	
<b>COMPORTAMENTO PRÓ-AMBIENTAL NO AMBIENTE UNIVERSITÁRIO: ANÁLISE DA UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA</b>	210-232
Micaele Martins Carvalho, Dênis Antônio Cunha, Fabiana Rita Couto-Santos, Marcel Viana Pires	
<b>ADENSAMENTO URBANO COMO CONDICIONANTE DA MOBILIDADE: O CASO DA REGIÃO METROPOLITANA DO RECIFE</b>	233-250
Marina Rogério de Melo Barbosa, Raul da Mota Silveira Neto	
<b>DISTRIBUIÇÃO DE RENDA E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO: ANÁLISE DA HIPÓTESE DE KUZNETS PARA OS ESTADOS BRASILEIROS NO PERÍODO 1992-2010</b>	251-271
Moisés Pais dos Santos, Marina Silva da Cunha, Sérgio Ricardo de Brito Gadelha	

# 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 Católica del Norte.  
[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. 2, pp. 133-151, 2017*

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

---

**ANÁLISE FATORIAL APLICADA PARA A CLASSIFICAÇÃO DAS INCUBADORAS DE EMPRESAS DE BASE TECNOLÓGICA DO PARANÁ\***

**Fernanda Helen Mansano**

Mestre em Economia pela Universidade Estadual de Maringá (UEM) e Professora na Unicesumar  
E-mail: fernanda.mansano@unicesumar.edu.br

**José Luiz Parré**

Professor Titular do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá (UEM)  
E-mail: jlparre@uem.br

**Marcelo Farid Pereira**

Professor Associado do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá (UEM)  
E-mail: faridmarcelo@gmail.com

**RESUMO:** As incubadoras de empresas representam um importante papel no cenário da inovação atuando como um ambiente com infraestrutura tecnológica capaz de gerar empresas, promover o desenvolvimento econômico da região e contribuir para o processo de inovação. Nesse sentido, o presente trabalho foi desenvolvido com o objetivo de realizar uma avaliação das Incubadoras de Empresas de Base Tecnológica (IEBTs) do estado do Paraná. Para materializar essa avaliação, foi usada a técnica de análise fatorial para criar um índice composto por variáveis que identificam critérios organizacionais das incubadoras. A metodologia compreendeu a revisão de literatura, a aplicação de um questionário e a utilização da análise fatorial explanatória para realizar a extração dos fatores e a classificação das incubadoras. Com a análise dos resultados, foi possível extrair três fatores: o Fator 1 chamado de suporte para a inovação, o Fator 2 caracterizado como suporte para empreendimentos de base tecnológica e o Fator 3 considerado como difusão da inovação. Além disso, foi possível verificar informações qualitativas das IEBTs e classificá-las em quatro níveis de adequação, sendo que 30% foram enquadradas no alto nível de adequação, 30% no nível médio, 25% categorizadas no nível baixo e 15% foram classificadas entre as IEBTs com baixíssimo nível de adequação.

**Palavras-chave:** Classificação; IEBT; Análise fatorial.

**Classificação JEL:** Q55; O30; O14.

**ABSTRACT:** The business incubators represent an important role in the scenario of innovation, acting as an environment with technological infrastructure capable of generating companies, promote economic development of the region and contribute to the innovation process. In this sense, this study was developed in order to carry out an assessment of the incubators of technology-based companies (TBIs) in the state of Paraná. To materialize this assessment, we applied the factor analysis technique to create an index composed of variables for identifying the organizational criteria of the incubators. The methodology included a literature review, the application of a questionnaire and the use of explanatory factor analysis to perform the extraction of factors and classification of incubators. With the analysis, we found the possible to extract three factors: Factor 1 called support for innovation, Factor 2 characterized as support for technology-based enterprises and Factor 3 considered as diffusion of innovation. In addition, we found a qualitative information of TBIs, and we classified them into four fitness levels: 30% were classified in the high level, 30% at the secondary level, 25% categorized in low level and 15% were classified between the TBIs with very low level of adequacy.

**Keywords:** Classification; TBI; Factor analysis.

**JEL Code:** Q55; O30; O14.

---

*\*Recebido em: 04/08/2016; Aceito em: 17/02/2017.*

*Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, vol. 11, n. 2, pp. 133-151, 2017*

## 1. Introdução

A inovação tecnológica tem se tornado fundamental para o desenvolvimento econômico sustentável e está cada vez mais associada com ganhos de eficiência e competitividade. Os diferentes aspectos que constituem o desenvolvimento econômico têm como base a estruturação do processo de inovação, a interação entre universidade, o governo e o meio produtivo, a transferência de tecnologia e os mecanismos utilizados pelas universidades, como as incubadoras de empresas.

Segundo a *National Business Incubation Association* (NBIA, 2015), entidade representativa do movimento de incubadoras de empresas nos Estados Unidos, as incubadoras catalisam o processo de início e de desenvolvimento de um novo empreendimento, provendo aos empreendedores toda a *expertise* necessária para gerenciar suas empresas, estabelecendo redes de contatos e ferramentas que farão seus empreendimentos atingirem o sucesso. Para Aranha (2002), as incubadoras de empresas, em especial aquelas ligadas às universidades, “são ambientes híbridos onde as dimensões científica e empresarial encontram-se”. Tais incubadoras funcionam como um elo entre o conhecimento acadêmico e as atividades empresariais. Dessa maneira, as incubadoras promovem a interação universidade-empresa atuando como canais de transferência de tecnologias e conhecimentos, promovendo ciência, tecnologia e inovação, chegando até a sociedade na forma de processos, produtos e serviços.

Nesse cenário, são apresentadas as Incubadoras de Empresas de Base Tecnológica (IEBT), ambientes estes que abrigam empresas cujos produtos, processos ou serviços são gerados a partir de resultados de pesquisa aplicada na qual a tecnologia apresenta alto valor agregado, sendo demonstrada por um tipo de incubadora com foco na promoção dos empreendimentos e *start ups* de base tecnológica (MCT, 2001). Dados da Associação Nacional de Entidades Promotoras de Empreendimentos Inovadores<sup>1</sup> (ANPROTEC) registraram que em 2011 havia 384 incubadoras e estas abrigavam 2.640 empresas gerando 16.934 postos de trabalho no país, com um faturamento de R\$ 533 milhões das empresas residentes e de 4,1 bilhões das empresas graduadas com mais de 29 mil postos de trabalho gerados, sendo a taxa de crescimento do número de incubadoras de empresas no Brasil de 156% entre os anos 2001 e 2011 (ANPROTEC, 2006; 2012), dados os quais representam a importância das incubadoras no cenário econômico brasileiro.

Nesse sentido, de acordo com o relatório técnico Estudo, Análise e Proposições sobre as Incubadoras de Empresas no Brasil, desenvolvido pela ANPROTEC (2012), metade das incubadoras brasileiras têm até 8 anos de idade, concentradas na faixa entre 3 e 5 anos e possuem predominantemente fontes de receita das entidades gestoras e públicas. Também, de acordo com o relatório, há uma grande diversidade e complexidade das funções internas das incubadoras avaliadas no ano de 2011, reforçando a importância do estabelecimento de uma taxonomia baseada nas suas funções, estratégias e objetivos. Além disso, foi avaliado que a atuação das incubadoras de empresas brasileiras concentra-se de maneira descentralizada, sendo os principais problemas a qualificação dos profissionais responsáveis pela gestão e o apoio às empresas incubadas, aliado às dificuldades na obtenção de recursos na busca por serem autossustentáveis e na integração desses mecanismos aos sistemas locais de inovação.

Assim, a partir do que a literatura oferece no âmbito dos modelos de incubadoras de empresas, pode-se observar nos estudos de Gallon, Ensslin e Ensslin (2011) um modelo de gestão de incubadora de empresas que permite avaliar o gerenciamento dos investimentos realizados, partindo do perfil de desempenho da incubadora em um determinado período. A metodologia utilizada classifica-se como quali-quantitativa, pois, além do uso estatístico na coleta e no tratamento dos dados, há também a identificação dos critérios que irão compor o modelo. Outros dois modelos para a organização de incubadoras de empresas são propostos tanto pela ANPROTEC em parceria com o SEBRAE, conhecido como Centro de Referência para Apoio a Novos Empreendimentos (CERNE), o qual

<sup>1</sup> A ANPROTEC, criada em 1987 no Brasil, atua por meio da promoção de atividades de capacitação, articulação de políticas públicas, geração e disseminação de conhecimentos, com o objetivo de desenvolver incubadoras de empresas e parques tecnológicos, contribuindo para o empreendedorismo inovador e o desenvolvimento sustentável do país (ANPROTEC, 2016).

utiliza uma metodologia para identificar sistemas, elementos e práticas-chave que uma incubadora deve implantar para gerar empreendimentos inovadores, como pela UBI Index, uma organização internacional de análise das incubadoras de empresas em todo mundo; o modelo é baseado em questões que têm por objetivo levantar informações e compará-las através de um *ranking* que permite avaliar o quanto as incubadoras estão sendo eficientes e competitivas em vista de outras incubadoras a nível mundial.

Assim, a partir de uma abrangência regional, o Paraná foi o estado escolhido para o desenvolvimento do presente trabalho, contando com 5,5% da população nacional, sendo responsável por 5,8% do PIB do Brasil, consolidando-se como a quinta maior economia do país (IBGE, 2016). Dados do estudo Panorama da Ciência e Tecnologia no Estado do Paraná na Última Década [Nazareno, Barion e Lunardi (2010)], afirmam que, desde os anos 2000, a participação dos gastos com P&D (Pesquisa e Desenvolvimento) do total de gastos com C&T (Ciência e Tecnologia) apresentou um aumento no período analisado, sendo um dos cinco estados com o maior número de pesquisadores vinculados a grupos de pesquisa. Nesse contexto, estão as incubadoras de empresas do Paraná, que segundo a lista<sup>2</sup> de associados a ANPROTEC, são 16 incubadoras em todo o estado, sendo grande parte dentro das universidades, fomentando a inovação e o empreendedorismo entre acadêmicos e empreendedores da cidade e da região.

Dessa forma, o presente trabalho foi desenvolvido com o objetivo de realizar uma avaliação das incubadoras de empresas de base tecnológica do estado do Paraná. Para materializar essa avaliação, foi usada a técnica de análise fatorial para criar um índice composto por variáveis que identificam critérios organizacionais das incubadoras. Dessa forma, o trabalho foi dividido em cinco partes, compreendendo esta introdução, uma revisão de literatura, o método de análise e, a partir de então, foi apresentada no item resultados a classificação das incubadoras e, na quinta parte, estão as considerações finais.

## **2. Benefícios dos mecanismos de transferência de tecnologia para o desenvolvimento econômico e social**

Desde a década de setenta, mudanças contínuas na dinâmica econômica têm configurado um modelo de desenvolvimento socioeconômico caracterizado por um ambiente dinâmico e altamente competitivo, no qual as MPEs – Micro e Pequenas Empresas – possuem um papel importante nesse cenário<sup>3</sup>. Nesse aspecto, a literatura internacional passou a abordar de maneira sistemática as incubadoras de empresas como parte da infraestrutura tecnológica, focando a geração de empregos, revitalização de áreas economicamente deprimidas, enquanto um mecanismo de interação entre universidade-empresa. A partir dos anos 1980, com a disseminação do entendimento sobre o processo de inovação tecnológica, os objetivos das incubadoras de empresas se ampliaram, tornando-as mecanismos-chave da infraestrutura tecnológica para a disseminação de atividades inovadoras no setor produtivo conhecido como economia do conhecimento<sup>4</sup> (VEDOVELLO; FIGUEIREDO, 2005).

No cenário atual, MPEs são fundamentais para promover o desenvolvimento econômico, pois geram emprego, renda, contribuem para a arrecadação municipal, além de promoverem a inclusão social. Segundo dados do IBGE e do SEBRAE (2014), esse segmento empresarial representou 99% das empresas no Brasil, 20% do Produto Interno Bruto (PIB) e são responsáveis por 60% dos 94 milhões de empregos no país. No Paraná, segundo informações do IPARDES (2013), a composição do valor adicionado do comércio e serviços representou 50%, totalizando 146 bilhões. Esses dados representam a importância desse setor na economia do estado.

<sup>2</sup> Lista disponível em: <http://anprotec.org.br/site/menu/a-anprotec/associados-anprotec>.

<sup>3</sup> Ver, dentre outros, Machlup (1962), Porat e Rubin (1977), Perez (1983, 1988, 2002), Drucker (1986, 1993), Dornelas (2001), Bessant e Tidd (2009) e Fayet (2010).

<sup>4</sup> O termo “economia do conhecimento” vem de encontro ao papel da incubadora que é desenvolver o conhecimento organizacional e técnico para os empreendedores, compreendendo a interação entre os agentes envolvidos (BEZERRA; QUANDT, 2015).

Dessa forma, diante de um contexto produtivo, Tidd, Bessant e Pavitt (2005) expõem que as pequenas empresas possuem características distintas em comparação às grandes empresas no quesito inovar, como na busca de objetivos semelhantes no desenvolvimento de competências tecnológicas ao fornecer produtos, serviços e facilidade de comunicação e na tomada de decisão. No entanto, as referidas pequenas empresas apresentam fraquezas tecnológicas, como a inabilidade para desenvolver e gerenciar sistemas complexos e para financiar programas de risco a longo prazo.

Em conformidade com os estudos e pesquisas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2003), as MPEs são caracterizadas por baixa intensidade de capital, altas taxas de natalidade e mortalidade, forte presença de proprietários, como mão de obra nos negócios, poder decisório centralizado, registros contábeis e financeiros pouco adequados, utilização de mão de obra não qualificada ou semiquificada, dificuldade de acesso ao capital financeiro e baixo investimento em inovação tecnológica. Assim, as oportunidades para inovação nas pequenas empresas são fortemente influenciadas pelo sistema em que estão inseridas, pois as empresas menores fazem uso menos frequente de fontes externas de P&D, refletindo a limitação em absorver conhecimento externo. De acordo com a PINTEC (IBGE, 2011), a importância atribuída às fontes de informação pelas empresas que implementaram inovações de produtos ou processos se reportara a cada uma das fontes de ideias que ofereciam suporte às inovações implementadas. A cooperação entre as redes de informações, feiras e exposições, centros de capacitação, instituto de pesquisa, entre outros, são de fundamental importância para a inovação, pois facilitam o agrupamento de competências necessárias para implementar novos produtos e processos, sendo marcada em segmentos de maior conteúdo tecnológico, dada a complexidade maior dos produtos e processos.

Nesse contexto, as incubadoras de empresas têm sido implementadas em locais adequados para abrigar e apoiar as MPEs, através de infraestrutura física adequada, com serviços de apoio administrativo compartilhados. Além disso, as incubadoras buscam potencializar e fomentar os recursos existentes criando um ambiente favorável para tornar as suas empresas incubadas bem sucedidas (VEDOVELLO; FIGUEIREDO 2005). Ou seja, as incubadoras de empresas, em especial as de base tecnológica, atuam como um ambiente de infraestrutura adequada para as pequenas e médias empresas se desenvolverem e se tornarem empreendimentos de sucesso, podendo essas atuarem como mecanismos de transferência de tecnologia, representando um papel importante no cenário da inovação.

Assim, pode-se verificar como o entendimento da transferência tecnológica tem se tornado um fator determinante para o desenvolvimento econômico, e não tem chamado apenas a atenção de acadêmicos, mas também de agentes governamentais e empresários. Bessant e Rush (1993 apud FRANÇA, 2001) definem transferência de tecnologia como um conjunto de processos e atividades no qual a tecnologia é passada de um usuário a outro, incorporada em novos processos e produtos, ou desincorporada em formas de conhecimento, habilidades e direitos legais. Igualmente, o processo de transferência tecnológica pode compreender a passagem de propriedade intelectual, em que os resultados de pesquisas aplicadas e de desenvolvimentos experimentais são realizados por uma instituição de ensino ou pesquisa ou empresas e são transferidas para o setor industrial e comercial. A troca de informações entre esses agentes é onde nascem as inovações tecnológicas e as novas ideias.

Nesse contexto, Gonçalves (2001) descreve as vantagens que as empresas, nesse caso as de base tecnológica, podem auferir para a sociedade, que são: geração de empregos de alta qualificação; produção de bens com alta relação valor agregado/peso; possibilidade de substituição de importados por similares nacionais de preços mais baixos; geração de divisas por meio da exportação; fomento da arrecadação de impostos; aproveitamento da capacitação científica e tecnológica das universidades e instituições de pesquisa; relação estreita entre competitividade e conhecimento; e possibilidade de amenizar a dependência tecnológica nacional. Na visão do autor Lalkaka (1997), os benefícios de uma incubadora de base tecnológica para a sociedade podem ser para diferentes agentes, descritos a seguir:

- Empresas incubadas: a chance de sobrevivência das empresas que passam pelo processo de incubação é de três a quatro vezes maior em comparação àquelas que não passaram pelo processo de incubação. As empresas que foram incubadas detêm um ambiente de maior credibilidade, ajuda para melhorar suas habilidades, informação, tecnologia e acesso ao capital financeiro;
- Governo: a incubadora auxilia na superação de falhas de mercado, na geração de empregos, rendas e impostos e torna-se um exemplo de compromisso político com as pequenas empresas;
- Institutos de pesquisa e universidades: as IEBTs auxiliam no fortalecimento da relação entre universidade e indústria, promovendo a comercialização de pesquisa e oferecendo oportunidades para estudantes aplicarem seus conhecimentos;
- Empresas em geral: uma IEBT pode gerar oportunidades para aquisição de uma inovação, gestão da cadeia de suprimentos e *spin-offs* e ajuda as empresas a cumprirem suas responsabilidades sociais;
- Comunidade local: disseminação de uma cultura empreendedora em conjunto com as autoridades locais e condicionando as empresas graduadas a se manterem na região;
- Comunidade internacional: geração de oportunidades de mercado e transferência de tecnologia entre companhia e suas empresas residentes, promovendo um melhor entendimento da cultura de negócios, facilitando trocas de experiências através de associações e alianças.

Desse modo, essa conjuntura possibilita a implementação de um novo modelo específico de incubadora de empresas: as IEBTs, que são ambientes que abrigam empresas cujos produtos, processos ou serviços são gerados a partir de resultados obtidos da pesquisa aplicada, na qual a tecnologia apresenta alto valor agregado (MCT, 2001). As IEBTs são um tipo de incubadora com o foco na promoção dos empreendimentos e *start-ups* de base tecnológica, os quais contemplam: “Empreendimentos nas áreas de informática, biotecnologia, química, mecânica de precisão e novos materiais e distinguem-se por abrigar exclusivamente empreendimentos oriundos de pesquisa científica” (LAHORGUE, 2004, p.84).

Assim, o ambiente onde uma IEBT está implantada é considerado como uma região inserida no cerne das *start-ups*, crescimento do emprego, transferência de tecnologia e inovação como pode ser verificado na Figura 1.

**Figura 1 – Incubadoras de empresas como núcleo de um sistema sustentável**



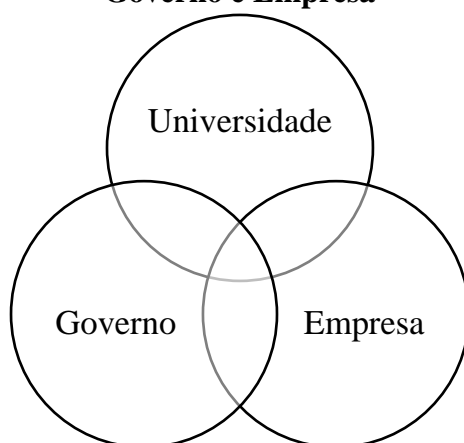
Fonte: Elaboração própria baseado em Dietrich, Harley e Langbein (2010).

De acordo com a Figura 1, as IEBTs podem ser reconhecidas como uma ferramenta eficiente de transferência de tecnologia entre as universidades e a indústria, promovendo ciência, tecnologia e inovação, facilitando o desempenho das empresas incubadas, bem como promovendo um maior contato com redes formais e informais de informações legais, econômicas ou tecnológicas.

Geralmente, essas incubadoras são direcionadas para corrigir questões de desenvolvimento econômico local, através da melhoria da base empresarial.

Sendo as IEETs um mecanismo para a transferência de tecnologia, a interação entre universidade, governo e setor produtivo, é um tema que pode ser baseado nos estudos de Henry Etzkowitz, um dos autores que mais tem se destacado na produção dessa temática. Para o autor, hélice tripla ou tripla hélice é o modelo em que cada ambiente é influenciado pelo outro.

**Figura 2 – Hélice Tripla – Interação entre Universidade, Governo e Empresa**



Fonte: Elaboração própria baseado em Etzkowitz e Leydesdorff (2000).

Na Figura 2, pode ser observado o modelo de interação entre as três esferas, que, de acordo com Marques (2007), cada instituição tem suas competências. As empresas do setor produtivo fazem parte com o conhecimento do mercado e de demanda por novas criações. As universidades, por sua vez, detêm conhecimento aguardando oportunidades de uso e desenvolvimento de novas experiências. Dentro das universidades, existe experimentos que podem escapar/eximir do resultado esperado. Para isso, são necessários recursos disponíveis para investimentos em pesquisas, visto que possuem risco e retorno de longo prazo. O governo faria parte desse tripé fornecendo suporte em âmbito político ou financeiro para a viabilização de tais projetos.

Assim, a partir de uma abrangência regional de trabalhos desenvolvidos sobre incubadoras de empresas, dois estudos foram destacados para o estado do Paraná; o primeiro, realizado por Bezerra (2007), parte de um questionamento da efetividade do processo de incubação, em que ele desenvolve um modelo de indicadores estratégicos de sustentabilidade das IEETs baseado na metodologia *Balanced Scorecard*, e, a partir de um estudo de caso aplicado a quatro incubadoras do estado, o autor observa que os resultados foram adequados à metodologia aplicada a qual descreve as incubadoras em relação às suas estratégias organizacionais, ou seja, uma proposta que descreve as incubadoras quanto a sua sustentabilidade organizacional, contribuindo para o estabelecimento de iniciativas de suporte às empresas incubadas de base tecnológica. Um segundo estudo, realizado por Silveira (2007), a vinte e nove gestores e empreendedores de empresas incubadas e graduadas de incubadoras e hotéis tecnológicos do Paraná, teve como objetivo identificar a principal preocupação dos entrevistados em relação à inovação tecnológica. A partir dos resultados, verificou-se a necessidade de se mudar o que se conhece até então sobre educação tecnológica, para que seja possível adequar a responsabilidade desses profissionais no processo científico e tecnológico.

Dessa forma, pode-se verificar que as incubadoras de empresas do Paraná têm um papel importante para o desenvolvimento econômico e social do estado, e isso se deve à atuação de um ambiente com infraestrutura tecnológica presente no cenário da inovação, em que é possível combinar políticas e agentes sociais canalizando esforços e recursos com o objetivo primordial de gerar empresas, promover o desenvolvimento econômico sustentado e competitivo da região, assim como



contribuir para o processo de inovação. Desse modo, as incubadoras de empresas são importantes apoiadoras das novas, pequenas e médias empresas, pois essas conseguem inovar e atingir o sucesso do empreendimento, contribuindo para o desenvolvimento econômico do estado assim como do país.

### 3. Metodologia

O método utilizado consiste na aplicação de um questionário adquirido do trabalho “Avaliação das incubadoras de empresas de base tecnológica do Paraná a partir de um modelo proposto” (MANSANO, 2016), do qual foram extraídas as variáveis de avaliação, observadas no Quadro 1 na seção 3.1 deste trabalho e aplicado a treze incubadoras do estado do Paraná vinculadas à ANPROTEC.

Para a elaboração do questionário, foram utilizadas informações das fontes que abrangem a referência metodológica, objetivando realizar uma avaliação das incubadoras de empresas de base tecnológica do Paraná. Para alcançar o objetivo, o questionário é dividido em dez seções em um total de 77 questões, sendo a primeira constituída de uma análise descritiva e as demais estruturadas a partir de uma escala do tipo Likert<sup>5</sup>. Assim, o procedimento para a coleta de dados consiste na aplicação de um questionário estruturado, que contém uma determinada quantidade de perguntas para cada critério. Dessa forma, o questionário foi elaborado em um período de dois meses e aplicado para as IEbTs, resultando em dados obtidos de gestores de treze incubadoras no período entre 15 de agosto de 2015 a 31 de agosto de 2015. Para avaliação dos dados, foi aplicada a análise multivariada em referência às técnicas estatísticas que investigam simultaneamente medidas sobre a pesquisa em estudo.

Assim, seguindo a metodologia da análise multivariada, foi aplicada a técnica da Análise Fatorial Exploratória (AFE) para o desenvolvimento de um índice que possibilitará medir a adequação das incubadoras avaliadas utilizando o *software* SPSS 19. A AFE é definida como um conjunto de técnicas multivariadas com o objetivo de avaliar a dimensionalidade de um conjunto de indicadores múltiplos (como os itens de um questionário) e encontrar o menor número de fatores interpretáveis que serão necessários para explicar a correlação entre eles (BROWN, 2006, p. 20). De acordo com Hair *et al.* (2009), o método da análise fatorial é usado para sintetizar as informações contidas na matriz de dados original em um número reduzido de padrões de características, chamados de fatores, que são relativos a um conjunto de variáveis correlacionadas entre si.

Dessa forma, o método de análise fatorial pode ser expresso na forma matemática através de uma combinação linear entre as variáveis observadas ( $X_i$ ) e entre os  $K$  fatores comuns ( $F$ ) como apresenta a Equação 1:

$$X_i = A_{i1}F_1 + A_{21}F_2 + \dots + A_{ik}F_k + U_i + E_i \quad (1)$$

em que  $A_{ik}$  são as cargas fatoriais, usadas para combinar linearmente os fatores comuns;  $F_k$  os fatores comuns;  $U_k$  o fator único; e  $E_i$  o fator de erro.

Para verificar se a matriz é passível de fatoração, são utilizados dois métodos: o critério de *Kaiser-Meyer-Olkin* (KMO) e o teste de esfericidade de *Barlett*. O primeiro método é conhecido como o índice de adequação da amostra, sendo expresso da seguinte forma:

$$KMO = \frac{\sum_{i \neq j} \sum r_{ij}^2}{\sum_{i \neq j} \sum r_{ij}^2 + \sum_{i \neq j} \sum a_{ij}^2} \quad (2)$$

O KMO indica o grau de adequação da AFE ao conjunto de dados, sendo calculado a partir do quadrado das correlações totais e dividido pelo quadrado das correlações parciais, podendo seu resultado variar entre zero e um. Valores próximos a zero indicam que a análise fatorial é

<sup>5</sup> A escala tipo Likert mede a atitude do sujeito somando ou calculando a média do nível selecionado para cada item (GHIGLIONE, 1993, p. 292).

inapropriada. Por outro lado, quanto mais próximo de 1, o valor indica que a soma das correlações parciais é baixa em relação à soma das correlações totais. Em Perobelli *et al.* (1999), se este índice estiver no intervalo de 1 – 0,9, é considerado ótimo; de 0,89 – 0,79, muito bom; entre 0,79 – 0,60, bom; 0,59 – 0,50, regular; e abaixo de 0,5, ruim; sendo assim, conforme Rezende e Parré (2004), é necessário aumentar o número de variáveis relevantes ao modelo para definir com melhor compreensão o fator comum.

O segundo método, o teste de esfericidade de Barlett avalia em que medida a matriz de covariância é semelhante a uma matriz identidade. Para Hair *et al.* (2005), o teste também avalia a significância geral de todas as correlações da matriz, sendo que níveis de significância  $p < 0,05$  indicam que o conjunto de dados é passível de fatoração. Em suma, os testes KMO e de esfericidade de Barlett tendem à mesma questão de aceitar ou negar a possibilidade de fatoração.

Assim, o principal método utilizado para estimação de um modelo de análise fatorial baseia-se na análise de componentes principais. A vantagem desse método é que não há a pressuposição da normalidade das variáveis envolvidas. Outro método utilizado para a obtenção dos fatores é o da máxima verossimilhança, em que, em sua versão usual, supõe-se que as variáveis envolvidas sigam uma distribuição normal. Esse método, em geral, não é indicado para os casos nos quais a suposição de normalidade das variáveis envolvidas não esteja satisfeita (JOHNSON; WICHERN, 1998).

Dada a possibilidade de fatoração, aplica-se a retenção de fatores a partir do critério de Kaiser Guttman, conhecido como *eigenvalue*  $> 1$ , que possibilita uma avaliação objetiva do número de fatores a ser retido. Além disso, tão importante quanto o método de retenção é o método de rotação dos fatores, que tem por objetivo facilitar a interpretação dos fatores e procura minimizar o número de variáveis com elevado peso em um fator, sendo aplicada a rotação ortogonal<sup>6</sup>, pelo método *varimax*<sup>7</sup>, desenvolvido por Kaiser (1958), em que se concentra na simplificação das colunas em uma matriz fatorial, permitindo que cada fator possua um número pequeno de cargas fatoriais com valores altos, como também um grande número de cargas fatoriais com valores pequenos, maximizando a soma de variâncias de cargas exigidas da matriz fatorial (DAMÁSIO, 2012; HAIR *et al.*, 2009).

Uma vez extraídos os fatores relacionados às variáveis normalizadas, calcula-se o escore fatorial para cada categoria da proposta organizacional. Para Hair *et al.* (2009), “os escores fatoriais são medidas compostas por cada fator computadas para cada indivíduo”, ou seja, representa o nível em que cada indivíduo se enquadra e o escore mais elevado no grupo de categorias que tem altas cargas em um fator, calculados por:

$$f_{ij} = w_j X_1 + w_j X_2 + \dots w_j X_i \quad (3)$$

em que  $w_j$  são os pesos da ponderação de cada variável  $X_1$  do fator  $f_j$ .

Assim, encontrada a matriz dos escores fatoriais, foi possível desenvolver um indicador, que possibilitou medir o nível de adequação das IEBT avaliadas com o objetivo de hierarquizar as observações.

Nesse sentido, para o desenvolvimento do índice, foi utilizada a metodologia explorada por Stege e Parré (2013), metodologia esta que utiliza a média ponderada dos fatores pertencentes a cada observação, levando em conta o valor de cada fator e ponderando cada um deles pela sua variância. Logo, o cálculo do Índice de Adequação é representado pela Equação 4:

$$IA = \frac{\sum_{i=1}^N (w_i f_i)}{\sum_{i=1}^N (w_i)} \quad (4)$$

<sup>6</sup> As rotações ortogonais assumem que os fatores extraídos são independentes, ou seja, não apresentam correlação entre si ( $r = 0$ ), método bastante utilizado nos estudos de psicologia (DAMÁSIO, 2012). Assim, a rotação oblíqua, segundo Damásio (2012), permite que os fatores sejam correlacionados entre si, mas não delimitam a interação entre os fatores. Ou seja, se os fatores não forem correlacionados, os resultados serão semelhantes ao da rotação ortogonal.

<sup>7</sup> Considerado superior aos outros métodos de rotação fatorial ortogonal, como *ortomax* e *quatimax*, por conseguir uma estrutura fatorial simplificada e bem-sucedida em uma abordagem analítica para a obtenção de uma rotação ortogonal de fatores (HAIR *et al.*, 2009).

por meio do cálculo da média dos fatores (ponderada pela variância) pertencentes a cada observação, em que  $w_i$  é a proporção da variância explicada por cada fator e  $f_i$  são os escores fatoriais.

A partir dos resultados encontrados, foi possível obter uma ordenação, sendo considerados com alto nível de adequação (AA) os resultados dos escores fatoriais acima de 0,40; médio nível de adequação (MA) aqueles com resultados entre 0,39 e 0; baixo (BA) aqueles com resultados negativos entre -0,1 e -0,7; e baixíssimo nível de adequação (BBA) os escores fatoriais que tiveram resultados negativos e abaixo de -0,7. Assim, os valores altos nas variáveis com cargas mais elevadas em um fator resultam em um escore fatorial maior (HAIR *et al.*, 2009).

Uma questão levantada durante o processo de análise dos dados foi em relação ao número da população ( $n=13$ ). Na literatura, é possível constatar divergências de opiniões entre os autores em relação ao tamanho mínimo para a aplicação da análise fatorial. Atualmente, acredita-se que quanto maior o tamanho da população, mais precisos são os resultados. No entanto, em relação ao tamanho mínimo da população, os resultados ainda são indeterminados, pois “a qualidade de uma solução fatorial não depende exclusivamente do número de respondentes, mas varia de acordo com a qualidade do instrumento avaliado<sup>8</sup>” (DAMÁSIO, 2012).

Dessa forma, a metodologia foi baseada na utilização de uma análise quantitativa dos dados e então, a partir do desenvolvimento e aplicação do índice, foi possível classificar as IEBTs avaliadas.

### 3.1. Análise descritiva das variáveis

Para a análise descritiva das variáveis, são apresentadas as variáveis pré-determinadas que compõem a estrutura organizacional realizada por Mansano (2016), das quais foram extraídas para a avaliação das incubadoras de empresas do estado do Paraná, conforme Quadro 1.

Assim, o indicador que possibilita avaliar o nível de adequação das incubadoras de empresas de base tecnológica tem como unidade de análise as treze incubadoras do estado. Dessa forma, foram analisados dados qualitativos das IEBTs entrevistadas obtidos a partir da primeira seção do questionário e sequencialmente apresentado um descritivo quantitativo e estatístico dos resultados a partir das questões realizadas às IEBTs.

Assim, foi possível a coleta de informações referentes ao tipo de incubadora, cidade, ano de fundação, área total, área destinada às empresas incubadas, número de empresas atualmente incubadas, formatação jurídica, categoria em relação à universidade, parcerias, receitas e informações dos gerentes. De modo geral, as treze incubadoras são do tipo de base tecnológica, sendo apenas uma do tipo mista, ou seja, além de empresas de base tecnológica também residem empresas do setor tradicional. As cidades em que as IEBTs estão presentes estão localizadas em toda parte do estado, como: Campo Mourão, Cascavel, Cornélio Procópio, Curitiba, Dois Vizinhos, Francisco Beltrão, Guarapuava, Londrina, Maringá, Pato Branco e Ponta Grossa. O ano de fundação das incubadoras varia entre 1989 e a mais nova foi fundada em 2013. De acordo com a área total e a área destinada às empresas incubadas, as IEBTs possuem em média 1.000 m<sup>2</sup> e 782 m<sup>2</sup>, respectivamente. O número de empresas incubadas está na média de oito empresas por incubadora. Em relação à formatação jurídica, 64% das incubadoras são de direito público e 36% de direito privado, sendo que 43% são gerenciadas pela universidade e possui uma filiação formal, 43% não tem filiação com a universidade, mas trabalha próxima. Delas, 14% são afiliadas à universidade e são constituídas por uma filiação formal, mas sem gerenciamento por parte da universidade. Todas as IEBTs avaliadas possuem parcerias, seja com universidades, institutos tecnológicos ou centros de pesquisa. Em relação à receita anual gerada pelas incubadoras, 65% apresentam uma receita entre 10 e 50 mil reais, 14% entre 51 e 100 mil reais, 14% mais que 151 mil reais e 7% entre 101 e 150 mil reais, sendo somente uma IEBT com fins lucrativos. As informações levantadas em relação aos gerentes dizem respeito à sua formação. De acordo com as respostas, a maioria dos gerentes possui especialização em administração.

<sup>8</sup> Ver Barrett e Kline (1981) e MacCalum *et al.* (1999) que em seus estudos de simulação de Monte-Carlo demonstraram que soluções fatoriais foram estáveis a partir de um número da amostra variando entre 1 a 3 respondentes por item, além de demonstrarem que a solução fatorial está amplamente relacionada ao grau de sobre determinação dos fatores obtidos.

**Quadro 1 – Variáveis pré-determinadas que compõem uma estrutura organizacional de uma IEBT**

Dimensão	Critérios	Itens primários	Itens secundários
Administrativo	X1	Equipe de Administração	- Conselho gestor - Equipe com dedicação exclusiva
	X2	Gestão	- Administração financeira e contábil - Prospecção de recursos financeiros - Articulação interna - Promoção de consultorias às empresas - <i>Networking</i> entre instituições - Orientação para a elaboração de projetos e participação em feiras - Estratégias de comunicação - Monitoramento de resultados
	X3	Infraestrutura e serviços	- Instalação física - Oferta de serviços fixos
	X4	Financeiro	- Autossustentabilidade - Orçamento próprio - Necessidade de financiamento dos custos operacionais - Fontes permanentes e eventuais de recursos financeiros - Arranjo institucional - Mapa de sustentabilidade
Suporte	X5	Processo de seleção, Incubação e Graduação	- Critérios do público-alvo - Critérios de seleção de empresas - Critérios de admissão - Determinação de um período para a incubação - Disponibilização de serviços - Avaliação das empresas - Consolidação do relacionamento entre empresas graduadas
	X6	Suporte e Capacitação	- Equipe específica de suporte às empresas - Auxílio na elaboração de propostas para atender editais - Parceiros regionais, nacionais e internacionais - Mentores regionais, nacionais e internacionais - Acompanhamento das empresas - Serviços de consultoria - Serviços de assessoria - Auxílios à prospecção de financiamentos - Auxílio na prospecção de investimento de risco - Promoção de feiras, mostras e eventos
	X7	Investimentos	- Recursos próprios para investimento - Parcerias para investimentos na fase inicial - Parcerias para investimentos na fase intermediária - Parcerias para investimentos na fase final
Contribuição para a sociedade	X8	Contribuição da Incubadora para o Desenvolvimento Local	- Criação de novos negócios de qualidade - Competitividade e criação de emprego local - Auxílio para comunidades/indivíduos em desvantagem com projetos - Contribuição na geração de empregos - Contribuição para o desenvolvimento de novos produtos e serviços - Contribuição para a internacionalização dos negócios locais
	X9	Promoção da cultura do empreendedorismo e da inovação	- Interação com outras instituições - Cooperação com outras instituições - Atuação como mecanismo de apoio à tríplice hélice - Ajuda a universidades e centros de pesquisa - Fomento ao empreendedorismo

Fonte: Mansano (2016).

Nesse enfoque, as treze IEBTs avaliadas foram chamadas de “IEBT 1”, “IEBT 2” até a “IEBT 13” por questão de sigilo das informações. Portanto, as respostas foram baseadas no nível de aplicação à pergunta, ou seja, em qual percentual as questões estavam sendo empregadas com base em critérios administrativos, estruturais e de suporte, variando entre 0% e 100%. Cada resposta obteve uma atribuição de valor, sendo zero para 0%, 0,25 para 25%, 0,50 para 50%, 0,75 para 75% e 1 para 100%. A soma de cada seção foi multiplicada por 100 e dividida pelo valor total que poderia obter cada seção para então chegar a um percentual que correspondeu o valor total da variável (X1 – X9), como demonstrado na Tabela 1.

**Tabela 1 - Respostas das IEBTs avaliadas**

IEBTs	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	GERAL
IEBT 1	100%	77%	67%	40%	98%	75%	60%	54%	83%	74%
IEBT 2	44%	77%	58%	60%	75%	56%	80%	79%	92%	70%
IEBT 3	100%	92%	67%	63%	94%	68%	80%	100%	94%	83%
IEBT 4	6%	71%	0%	35%	73%	57%	0%	13%	47%	46%
IEBT 5	100%	88%	67%	70%	75%	65%	0%	100%	89%	74%
IEBT 6	81%	87%	67%	75%	98%	63%	80%	100%	94%	82%
IEBT 7	94%	85%	67%	53%	90%	72%	40%	83%	100%	77%
IEBT 8	50%	81%	67%	55%	83%	71%	0%	83%	81%	69%
IEBT 9	81%	31%	58%	53%	83%	49%	0%	17%	78%	51%
IEBT 10	88%	83%	67%	65%	79%	88%	80%	83%	100%	83%
IEBT 11	88%	83%	50%	60%	79%	65%	0%	54%	78%	66%
IEBT 12	100%	81%	0%	80%	100%	100%	60%	100%	89%	87%
IEBT 13	81%	87%	67%	60%	92%	68%	60%	25%	92%	73%

Fonte: Elaboração própria a partir do questionário aplicado às IEBTs.

Pode ser observado na Tabela 1 que os percentuais da aplicabilidade das questões para cada critério avaliado estão representados entre as variáveis (X1) a (X9), sendo comparadas de maneira individual. Assim, de acordo com o questionário aplicado, a variável X1 pode obter o valor máximo de 4, pois há quatro questões nessa seção, sendo o valor máximo para cada pergunta o valor igual a um. Assim, a IEBT 2 apresentou os seguintes resultados para cada pergunta: 0; 0; 1; 0,75 (dados do questionário), tendo como soma 1,75. Assim, o valor de 1,75 multiplicado por 100 e dividido por 4 gera o resultado de 44% para a variável mencionada, Equipe de Administração (conforme Quadro 1). Além disso, é possível observar a soma dos nove critérios para cada IEBT avaliada. De maneira geral, as IEBTs que obtiveram maior aplicabilidade, sob uma ótica das variáveis independentes, foram as IEBTs 3, 6, 10 e 12, que representaram mais de 80% na soma de todas as variáveis. Portanto, de acordo com as características apresentadas de cada IEBT, foi possível observar que a IEBT 4 estava abaixo de 50%, a qual foi constatada como a mais nova de todo o conjunto avaliado, com menos de 5 anos de fundação.

Nesse sentido, para uma possível análise de cada variável, são apresentados, na Tabela 2, as médias, os desvios-padrão, assim como os valores mínimos e máximos das nove variáveis já apresentadas.

De acordo com os dados da Tabela 2, a média das variáveis é de aproximadamente 72%, estando elas em um intervalo entre 46% e 87%. Das nove variáveis verificadas, observa-se que as variáveis (X5) “processo de seleção, incubação e graduação” e (X9) “promoção da cultura do empreendedorismo e da inovação” apresentaram em média 80% de aplicabilidade das questões, sendo a variável (X7) “investimentos” com o menor percentual, apenas 41%. Pode-se ainda observar que o item (X5) foi o que apontou a menor variação em relação à média de acordo com o valor do desvio-padrão, ou seja, as IEBTs avaliadas apresentaram-se em certo padrão em relação ao critério avaliado. Por outro lado, o item (X7) apresentou a maior variação em relação à média, podendo observar uma grande disparidade desse critério entre as IEBTs entrevistadas, ou seja, o critério que evidenciou a

maior aplicação (X5) apresentou a menor variação em relação à média assim como o critério que apresentou a menor aplicabilidade (X7) foi o mesmo que teve a maior variação entre as variáveis analisadas. Para concluir a análise descritiva das variáveis, pode-se verificar que, de maneira geral, todos os critérios avaliados pelas IEBTs estavam em média próximos ao máximo proposto (100%), com um desvio-padrão de 12%, apresentando baixa variabilidade em relação à média.

**Tabela 2 – Características estatística das variáveis**

Variável	Média	Desvio-padrão	Min	Max
X1	0,77	0,28	0,06	1
X2	0,78	0,15	0,30	0,92
X3	0,53	0,24	0	0,66
X4	0,59	0,12	0,35	0,80
X5	0,86	0,09	0,72	1
X6	0,68	0,13	0,48	1
X7	0,41	0,36	0	0,80
X8	0,68	0,32	0,12	1
X9	0,85	0,13	0,47	1
<b>GERAL</b>	<b>0,71</b>	<b>0,12</b>	<b>0,46</b>	<b>0,86</b>

Nota: N° de observações = 13.

Fonte: Elaboração própria a partir do questionário aplicado às IEBTs.

#### 4. Análise dos resultados

Nesta seção, a partir da aplicação da análise fatorial para as nove variáveis, com o uso do método dos componentes principais, foram verificados os resultados da análise multivariada, os quais permitiram o desenvolvimento de um índice que possibilitou avaliar as IEBTs paranaenses.

Dessa forma, foram realizados os testes de *Kaiser-Meyer-Olkin* (KMO) e o teste de esfericidade de *Bartlett* para verificar a adequabilidade da amostra. O valor obtido para o KMO foi de 0,62 e o resultado do teste de esfericidade de *Bartlett* foi significativo a 5%, ou seja, o valor encontrado foi, segundo a literatura, considerado bom e rejeitou-se a hipótese nula de que a matriz de correlações é uma matriz identidade, portanto, há relação entre as variáveis. Assim, a partir dos valores de ambos os testes, pôde-se verificar que os dados utilizados são adequados para o procedimento de análise fatorial.

Assim, a aplicação da análise fatorial às variáveis estudadas possibilitou a extração de 3 fatores com raízes características superiores a uma unidade sintetizando as informações contidas nas nove variáveis, conforme pode ser observado na Tabela 3.

**Tabela 3 – Raiz característica, percentual explicado por cada fator e variância acumulada (%)**

Fator	Raiz Característica	Variância Explicada pelo Fator (%)	Variância Acumulada pelo Fator (%)
Fator 1	4,33	48,14	48,14
Fator 2	1,43	15,89	64,03
Fator 3	1,06	11,81	75,84

Nota: Somas de extração de carregamentos ao quadrado.

Fonte: Elaboração própria.

De acordo com a Tabela 3, são apresentadas as variâncias explicadas por cada fator somente da extração de carregamento ao quadrado, sendo que o Fator 1 explica 48,14% da variância total das 9 variáveis, o segundo fator explica 15,89% e o terceiro fator explica 11,81% da variância total, de modo que a contribuição acumulada dos três fatores equivale a 75% da variância total do modelo. Para Hair *et al.* (2009), o uso de uma variância acumulada maior de 60%, como é o caso, é considerado satisfatório no uso das ciências sociais.

Com o objetivo de facilitar a interpretação dos fatores e minimizar o número de variáveis com elevado peso em um fator, é aplicada a rotação ortogonal pelo método *varimax*, conforme apresentado na Tabela 4, na qual é apresentada a nova variância explicada por cada fator. Nesse caso, os fatores passam a apresentar 30,41%, 26,81% e 18,62% da variância explicada respectivamente, de modo que cumulativamente os fatores explicam 75%.

**Tabela 4 – Raiz característica, percentual explicado por cada fator e variância acumulada após a realização da rotação *Varimax* (%)**

Fator	Raiz Característica	Variância Explicada pelo Fator (%)	Variância Acumulada pelo Fator (%)
Fator 1	2,73	30,41	30,41
Fator 2	2,41	26,81	57,22
Fator 3	1,67	18,62	75,84

Nota: Somas rotativas de carregamentos ao quadrado.

Fonte: Elaboração própria.

Assim, uma vez extraídos os fatores relacionados às variáveis, é calculado o escore fatorial para cada categoria da proposta organizacional conforme os dados apresentados na Tabela 5, sendo as cargas fatoriais representantes do grau de relacionamento entre as variáveis e os fatores. Dessa forma, as variáveis que apresentam as maiores correlações com o respectivo fator foram representadas em negrito, possibilitando agrupar e interpretar cada conjunto de variáveis correlacionadas.

**Tabela 5 – Resultados da Análise Fatorial – Formação dos componentes**

Variáveis	Cargas Fatoriais			Comunal.
	Fator 1	Fator 2	Fator 3	
X8	<b>0,86</b>	0,22	0,19	0,83
X2	<b>0,83</b>	0,03	0,02	0,68
X4	<b>0,69</b>	0,34	0,09	0,61
X5	0,06	<b>0,91</b>	-0,03	0,83
X6	0,54	<b>0,58</b>	-0,40	0,79
X7	0,42	<b>0,54</b>	0,18	0,49
X1	0,24	<b>0,73</b>	0,39	0,74
X3	0,07	0,06	<b>0,96</b>	0,93
X9	0,54	0,51	<b>0,60</b>	0,92

Fonte: Elaboração própria.

Na Tabela 5, são apresentados os componentes correlacionados a cada conjunto de fatores, sendo que quase todas as comunalidades apresentam um valor maior que 0,50, ou seja, mais de 50% da variância de cada variável é explicada pelos fatores comuns, com exceção da variável (X7) que representa o critério “Investimentos” o qual se situou abaixo de 50%. Nota-se que o Fator 1 está fortemente relacionado às variáveis (X8) “Contribuição da Incubadora para o Desenvolvimento

Local”, (X2) “Gestão” e (X4) “Financeiro”. O Fator 1 possui a maior variância explicada pelo fator, correspondendo com 30,41% do total da variância acumulada. Esse fator possui características do suporte administrativo das incubadoras.

O Fator 2 está relacionado às variáveis (X5) “Processo de Seleção, Incubação e Graduação”, (X6) “Suporte e Capacitação”, (X7) “Investimentos” e (X1) “Equipe de Administração”, o qual possui a segunda maior variância explicada pelo fator, correspondendo a 26,81% do total da variância acumulada. Observa-se que as variáveis determinantes estão ligadas tanto à equipe administrativa quanto a de suporte da incubadora.

Por fim, o Fator 3 possui duas variáveis fortemente relacionadas representadas pelas variáveis (X3) “Infraestrutura e serviços” e (X9) “Promoção da cultura do empreendedorismo e da inovação”, o qual está relacionado a um sistema de difusão da inovação. Dessa forma, das nove variáveis utilizadas, três Fatores são sintetizados, cujo conjunto de variáveis podem ser denominados de acordo com seus critérios fortemente relacionados; o Fator 1 como de Suporte para a Inovação, o Fator 2 pode ser caracterizado como Suporte para Empreendimentos de Base Tecnológica e o Fator 3 pode ser considerado como Difusão da Inovação.

Nesse sentido, com o objetivo de avaliar o nível de adequação das IEBTs a um conjunto de variáveis pré-determinadas, foi verificado o Índice de Adequação (IA), obtido através da média dos fatores ponderados pela variância, e obteve-se a classificação das IEBTs conforme Tabela 6.

**Tabela 6 - Fatores, Índice de Adequação e Ranking das IEBT**

IEBT	Fator 1	Fator 2	Fator 3	IA	Categoria
IEBT 6	0,62229	0,54521	0,52627	0,57146	AA
IEBT 3	0,59527	0,53065	0,57517	0,56749	
IEBT 10	0,88402	0,14995	0,25106	0,46910	
IEBT 12	0,92422	1,71432	-2,22001	0,43144	
IEBT 7	0,12922	0,33675	0,60076	0,31836	MA
IEBT 5	0,99587	-1,03262	0,69724	0,20548	
IEBT 13	-0,43651	0,52762	0,3831	0,10555	
IEBT 1	-1,02916	1,2474	0,14823	0,06469	
IEBT 2	0,50487	-1,10786	0,56876	-0,04952	BA
IEBT 8	0,27649	-0,88027	0,01673	-0,19620	
IEBT 11	-0,02679	-0,61795	-0,08113	-0,24910	
IEBT 9	-2,46703	0,30903	0,67755	-0,71356	MBA
IEBT 4	-0,97277	-1,72223	-2,14372	-1,52522	

Fonte: Elaboração própria.

Observa-se na Tabela 6 que, de acordo com a classificação apresentada, quatro IEBTs apresentaram escores no alto nível de adequação (AA). Na segunda categoria, médio nível de adequação (MA), também quatro IEBTs se enquadram nessa categoria. Com baixo nível de adequação (BA), foram observadas três IEBTs e com baixíssimo nível (BBA) de adequação duas IEBTs foram classificadas. Assim, de forma geral, 60% das IEBT avaliadas foram classificadas entre alto e médio nível de adequação e 40% entre o baixo nível de adequação.

A partir de uma análise individual das IEBTs, puderam-se verificar quais foram as principais características, ou seja, quais variáveis que apresentaram os maiores valores com mais elevadas cargas fatoriais que levaram as “IEBT 6”, “IEBT 3” “IEBT 10” e a “IEBT 12” a se enquadrarem no nível de adequação AA. De acordo com a Tabela 6, as variáveis relacionadas ao Fator 1, conhecidas por “Contribuição da Incubadora para o Desenvolvimento Local”, (X2) “Gestão” e (X4) “Financeiro”, apresentaram um escore fatorial maior em comparação aos demais fatores, sendo o



conjunto do referido fator definido de suporte para a inovação. Além disso, nota-se que a “IEBT 12” obteve um escore negativo referente ao Fator 3, definido como difusão da inovação, verificando-se uma possível explicação para esse resultado a baixa exploração desse critério na incubadora.

Por outro lado, as IEBTs que se enquadraram no nível de adequação MA, apresentaram-se em diferentes graus de exploração entre as características organizacionais. A “IEBT 7” obteve um maior escore entre as variáveis relacionadas ao Fator 3, ou seja, (X3) “Infraestrutura e serviços” e (X9) “Promoção da cultura do empreendedorismo e da inovação”. Já a “IEBT 5” apresentou escores positivos nos Fatores 1 e 3 e negativo no Fator 2, o qual compreende o fator caracterizado como suporte para empreendimentos de base tecnológica. No entanto, as IEBTs “13” e “1” apresentaram maiores escores em relação às características do Fator 2, o qual está relacionado com as variáveis (X5) “Processo de Seleção, Incubação e Graduação”, (X6) “Suporte e Capacitação”, (X7) “Investimentos” e (X1) “Equipe de Administração”, e valores negativos ao Fator 1, compreendendo valores mais baixos com cargas mais baixas às variáveis do respectivo fator.

As três IEBTs classificadas no nível de baixa adequação (BA) apresentaram escores negativos no Fator 2, ou seja, as variáveis relacionadas ao suporte dessas incubadoras não apresentaram valores e cargas elevadas, sendo que a “IEBT 11” apresentou escores negativos nos três fatores. Ainda em relação às IEBTs que se enquadraram entre os menores níveis de adequação, enquadraram-se no nível BBA duas incubadoras: a “IEBT 9”, que apresentou o mais baixo escore relacionado ao Fator 1 dentre todas IEBTs avaliadas, ou seja, pôde-se verificar que a característica de suporte para a inovação é pouco explorada nessa incubadora; e a “IEBT 4”, sendo a incubadora mais nova entre as demais analisadas, apresentou escores negativos em todos os fatores, sendo o mais baixo relacionado ao Fator 3, ou seja, foi o conjunto dessas variáveis que apresentou os menores valores com as menores cargas fatoriais.

Dessa forma, após a aplicação da metodologia multivariada com o uso da técnica da análise fatorial, foi realizada a classificação das IEBTs avaliadas, na qual foi possível verificar, a partir da média ponderada dos fatores pertencentes a cada observação, os escores fatoriais que possibilitaram verificar o nível de adequação das incubadoras de empresas de base tecnológica do Paraná além de verificar também em quais critérios organizacionais essas incubadoras melhor se enquadraram e quais podem ser melhores explorados.

Assim, pode-se confirmar que a aplicação da metodologia no presente trabalho foi importante para se auferir em quais critérios organizacionais as incubadoras avaliadas se aplicam e quais ainda precisam desenvolver, assim como a influência que cada critério tem sobre outro critério organizacional, dos quais foram extraídos os três fatores. Além disso, a partir da avaliação dessas variáveis organizacionais, em que foi utilizado o índice de adequação, foi possível verificar quais incubadoras estavam mais adequadas às variáveis propostas, o que permitiu averiguar os diferentes graus de exploração entre as características organizacionais das incubadoras.

## 5. Conclusões

De acordo com o objetivo, que foi realizar uma avaliação das incubadoras de empresas de base tecnológica do estado do Paraná, a aplicação da análise fatorial permitiu extrair três fatores qualitativos e, então, a partir de um índice composto de variáveis representadas por critérios organizacionais, as incubadoras foram classificadas de acordo com o seu nível de adequação.

Assim, de acordo com a avaliação qualitativa, foi possível auferir as características de cada incubadora, através da extração de três fatores: Fator 1 - Suporte para a inovação, Fator 2 - Suporte para empreendimentos de base tecnológica e Fator 3 - Difusão da inovação.

Dessa forma, foi verificado que o Fator 1 é fortemente relacionado às variáveis (X8) “Contribuição da Incubadora para o Desenvolvimento Local”, (X2) “Gestão” e (X4) “Financeiro”, sendo que possui a maior variância explicada pelo fator, correspondendo com 30,41% do total da variância acumulada. Já o Fator 2 está relacionado com as variáveis (X5) “Processo de Seleção, Incubação e Graduação”, (X6) “Suporte e Capacitação”, (X7) “Investimentos” e (X1) “Equipe de

Administração”; ele possui a segunda maior variância explicada pelo fator, correspondendo a 26,81% do total da variância acumulada. Por fim, o Fator 3 possui duas variáveis fortemente relacionadas representadas pelas variáveis (X3) “Infraestrutura e serviços” e (X9) “Promoção da cultura do empreendedorismo e da inovação”, relacionado a um sistema de difusão da inovação. Assim, as nove variáveis utilizadas puderam ser sintetizadas em três Fatores, os quais possibilitaram identificar os principais critérios adotados pelas respectivas incubadoras avaliadas.

Além disso, a partir do desenvolvimento do Índice de Adequação, as treze incubadoras avaliadas foram classificadas em quatro níveis de adequação, sendo que 60% foram enquadradas entre alto e médio nível de adequação, 25% classificadas no baixo nível e somente 15% entre as IEBTs foram classificadas com baixíssimo nível de adequação.

Por região, as incubadoras localizadas nas regiões da cidade metropolitana de Curitiba e as do centro-sul foram as que se apresentaram no mais alto nível de adequação. As incubadoras localizadas no norte e noroeste do estado foram classificadas entre médio e baixo nível de adequação. Já as incubadoras classificadas com baixíssimo nível de adequação estavam localizadas nas regiões dos campos gerais e sudeste do estado do Paraná.

Também se verificou que as variáveis ligadas à equipe administrativa e a de suporte foram as que mais se aplicaram nas incubadoras em comparação às variáveis correspondentes a investimentos, infraestrutura e serviços e a da promoção da cultura do empreendedorismo e da inovação, podendo-se, assim, concluir que, apesar das variáveis já implementadas e desenvolvidas entre as incubadoras, ainda há variáveis fundamentais para o fortalecimento e o apoio das IEBTs do estado do Paraná, conforme a literatura apresenta, para assim contribuir para o desenvolvimento da cultura de inovação no estado.

Assim, esses resultados têm expressivos poderes de contribuição para a definição de estratégias dos atores envolvidos no processo de inovação, como o governo, as empresas de tecnologia e as incubadoras propriamente ditas, pois possibilitam a aplicação e o aprimoramento dos fatores apresentados. Desse modo, tanto as incubadoras quanto as instituições de ciência e tecnologia e o governo podem traçar estratégias que promovam a cultura de inovação que esteja de acordo com o processo de inovação, como, por exemplo, ações em instituições de ciência e tecnologia que tenham seus processos claros para a promoção da inovação.

Em específico, o governo deve promover ações de incentivo desse processo, como o apoio através de editais de fomento e, no caso das empresas, que essas tenham estratégias organizacionais que permitam absorver as inovações. Dessa forma, para as IEBTs produzirem resultados efetivos em inovação, é preciso que elas estejam atentas às variáveis destacadas no trabalho procurando utilizá-las de maneira técnica e eficiente.

Assim, para trabalhos futuros, há relevância no desenvolvimento de estudos que aprofundem as variáveis apresentadas, no âmbito organizacional, como dos serviços oferecidos e no desempenho das empresas incubadas, inclusive das graduadas.

Dessa forma, tendo em vista a relevância das incubadoras de empresas de base tecnológica para o desenvolvimento econômico e social do Paraná, é possível concluir que foi importante o desenvolvimento do presente trabalho, como uma contribuição para a forma de organização das IEBTs, essas, que foram apresentadas como mecanismos importantes para a transferência de tecnologia entre o meio acadêmico e o setor produtivo, visando, assim, a melhorias para a atuação em benefício do aumento da produtividade e a da sua eficiência no processo de difusão da inovação.

## Referências

ANPROTEC – Associação Nacional de Entidades Promotoras de Empreendimentos Inovadores, 2016. Disponível em: <[www.anprotec.org.br](http://www.anprotec.org.br)>. Acesso em: 1 set. 2016.

ANPROTEC – Associação Nacional de Entidades Promotoras de Empreendimentos Inovadores. *Glossário dinâmico de termos na área de Tecnópolis, Parques Tecnológicos e Incubadoras de*

- Empresas*, 2002. Disponível em: <<http://www.ufal.edu.br/empreendedorismo>>. Acesso em: 1 fev. 2015.
- ANPROTEC – Associação Nacional de Entidades Promotoras de Empreendimentos Inovadores. *Panorama Nacional ANPROTEC*. Brasília: ANPROTEC, 2006. Disponível em: <[www.anprotec.org.br](http://www.anprotec.org.br)>. Acesso em: 1 fev. 2015.
- ANPROTEC – Associação Nacional de Entidades Promotoras de Empreendimentos Inovadores. *Estudo, Análise e Proposições sobre as incubadoras de empresas no Brasil. Relatório Técnico*. Brasília: ANPROTEC, 2012. Disponível em: <<http://www.anprotec.org.br>>. Acesso em: 1 fev. 2015.
- ARANHA, J. A. *et al. Modelo de Gestão para Incubadora de Empresas: implementação do modelo de gestão para incubadora de empresas*. Rio de Janeiro: Rede de Tecnologia do Rio de Janeiro, 2002. 17 p.
- BARRETT, P. T.; KLINE, P. The observation to variable ratio in factor analysis. *Personality Study in Group Behavior*, v. 1, n. 1, p. 23-33, 1981.
- BESSANT, J.; RUSH, H. Government support of manufacturing innovation: two country-level case study. *IEEE Transactions of Engineering Management*, v. 40, n. 1, p. 79-91, 1993.
- BESSANT, J.; TIDD, J. *Inovação e Empreendedorismo*. Porto Alegre: Bookman, 2009.
- BEZERRA, C. A. *Um modelo de indicadores estratégicos da sustentabilidade organizacional de incubadoras de empresas de base tecnológica: Aplicações em incubadoras de pequeno porte no Estado do Paraná*. 2007. 300 f. Tese (Doutorado) – Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção e Sistemas, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2007.
- BEZERRA, C. A.; QUANDT, C. O. Relações entre gestão do conhecimento, inovação e faturamento: um estudo em empresas graduadas no estado do Paraná. *Revista Alcance*, v. 22, n. 2, p. 262-277, 2015.
- BROWN, T. A. *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: The Guilford Press, 2006, p. 20.
- DAMÁSIO, B. F. Uso da análise fatorial exploratória em psicologia. *Revista Avaliação Psicológica*, v. 11, n. 2, p. 213-228, 2012.
- DIETRICH, F.; HARLEY, B.; LANGBEIN, J. *Development GUIDELINES for technology business incubator*. 2010. Disponível em: <<http://www.asean.org/>>. Acesso em: 1 fev. 2015.
- DORNELAS, J. *Empreendedorismo: transformando ideias em negócios*. Rio de Janeiro: Campus, 2001.
- DORNELAS, J. *Planejando incubadoras de empresas – Como desenvolver um plano de negócios para incubadoras*, 2002. Disponível em: <<http://www.josedornelas.com.br>>. Acesso em: 1 jan. 2015.
- DRUCKER, P. F. *Empreendedorismo: transformando ideias em negócios*. Rio de Janeiro: Campus, 2001.
- DRUCKER, P. F. *Inovação e Espírito Empreendedor: práticas e princípios*. São Paulo: Cengage Learning, 1986.
- DRUCKER, P. F. *Post-capitalist society*. New York: Ed. Harper Business, 1993.
- ETZKOWITZ, H.; LEYDESDORFF, L. The Dynamics of innovation: From national systems and “mode 2” to a Triple Helix of University-Industry-Government. *Issue of Research Policy*, v. 29,

n. 2, p. 109-123, 2000.

FAYET, E. A. *Gerenciar a inovação: um desafio para as empresas*. Curitiba: IEL/PR, 2010.

FRANÇA, T. C. V. *Redes de Difusão Universidade-Empresa: Um Estudo Exploratório para a Universidade Federal de Santa Catarina*. 2001. 141 f. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção, Universidade Federal de Santa Catarina, 2001.

GALLON, A. V.; ENSSLIN, S. R.; ENSSLIN, L. Avaliação de desempenho organizacional em incubadora de empresas por meio da metodologia multicritério de apoio à decisão construtivista (MCDA-C): A experiência do MIDI tecnológico. *Revista de Administração e Inovação*, v. 8, n. 1, p. 37-63, 2011.

GHIGLIONE, R.; MATALON, B. *O inquérito*. Oeiras: Ed. Celta, 1993.

GONÇALVES, E. Pesquisa e desenvolvimento em pequenas empresas de base tecnológica: algumas evidências reconsideradas. *Estudos Econômicos*, v. 31, n. 4, p. 653-679, 2001.

HAIR, J. F.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L.; BLACK, W. C. *Análise multivariada de dados*. 6 ed. New Jersey: Prentice Hall, 2009.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *As micro e pequenas empresas comerciais e de serviços no Brasil em 2001*. IBGE: Rio de Janeiro, 2003. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 1 jan. 2015.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Indicadores*. IBGE: Rio de Janeiro, 2016. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 1 set. 2016.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Pesquisa de Inovação (PINTEC)*. IBGE: Rio de Janeiro, 2011.

IPARDES – Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social. *Paraná em Números*. 2013. Disponível em: <<http://www.ipardes.gov.br/>>. Acesso em: 1 nov. 2016.

JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. *Applied Multivariate Statistical Analysis*. 4ed. Upper Saddle River: Prentice Hall, 1998.

KAISER, H. F. The varimax criterion for analytic rotation in factor analysis. *Psychometrika*, v. 23, p. 87-200, 1958.

LAHORGUE, M. A. *et al. Parques, pólos e incubadoras: Instrumentos de desenvolvimento do século XXI*. Brasília: ANPROTEC/SEBRA, 2004.

LALKAKA, R. Lessons from international experience for the promotion of business incubation systems in emerging economies. In: *Small and Medium Enterprises Programme*. 1997. Disponível em: <<http://www.unido.org/fileadmin/import/userfiles/puffk/lalkaka.pdf>>. Acesso em: 1 fev. 2015.

MACCALUM, R. C.; WIDAMAN, K. F.; ZHANG, S.; HONG, S. Sample size in factor analysis. *Psychological Methods*, v. 4, p. 84-99, 1999.

MACHLUP, F. *The Production and distribution of knowledge in the United States*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1962.

MANSANO, F. H. *Avaliação das incubadoras de empresas de base tecnológica do Paraná a partir de um modelo proposto*. 2016. 100 f. Dissertação (Mestrado) - Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, Universidade Estadual de Maringá, Maringá, 2016.

MARQUES, J. P. C. A dinâmica da universidade moderna: a hélice tripla de relações universidade-

- indústria-governo e o empreendedorismo acadêmico. *Economia Global e Gestão*. v. 8, n.1, p. 51-70, 2007.
- MCT – Ministério da Ciência e Tecnologia. *Inovação Tecnológica e Transferência de Tecnologia*. SEPTTE: Brasília, 2001.
- MCT – Ministério da Ciência e Tecnologia. *Manual para a Implementação de Incubadoras de Empresas*. SEPTTE: Brasília, 2000.
- NAZARENO, L. R.; BARION, M. I.; LUNARDI, M. E. *Panorama da Ciência e Tecnologia no Estado do Paraná na Última Década*, Curitiba, 2010. (Nota técnica Ipardes, n.18)
- NBIA – National Business Incubation Association. 2015. Disponível em: <www.nbia.org>. Acesso em: 1 jan. 2016.
- PEREZ, C. New technologies and development. In: FREEMAN, C.; LUNDVALL, B. A. (Dir.). *Small countries facing the technological revolution*. London: Pinter Publishers, 1988. p. 85-97.
- PEREZ, C. Structural change and assimilation of new technologies in the economic and social systems. *Futures*, v. 15, n. 5, p. 357-375, 1983.
- PEREZ, C. *Technological revolutions and financial capital: the dynamics of bubbles and golden ages*. Cheltenham: Edward Elgan, 2002.
- PEROBELLI, F. S.; OLIVEIRA, A. F.; NOVY, L. G. G.; FERREIRA, M. V. Planejamento Regional e políticas de desenvolvimento dos municípios de Minas Gerais na região em torno de Juiz de Fora: uma aplicação da análise fatorial. *Nova Economia*, v. 9. n .1, p. 121-150, 1999.
- PHILLIPS, R. G. Technology Business Incubators: How Effective as Technology Transfer Mechanisms? *Technology in Society*, v. 24, p. 299-316, 2002.
- PORAT, M.; RUBIN, M. *The information economy: definition and measurement*. Washington, D.C.: US Government Printing Office, 1977.
- REZENDE, L. P.; PARRÉ, J. L. A regionalização da agricultura paranaense na década de noventa: um estudo utilizando estatística multivariada. In: *Anais do Congresso da SOBER*. SOBER. Cuiabá, 2004.
- SEBRAE – Serviço Brasileiro de Apoio às Micro e Pequenas Empresas. *Participação das Micro e Pequenas empresas na economia brasileira*. 2014. Disponível em: <http://www.sebrae.com.br>. Acesso: 1 jan. 2014.
- SILVEIRA, R. M. C. F. *Inovação tecnológica na visão dos gestores e empreendedores de Incubadoras de Empresas de Base Tecnológica do Paraná (IEBT-PR): desafios e perspectivas para a educação tecnológica*. 2007. 257 f. Tese (Doutorado) – Programa de Pós-Graduação em Educação Científica e Tecnológica, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2007.
- STEGE, A. L.; PARRÉ, J. L. Fatores que determinam o desenvolvimento rural nas microrregiões do Brasil. *Confins* [Online], 2013. Disponível em: <confins.revues.org/8640>. Acesso: 1 jan. 2016.
- TIDD, J.; BESSANT, J.; PAVITT, K. *Gestão da Inovação*. São Paulo: Artmed, p. 33, 2005.
- VEDOVELLO, C.; FIGUEIREDO, P. N. Incubadora de Inovação: Que nova espécie é essa? *Revista RAE-Eletrônica*, v. 4, n. 1, 2005.



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

*Vol. 11, n. 2, pp. 152-172, 2017*

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

---

## **UMA ANÁLISE DOS CUSTOS DA MOBILIDADE URBANA NO BRASIL: PERDAS DO PIB COM DESLOCAMENTOS<sup>1\*</sup>**

**Guilherme Szczerbacki Besserman Vianna**

Mestre em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) da  
Universidade Federal Fluminense (UFF)

E-mail: guilhermeszcz@gmail.com

**Danielle Carusi Machado**

Professora da Faculdade de Economia da Universidade Federal Fluminense (UFF/RJ)

E-mail: dani\_carusi@hotmail.com

**RESUMO:** O presente artigo pretende estimar o percentual do PIB perdido em deslocamentos para cada uma das nove regiões metropolitanas brasileiras presentes na PNAD (Rio de Janeiro, São Paulo, Porto Alegre, Belo Horizonte, Curitiba, Belém, Salvador, Recife e Fortaleza), além do município de Brasília. Através da análise de matrizes de correlação, busca-se conectar o percentual do PIB perdido em deslocamentos com o IFDM (Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal) e seus diferentes fatores, mostrando assim a ligação entre mobilidade urbana e bem-estar social, através de suas diferentes dimensões. A partir de uma modelagem econométrica, estimou-se por MQO a relação entre o percentual do PIB perdido em deslocamentos sobre as diferentes dimensões do IFDM, considerando impactos diferenciados ao longo do tempo. Os resultados indicam alta correlação entre a mobilidade urbana e o bem-estar social quatro anos após o índice de mobilidade encontrado, especialmente na área de saúde. Por fim, observaremos possibilidades de financiamento para os gargalos de infraestrutura existentes no país.

**Palavras-Chave:** Mobilidade urbana; Bem-estar social; Congestionamento; Economia urbana; Brasil.

**Classificação JEL:** R41; R42; R48; R58.

**ABSTRACT:** The present article estimates the percentage of GDP lost in commuting in nine metropolitan regions in Brazil (São Paulo, Porto Alegre, Belo Horizonte, Curitiba, Belém, Salvador, Recife e Fortaleza), according to the PNAD research (National Survey by sample household) and the county of Brasilia. Using the function of correlation, it is sought to connect the percentage of GDP lost in commuting and the IFDM (Firjan Index of Municipal Development), including it's different factors, showing the connection between urban mobility and welfare state, through it's different dimensions. There's also a regression using OLS, we estimate the relation between the GDP lost in commuting and the IFDM, considering temporal impact differences. The results indicate a high correlation between urban mobility and social welfare four years after the mobility index used, especially the relation with health. At the end, we will observe the funding possibilities to the infrastructure bottlenecks in Brazil.

**Keywords:** Urban mobility; Welfare; Commuting time; Urban economics; Brazil.

**JEL Code:** R41; R42; R48; R58.

---

<sup>1</sup> Os autores agradecem o CNPq pela bolsa oferecida por dois anos e aos professores Carlos Eduardo Frickmann Young e Emmanoel de Oliveira Boff, que contribuíram com sugestões importantes, ao participarem da banca de defesa da dissertação de mestrado "A relação Entre Mobilidade Urbana e Bem-Estar Social Através da Abordagem das Capacitações", que foi a base da construção desse artigo. Os mesmos também agradecem os pareceristas anônimos que contribuíram para a melhoria deste artigo.

## 1. Introdução

A mobilidade urbana é um tema que vem ganhando destaque em todo o mundo, em especial no Brasil. Com o adensamento de grandes cidades, surgem várias economias de escala, mas também alguns problemas, tais como o aumento do tempo de deslocamento médio de habitantes metropolitanos que moram nas periferias. Diversos estudos, como Gomide (2003), Pero e Mihessen (2012), ONU (2013) e Vianna e Young (2016), mostram como a mobilidade urbana afeta a vida das pessoas, seja por seus efeitos econômicos (como perda de tempo e dificuldades com logística), por efeitos pessoais (como stress e dores no corpo), por efeitos sociais (devido a desigualdades nas condições de mobilidade) ou por efeitos ambientais (como a poluição do ar e o uso excessivo de combustível fóssil). Nesse contexto, uma parte da preocupação recai em mensurar os custos econômicos dos problemas de mobilidade urbana. Porém, além dos custos econômicos, sabe-se que os congestionamentos também afetam outras dimensões (citadas acima). Portanto, uma análise mais completa dos custos decorrentes da imobilidade urbana incorpora também esses aspectos.

Na literatura específica de cômputo do custo da imobilidade urbana, podemos agrupar três conjuntos de metodologias tendo em vista a complexidade de mensuração das variáveis envolvidas e das possíveis relações existentes entre elas. Descrevemos, abaixo, de forma breve, como em cada um deles o custo de imobilidade urbana é calculado:

- 1) com base em estimativas do custo de oportunidade do tempo perdido e dos custos ambientais (combustível utilizado e, em alguns trabalhos, custo de acidentes);
- 2) com base em estimativas do peso morto “*deadweightloss*”, ou seja, na perda de eficiência econômica, que ocorre quando o equilíbrio na oferta de um bem ou serviço não é alcançado, decorrente do tempo excessivo perdido em trânsito; e
- 3) com base na produção sacrificada, ou seja, o que deixa de ser produzido na economia devido ao tempo perdido nos deslocamentos. Em outras palavras, a conversão do tempo perdido em deslocamentos para força de trabalho (FIRJAN, 2015a).

Os dois últimos métodos são mais simples, porém costumam subestimar os custos totais dos congestionamentos por considerarem apenas uma dimensão de análise. A complexidade de cada pesquisa também varia de acordo com as estatísticas utilizadas. Alguns estudos possuem dados como o percentual sobrecarregado de cada via, enquanto outros usam apenas o tempo médio perdido em deslocamentos para converter em renda.

Neste artigo, não temos a pretensão de construir uma nova metodologia de análise dos custos de mobilidade urbana, mas sim de aplicar o terceiro método listado acima para descrever este fenômeno em 10 áreas de estudo (AEs): RM (Região Metropolitana) de São Paulo (RMSP), RM do Rio de Janeiro (RMRJ), RM de Belo Horizonte (RMBH), RM de Porto Alegre (RMPOA), RM de Fortaleza, RM de Salvador, RM de Recife, RM de Curitiba, RM de Belém e Brasília, contemplada apenas pelo Distrito Federal. Essas regiões foram escolhidas por serem os locais considerados como regiões metropolitanas pela PNAD. O trabalho possui três objetivos específicos: calcular o percentual do PIB perdido nas áreas estudadas (AEs) devido ao tempo de deslocamento ao trabalho; relacionar esses resultados com outros índices de bem-estar já existentes; e, por fim, comparar os gargalos de infraestrutura estimados por Santos *et al.* (2015) com o percentual do PIB perdido em cada AE devido a problemas de deslocamento. Nosso objetivo principal é mostrar o quão relevante é a análise dos problemas de mobilidade para a melhoria do bem-estar social tendo em vista que isso influencia de alguma forma as suas diferentes dimensões.

O artigo está estruturado da seguinte forma: na segunda seção, iremos fazer uma revisão da literatura, apresentando os diferentes trabalhos realizados na área e suas metodologias. Em seguida, vamos apresentar nossa metodologia, que será a conhecida como “produto sacrificado”, já utilizada em outros trabalhos, mas não com essa abrangência temporal dentro das regiões metropolitanas brasileiras. Na seção quatro, vamos apresentar os resultados encontrados, o que inclui a busca em

correlacionar o PIB perdido em deslocamento com o bem-estar nas metrópoles brasileiras. Na penúltima seção, mostraremos as necessidades de financiamento de cada local estudado, de acordo com estudo do BNDES e compararemos com as perdas monetárias encontradas durante o trabalho. Por fim, serão apresentadas as considerações finais.

## 2. Revisão da literatura sobre cálculo dos custos de mobilidade

### 2.1. Custos econômicos e ambientais da mobilidade urbana

Um dos trabalhos mais completos na área é fornecido pelo *Texas A&M Transportation Institute* (SCHRANK *et al.*, 2015) que publica anualmente os custos da mobilidade urbana para todas as cidades dos EUA. A cada ano, são estudadas duas variáveis: o tempo excessivo gasto em deslocamentos e a quantidade excessiva de combustível utilizada. Para estimar esses valores, são utilizados a taxa de ocupação de cada via e o número de veículos encontrados em cada distância discriminando os diferentes tipos de automóvel de acordo com o nível de gasolina emitido.

No último levantamento, em 2014, estima-se que os EUA perderam aproximadamente 160 bilhões de dólares (em valores daquele ano), a maioria em áreas metropolitanas, com problemas de trânsito, o que representava cerca de 1% do PIB do país. Esse percentual se mantém constante ao longo dos últimos anos (SCHRANK *et al.*, 2015).

Já para a cidade de Auckland, na Nova Zelândia, Wallis (2013) calculou os custos totais de congestionamento incluindo os custos de acidentes e os danos dos transportes ao meio ambiente. A metodologia usada nesse trabalho se baseou na diferença entre o tempo médio gasto em viagens e aquele que seria observado caso as vias de acesso funcionassem em sua capacidade plena. Os resultados indicaram perdas entre US\$0,7 bilhão e US\$1 bilhão no ano de 2001, que representavam de 3% a 4% do PIB local.

No Brasil, a FIRJAN (2014) calculou que a Região Metropolitana de São Paulo (RMSP) perdeu R\$69,8 bilhões em 2013 devido a problemas de mobilidade urbana, o equivalente a 7,8% do PIB metropolitano; e a Região Metropolitana do Rio de Janeiro (RMRJ) perdeu R\$29 bilhões, ou 8,2% do PIB da região. Para realizar essas estimativas, foram incluídos nas contas dados de gastos de congestionamentos e combustíveis, além do custo do tempo perdido para os trabalhadores.

Usando um modelo econométrico conhecido como EGC<sup>2</sup>, que é capaz de capturar abrangentes impactos econômicos através de relações de causalidade, Haddad e Vieira (2015) estimaram que a RMSP perdeu 394 milhões de reais em 2010 no curtíssimo prazo (sem os efeitos de aglomeração e com os estoques de capital exógenos), mas essas perdas aumentam para R\$9,4 bilhões no curto prazo (que incorpora os efeitos de aglomeração via alterações na acessibilidade) e R\$27,1 bilhões no longo prazo (quando os estoques de capital são endógenos, mas os estoques de residência e a localização das moradias são fixos). Esses resultados representam 0,19%, 4,19% e 12,89% do PIB local. No resto do Brasil (sem discriminação por região), as perdas em curtíssimo, curto e longo prazo são de, respectivamente, 0,04%, 0,73% e 2,83%.

Esses trabalhos possuem diferentes metodologias entre si, o que gera um problema para comparar os resultados encontrados. Ademais, questionamentos podem ser realizados, visto que eles procuram encontrar o custo total das deficiências da mobilidade urbana, mas nenhum trabalho é capaz de incluir todas as variáveis. Por exemplo, muitas vezes, os custos de acidentes ou o impacto de problemas de transporte no comércio local não são levados em conta (LITMAN, 2014).

---

<sup>2</sup> O modelo EGC (equilíbrio geral computável) busca atribuir formas funcionais aos agentes econômicos que representam o seu comportamento no momento em que modificaram os fluxos de base presentes nas matrizes da pesquisa (para Haddad e Vieira (2015), as matrizes utilizadas foram: a pesquisa origem-destino de São Paulo de 1997 e os dados do censo demográfico do IBGE de 2010). A ideia é que os valores expressos nesses fluxos são resultado de ações comportamentais dos agentes econômicos (FOCHEZATTO, 2003, p. 8).



## 2.2. Deadweightloss

Este método é o mais comum quando o objetivo é estabelecer um valor mínimo para as perdas necessárias com mobilidade urbana. No Canadá, foi feita uma estimativa de quais seriam os “níveis aceitáveis de congestionamento”, sendo comparados com os resultados observados na realidade. Estimou-se uma perda total de 3 bilhões de dólares canadenses em 2007, sendo 70% das perdas observadas em Montreal e Toronto, as maiores áreas metropolitanas do país (LINDSEY, 2007). Para a Austrália, com metodologia semelhante, calculou-se que houve um gasto de 11,06 bilhões de dólares australianos em 2005, 5,6 dos quais evitáveis em um cenário em que não há congestionamentos (BTRE, 2005).

Prud’homme (1998) mediu os custos de congestionamento para Paris em 1991, com o objetivo de encontrar o peso morto no local devido aos problemas de mobilidade. Dessa forma, foram analisadas as diferenças entre o que era gasto em tempo e combustível durante diferentes períodos do dia e o que seria gasto com uma livre circulação. Os resultados indicam perdas entre 1,5% e 2% do PIB naquele ano. Para Londres, Prud’homme e Bocarejo (2005) compararam o tempo de deslocamento no centro da cidade antes e depois da aplicação de um pedágio urbano no local, em 2002. No primeiro período, era perdido 0,11% do PIB municipal e, depois, 0,03%. Esse artigo é diferente do de Wallis (2013) e do de Schrank *et al.* (2015) por observar apenas os custos diretos da mobilidade, ao invés de incluir as externalidades ambientais na análise.

Em relação aos artigos apresentados na subseção anterior, este método tem como vantagem o fato de sua realização ser mais simples. Isso permite a comparação com outros estudos que realizam a mesma metodologia, além de possibilitar uma análise de qual seria o cenário ideal (apenas com os deslocamentos mínimos necessários). No entanto, os resultados observados dessa maneira são subestimados, visto que não incluem o impacto dos transportes em diversas variáveis que podem ser afetadas pelo sistema.

## 2.3. Produto sacrificado

O método da produção sacrificada consiste em multiplicar o salário hora de cada região pelo tempo médio de deslocamento do local. Esse método costuma ser utilizado para tornar possível a conversão do tempo perdido em deslocamentos para valores monetários.

Na Espanha, Domenèch (2008) calculou o tempo médio de deslocamento de casa para o trabalho em 2001 e transformou os resultados em renda através do salário médio de cada região. Além disso, foram observadas diferenças nos resultados para grupos de diferentes características: no total, homens levam em média 4 minutos a mais em relação às mulheres para ir e voltar do trabalho; pessoas com algum tipo de deficiência física demoram 2 minutos a mais do que quem não possui nenhuma deficiência; e quem usa transporte público demora 3,7 minutos a mais em seus deslocamentos do que quem usa o transporte privado. Desse modo, apurou-se que, em 2002, 3,5% do PIB foi perdido em deslocamentos no país. A região de Madrid foi a mais prejudicada, com uma perda total de 4,5% de seu PIB.

No Brasil, a FIRJAN (2015b) calculou, através do mesmo método, os custos de deslocamento em 39 regiões metropolitanas do país nos anos de 2011 e 2012. No total, os custos foram equivalentes a 4,3% do PIB dessas regiões, em 2011, e 4,4%, em 2012. A RMRJ foi a que teve os piores resultados, perdendo o equivalente a 5,5% de seu PIB em 2011 e 5,7% de seu PIB em 2012. Young *et al.* (2013) realizam a mesma conta para os municípios do Rio de Janeiro, em 2010. Foi encontrada uma perda total de 4,9% do PIB na RMRJ contra 1,7% no interior do estado. Vianna e Young (2016) usam a mesma metodologia para todo o Brasil no ano de 2010. Segundo o estudo, no ano em questão, o Brasil perdeu 2,6% de seu PIB em deslocamentos. A RM mais prejudicada foi a de Belém, com perdas equivalentes a 4,8% de seu PIB.

Dentre os três grupos metodológicos apresentados, este é o mais simples. Não entram no cálculo os custos de externalidades relacionadas ao meio ambiente, nem são estudados diferentes cenários supondo evoluções no sistema de transporte, além de não serem considerados diversos outros

efeitos da mobilidade no bem-estar dos habitantes urbanos, como o estresse. Por isso, os resultados também são subestimados – mesmo considerando que nem toda a produção sacrificada em mobilidade poderia ser convertida em renda. Por basear-se em aproximações, essa estimativa também possui outra deficiência: utilizam-se médias salariais e médias de tempo de deslocamentos para calcular o tempo perdido em cada região, o que não analisa as desigualdades que existem entre os tempos perdidos em deslocamento. No entanto, a metodologia é a mesma em diversos estudos, permitindo assim a realização de comparações. Por isso, este será o método utilizado neste trabalho.

#### 2.4. Relação entre mobilidade urbana e bem-estar social

Para relacionar a mobilidade urbana e as capacitações, na RMSP, Maciel *et al.* (2015) construíram uma medida de bem-estar baseada na abordagem das capacitações com dados do Censo 2010 (IBGE) e compararam os resultados de cada município com um índice de mobilidade urbana, de acordo com as estatísticas de tempo de deslocamentos, também disponibilizadas pelo Censo<sup>3</sup>. Mostrou-se que os municípios com pior qualidade de vida são os mesmos que possuem os piores índices de mobilidade.

Outra forma de medir como a mobilidade é capaz de afetar os indivíduos é através de funções de correlação. Young, Aguiar e Possas (2013) observaram as correlações entre o tempo de deslocamento em municípios do estado do Rio de Janeiro (através de dados do Censo 2010) com os índices de emprego e de educação disponibilizados pela FIRJAN (IFDM – Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal, que mede anualmente diferentes variáveis de bem-estar em todos os municípios do país. No trabalho, os resultados comparados foram os de 2010). As correlações foram de 0,36 entre o tempo de deslocamento observado e o emprego, e -0,66 entre o tempo de deslocamento e a educação, sinalizando que as ofertas de emprego na RMRJ se concentram no centro da RM, e que indivíduos com baixa educação vivem em áreas periféricas e com poucas possibilidades de mobilidade.

### 3. Metodologia

Iremos seguir a metodologia do produto sacrificado, seguindo Domènech (2008), Young, Aguiar e Possas (2013), FIRJAN (2015) e Vianna e Young (2016). Esta análise será estendida para incluir um período de dez anos, o que permite ver a evolução das perdas em um passado recente no país. Para o cálculo, utilizamos o tempo médio de deslocamento para o trabalho de cada região<sup>4</sup> realizado em Vianna e Young (2016)<sup>5</sup>. Esses números foram multiplicados por 230 (número médio

<sup>3</sup> O índice de bem-estar calculado foi o MIQL-M, que utiliza dados de renda, saúde, educação, infraestrutura urbana, habitação e acesso à informação, baseados em dados do Censo 2010 (IBGE). Os dados foram submetidos a três tratamentos: 1) a generalização de Sen aplicada aos dados de cada dimensão. Esse procedimento consiste, basicamente, na sensibilização dos dados à desigualdade de sua distribuição, utilizando o índice de Atkinson como medida de desigualdade. 2) a geração de subíndices da abordagem da teoria dos conjuntos fuzzy aplicada aos dados generalizados (que assumem valores no intervalo entre 0 – mínimo – e 1 – máximo, de modo que a cada elemento é atribuído um grau de pertinência relativo ao conjunto). 3) a agregação dos subíndices em um índice sintético de bem-estar através da média geométrica, conferindo ao índice a propriedade de consistência nos subgrupos. O índice de mobilidade foi equivalente a  $(1 - (\text{tempo de deslocamento observado} - 5)/115)$ , de maneira a contemplar um valor entre 0 e 1.

<sup>4</sup> Apesar da disponibilidade dos microdados da PNAD para informações sobre tempo de deslocamento e renda mensal do trabalho, optamos por trabalhar com as médias regionais. Em alguns casos extremos, isso pode gerar um viés nos nossos cálculos, contudo, como temos uma amostra relativamente grande, acreditamos que esses casos não possuem impacto significativo nos resultados. Ademais, destacamos que seguimos o procedimento que usualmente é feito pela literatura e não com os microdados, seguindo o que a literatura metodológica tem feito.

<sup>5</sup> Os cálculos realizados tomam como base as respostas para a pergunta existente no questionário da PNAD: “Quanto tempo levava para ir do domicílio em que morava até o local desse trabalho?” R: (i) até trinta minutos, (ii) de trinta minutos até uma hora, (iii) mais de uma hora até duas horas e (iv) mais de duas horas. Utilizou-se a média de cada valor para encontrar os tempos médios de cada região: 15min para (i); 45min para (ii); 90min para (iii); e 150min para (iv).

de dias úteis em um ano) e divididos por 60 (convertendo os minutos em horas). Em seguida, esse resultado foi multiplicado pelo rendimento hora de cada local (disponível em Apêndice), também extraído das PNADs de 2001 a 2014, com exceção de 2010<sup>6</sup>, de maneira a obter o PIB *per capita* perdido em deslocamentos em cada área estudada. Ao multiplicar o resultado pela população ativa<sup>7</sup>, encontramos o total perdido por ano em deslocamentos para cada área de estudo. Posteriormente, o valor total será dividido pelo PIB da área no período<sup>8</sup> para encontrarmos o percentual do PIB perdido com deslocamentos em cada local. É importante ressaltar que os resultados utilizados foram as médias das diferentes variáveis em cada área, o que não permite a avaliação de desigualdades internas, mas é um bom parâmetro de comparação.

Para facilitar a visualização, nessa parte dividimos as áreas estudadas (AEs) em quatro grupos, de acordo com a população de cada local em 2014:

- Grupo 1 (acima de 10 milhões de habitantes): RM do Rio de Janeiro (RMRJ) e RM de São Paulo (RMSP).
- Grupo 2 (entre 4 e 10 milhões de habitantes): e RM de Belo Horizonte (RMBH) e RM de Porto Alegre (RMPOA).
- Grupo 3 (entre 3 e 4 milhões de habitantes): RM de Salvador, RM de Fortaleza e RM de Recife e RM de Curitiba.
- Grupo 4 (entre 2 e 3 milhões de habitantes): RM de Belém e RM de Brasília.

Apesar das limitações já apontadas desta metodologia, conseguimos comparar todas as áreas estudadas, e, portanto, perceber quais são as localidades mais problemáticas.

Ademais, três pressupostos foram levantados:

1. Regiões mais populosas possuem mais vantagens decorrentes da divisão do trabalho, e, por isso, tendem a um maior bem-estar;
2. Populações maiores dificultam o deslocamento e, portanto, regiões mais populosas tendem a possuir maiores tempos de deslocamento médio de seus habitantes;
3. Problemas de mobilidade urbana prejudicam o bem-estar das metrópoles.

Portanto, para analisarmos a relação entre mobilidade e bem-estar social usaremos duas estratégias:

- i. Análise da correlação entre o percentual do PIB perdido e um índice de bem-estar social (IFDM e seus fatores);
- ii. Análise econométrica que investiga a relação entre o percentual do PIB perdido e o IFDM (Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal) e seus coeficientes de saúde e educação, além do PIB *per capita* e a população de cada local.

---

<sup>6</sup> O ano de 2010 não foi incluído na pesquisa porque há diferenças metodológicas entre os dados do Censo (pesquisa que possui os dados deste ano) e da PNAD, que influem nos resultados observados.

<sup>7</sup> Para encontrar a população ativa, utilizamos a estimativa da população em cada ano (disponibilizada pelo IBGE) e multiplicamos pelo percentual de pessoas acima de 10 anos ativas segundo as PNADs.

<sup>8</sup> Os PIBs municipais foram extraídos do produto interno dos municípios (IBGE, vários anos). Para transformá-los nos PIBs das RMs, somamos as estimativas de todos os municípios pertencentes a cada RM, em determinado período (resultados disponíveis no Apêndice). Como os dados dos PIBs municipais só existem até 2012, a estatística de percentual do PIB perdido com deslocamentos só pode ser realizada entre 2001 e 2012, excetuando-se 2010 (ano em que a PNAD não foi disponibilizada).

O IFDM é um índice que busca medir o bem-estar dos municípios brasileiros através de estatísticas de renda e emprego, saúde e educação (a decomposição desse índice está disponível em tabela no anexo). Sua utilização neste trabalho se justifica porque é o único índice de bem-estar que possui dados em todos os anos entre 2005 e 2013 no Brasil. Para encontrar o IFDM de cada região metropolitana e seus coeficientes, serão utilizados os resultados de cada município pertencente à região, ponderados por suas respectivas populações.

Por isso, na primeira estratégia, analisamos a correlação entre o percentual do PIB perdido e os indicadores de bem-estar em um mesmo ano até a correlação entre o percentual do PIB perdido com os índices de bem-estar anos depois.

A ideia é mostrar que um sistema deficiente de mobilidade pode estar associado a problemas para o bem-estar em períodos posteriores - o custo de oportunidade do tempo perdido em deslocamentos ou a acessibilidade limitada a diferentes locais podem reduzir a produtividade de um indivíduo, sendo capaz de produzir impactos de longo prazo. As más condições no transporte oferecido e a poluição existente podem estar relacionadas, de alguma forma, com os problemas de saúde em anos posteriores. Sabemos que temos problemas relativos à endogeneidade, portanto, nesta parte, não inferimos relações causais, apenas tentamos entender um pouco melhor as relações existentes entre as variáveis.

Na segunda estratégia, iremos estimar os modelos apresentados nas Equações (1)-(4), com a intenção de mostrar como o percentual do PIB perdido é capaz de afetar o IFDM e seus fatores 4 anos após sua observação, conforme mostrado a seguir:

$$IFDM_{t+4} = \alpha + \beta_1 \%PIBP_t + \beta_2 PIB\ P/C_t + \beta_3 POP_t + \beta_4 IFDM_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$IFDMS_{t+4} = \alpha + \beta_1 \%PIBP_t + \beta_2 PIB\ P/C_t + \beta_3 POP_t + \beta_4 IFDM_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$IFDME_{t+4} = \alpha + \beta_1 \%PIBP_t + \beta_2 PIB\ P/C_t + \beta_3 POP_t + \beta_4 IFDM_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$IFDMR_{t+4} = \alpha + \beta_1 \%PIBP_t + \beta_2 PIB\ P/C_t + \beta_3 POP_t + \beta_4 IFDM_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

em que:  $\%PIBP_t$  = Percentual do PIB perdido em deslocamentos no ano  $t$ ;  $PIB\ P/C_t$  = PIB *per capita* dividido por 1.000 no ano  $t$ ;  $POP_t$  = População metropolitana dividida por 1.000.000 no ano  $t$ ;  $IFDM_t$  = Índice Firjan de desenvolvimento municipal no ano  $t$ ;  $IFDM_{t+4}$  = Índice Firjan de desenvolvimento municipal no ano  $t+4$ ;  $IFDMS_{t+4}$  = Índice Firjan de desenvolvimento municipal fator saúde no ano  $t+4$ ;  $IFDME_{t+4}$  = Índice Firjan de desenvolvimento municipal fator educação no ano  $t+4$ ;  $IFDMR_{t+4}$  = Índice Firjan de desenvolvimento municipal fator renda no ano  $t+4$ ;  $\alpha$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\beta_3$ ,  $\beta_4$  são parâmetros a serem determinados e  $\varepsilon$  o termo de erro que segue uma distribuição normal com média zero e variância  $\sigma^2$ .

Optamos por escolher o período de quatro anos para podermos captar alguns efeitos de mais longo prazo. Como não temos dados para um período mais longo (o IFDM vai de 2005 a 2013 somente), se escolhêssemos uma maior defasagem, como 5 anos, estaríamos perdendo observações na análise. Para um período mais curto, de 3 anos, fizemos uma estimação e comparamos os resultados como critério de robustez. Não apresentamos estes resultados no corpo do artigo, mas ele consta no Apêndice e será comentado na análise de resultados.

Mostramos a relação que existe entre os custos associados à mobilidade urbana, descritos pelo percentual do PIB perdido, e diferentes indicadores de bem-estar social registrados no longo prazo (registrados para os 4 anos posteriores), controlando para o total da população e o nível de atividade econômica (incluindo as variáveis de população e de PIB *per capita*). Os indicadores de bem-estar social são o IFDM, o IFDME, o IFDMS e o IFDMR. Os três últimos captam diferentes fatores do índice de desenvolvimento municipal, portanto, diferentes dimensões de bem-estar social.

## 4. Resultados

### 4.1. Valor total perdido com deslocamentos

Na Tabela 1, observam-se os PIBs das áreas de estudo (AEs) em 2001 e 2012, além da variação no período. Já na Tabela 2, apresentam-se os valores totais perdidos no tempo de ida e de volta ao trabalho nos anos de 2001 e 2014 e as variações do período. É evidente que os valores mais altos ocorrem onde a renda é mais alta. No entanto, é importante observar como os resultados mudam ao longo do tempo.

**Tabela 1 - PIB por região em 2001 e 2012 (em milhões de R\$ de 2014)**

Região	2001	2012	$\Delta$ 2001-2012
RM de Belém	13.166,11	28.811,02	119%
RM de Fortaleza	23.790,80	59.616,20	151%
RM de Recife	36.205,37	75.889,21	110%
RM de Salvador	48.972,11	72.929,82	49%
<b>Norte/Nordeste</b>	<b>122.134,40</b>	<b>237.246,24</b>	<b>94%</b>
RM de Curitiba	48.134,06	104.725,51	118%
RMPOA	70.805,24	118.168,00	67%
<b>Sul</b>	<b>118.939,30</b>	<b>222.893,51</b>	<b>87%</b>
RMBH	72.394,02	134.960,28	86%
RMRJ	168.535,47	322.853,82	92%
RMSP	379.727,89	786.499,86	107%
<b>Sudeste</b>	<b>620.657,39</b>	<b>1.244.313,95</b>	<b>100%</b>
Brasília	59.148,73	171.235,53	189%
<b>Áreas Estudadas (AEs)</b>	<b>920.879,82</b>	<b>1.875.689,24</b>	<b>104%</b>
<b>Fora das AEs</b>	<b>1.224.378,46</b>	<b>2.516.404,76</b>	<b>106%</b>
<b>Brasil</b>	<b>2.145.258,28</b>	<b>4.392.094,00</b>	<b>105%</b>

Nota: (a) Os valores foram convertidos para valores de 2014 através do IPCA; (b) Para comparar os dois resultados, os valores de 2001 e 2012 foram convertidos para valores de 2014 através do IPCA geral acumulado no período.

Fonte: Elaboração própria com base PIB dos municípios (IBGE).

**Tabela 2 - Renda total perdida devido ao tempo de deslocamento em 2001 e 2014 (em milhões de R\$ de 2014)**

Região	2001	2012	2014	$\Delta$ 2001-2012	$\Delta$ 2001-2014
RM de Belém	646,69	2.597,07	2.848,03	302%	340%
RM de Fortaleza	1.241,27	3.719,72	3.687,21	200%	197%
RM de Recife	1.404,67	3.150,52	4.712,43	124%	235%
RM de Salvador	1.486,10	4.803,37	5.534,59	223%	272%
<b>Norte/Nordeste</b>	<b>4.741,87</b>	<b>14.356,63</b>	<b>16.805,15</b>	<b>203%</b>	<b>254%</b>
RM de Curitiba	1.985,13	5.061,11	5.880,43	155%	196%
RMPOA	2.731,57	5.461,52	6.417,27	100%	135%
<b>Sul</b>	<b>4.747,74</b>	<b>10.305,19</b>	<b>12.098,03</b>	<b>117%</b>	<b>155%</b>
RMBH	2.675,40	8.757,26	9.642,47	227%	260%
RMRJ	9.404,40	23.573,32	38.007,92	151%	304%
RMSP	17.772,38	56.313,80	67.563,21	217%	280%
<b>Sudeste</b>	<b>28.247,03</b>	<b>82.342,17</b>	<b>107.533,09</b>	<b>192%</b>	<b>281%</b>
Brasília	1.933,92	5.266,59	7.571,51	172%	292%
<b>Áreas Estudadas (AEs)</b>	<b>35.245,51</b>	<b>98.201,34</b>	<b>123.059,46</b>	<b>179%</b>	<b>249%</b>
<b>Fora das AEs</b>	<b>37.172,84</b>	<b>86.003,06</b>	<b>115.441,71</b>	<b>131%</b>	<b>211%</b>
<b>Brasil</b>	<b>76.261,45</b>	<b>190.747,86</b>	<b>247.153,30</b>	<b>150%</b>	<b>224%</b>

Nota: Para comparar os dois resultados, os valores de 2001 foram convertidos para valores de 2014 através do IPCA geral acumulado no período.

Fonte: Elaboração própria com base PIB dos municípios (IBGE).

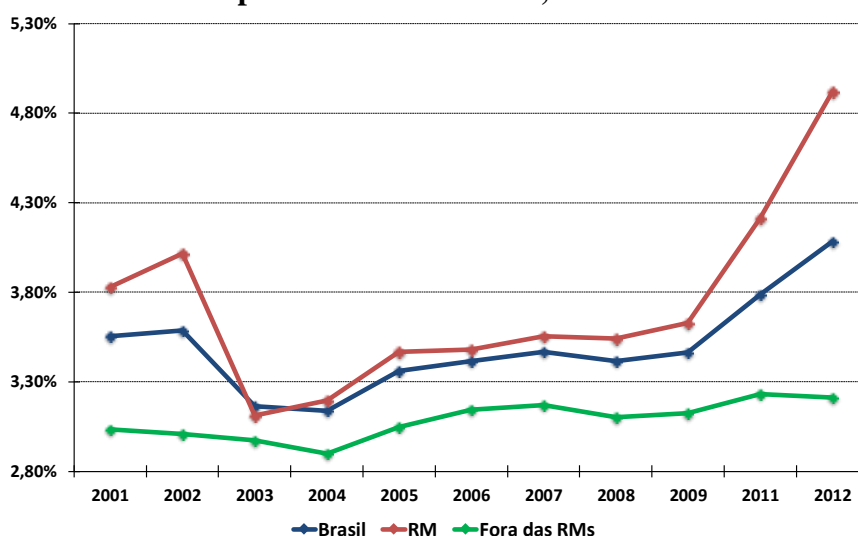
A RMRJ e a RMSP (as duas maiores metrópoles do Brasil) são responsáveis por 42,7% do total perdido em tempo de deslocamento no país e 85,8% do total perdido nas RMs. Dessa forma, percebe-se a importância do tempo perdido nos dois locais, que possuem 25% do PIB nacional e 59% do PIB das RMs, valores inferiores à participação dessas metrópoles nas perdas em congestionamentos observadas acima.

Para todas as regiões metropolitanas, observa-se que houve um aumento maior no percentual do PIB perdido em deslocamento no período entre 2001 e 2012 do que no aumento do PIB, mostrando que os problemas de mobilidade urbana são crescentes no país. Já o município de Brasília obteve crescimento do PIB (189%) um pouco maior que o crescimento do percentual do PIB perdido com deslocamentos (172%) no período. Para o total das áreas estudadas, o PIB *per capita* e o percentual do PIB perdido em deslocamentos variaram, respectivamente, 104% e 179% entre 2001 e 2012.

#### 4.2. Evolução do percentual do PIB perdido com deslocamentos para o trabalho: 2001 a 2012

Analisando o valor perdido em deslocamento para o trabalho como proporção do PIB podemos comparar melhor as diferentes áreas estudadas. No Gráfico 1, podemos verificar que a média do percentual perdido em deslocamento nas AEs era semelhante ao perdido no Brasil entre 2003 e 2008 (entre 3% e 3,5%). A partir de 2009, esse valor cresce 1,38 p.p. em 4 anos, chegando em 4,9%, enquanto o total brasileiro cresceu menos da metade (0,67 p.p.), com perdas de 4% de seu PIB devido ao tempo de deslocamento de seus habitantes. Em contrapartida, as perdas fora das AEs permanecem estáveis durante quase todo o período, com perdas entre 3% e 3,2% de seu PIB devido ao tempo perdido em deslocamento.

**Gráfico 1 – Percentual do PIB perdido com tempo de deslocamento para o trabalho Brasil, AEs e fora das AEs**

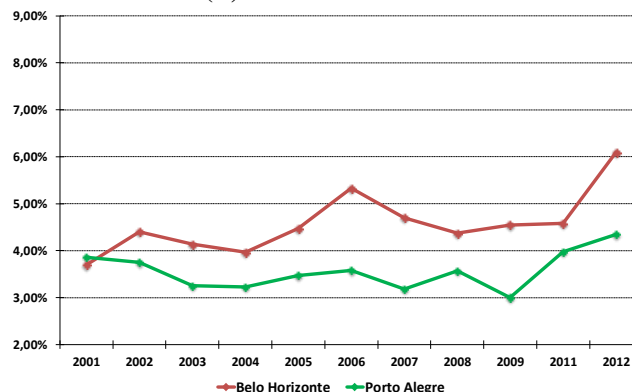
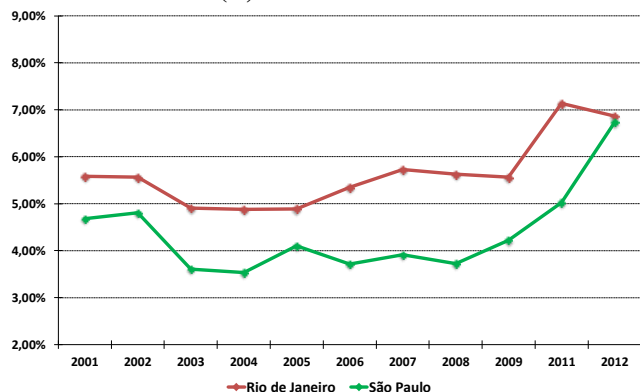


Nota: Dada a disponibilidade dos dados do PIB até 2012, a série se restringe ao período 2001-2012.

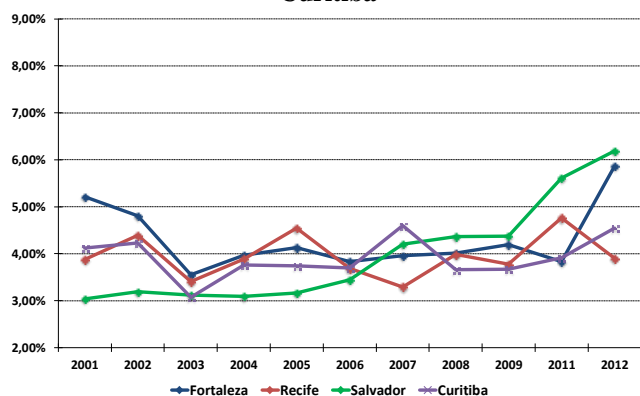
Fonte: PNADs.

No Gráfico 2, observamos a evolução do percentual do PIB perdido com deslocamentos em cada área estudada, de acordo com a divisão apresentada na metodologia.

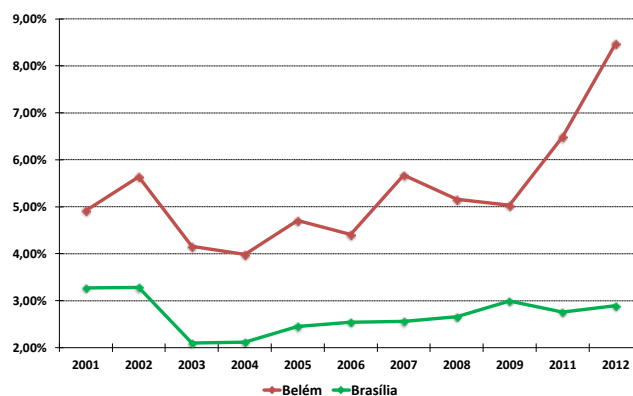
**Gráfico 2 – Percentual do PIB perdido com tempo de deslocamento para o trabalho nas AEs**  
**(A) RMEJ e RMSP** **(B) RMBH e RMPOA**



**(C) RM Fortaleza, RM Recife, RM Salvador e RM Curitiba**



**(D) RM Belém e Brasília**



Nota: Dada a disponibilidade dos dados do PIB até 2012, a série se restringe ao período 2001-2012.

Fonte: PNADs.

Na comparação entre a RMRJ e a RMSP, é interessante observar que a primeira apresenta resultados piores durante todo o período estudado (variando entre 4,8% e 7,1% do PIB). No entanto, a RMSP, cujas perdas variaram entre 3% e 5% do PIB entre 2001 e 2011, apresentou aumento de 1,7 p.p. entre 2011 e 2012, chegando a perdas em função de deslocamentos equivalentes à 6,7% de seu PIB, enquanto a RMRJ apresentou queda de 0,2 p.p. (o que resultou em 6,9% do PIB perdido em função de deslocamentos em 2012), o que aproximou os resultados das duas regiões.

Em 2001, o valor perdido na RMBH (3,7%) e na RMPOA (3,9%) era basicamente o mesmo. Porém, nos últimos anos, verificam-se aumentos maiores nos percentuais do PIB perdido em deslocamentos observados para a RMBH, sobretudo no último ano, com aumento de 1,5 p.p. (chegando a perdas equivalentes a 6,1% de seu PIB), enquanto na RMPOA o aumento foi de 0,4 p.p. e perdas de 4,3% do seu PIB devido a deslocamentos em 2012.

Em 2001, a RM de Salvador era a AE que possuía menores perdas em proporção ao PIB devido a deslocamentos (3%). No entanto, desde 2008, é a que apresenta piores resultados dentro de seu grupo de comparação (RM de Fortaleza, RM de Recife e RM de Curitiba), com variações no período entre 4,4 p.p. e 6,2 p.p. do PIB perdido em deslocamentos. Comportamento oposto foi observado na RM de Fortaleza, que obteve queda nos resultados apresentados entre 2001 (5,2%) e 2011 (3,8%). Entretanto, apenas entre 2011 e 2012, a RM apresentou aumento de 2 p.p. nas suas perdas e pela primeira vez obteve resultados piores que em 2001 (5,9%).

Outra observação interessante é o comportamento de Brasília (a única área que não abrange toda sua RM observada), pois permanece praticamente estável, entre 2,1% (valor observado em 2003) e 3,3% (valor observado em 2001) durante o período analisado. Se os dados da PNAD permitissem a

análise de toda a RM, os resultados seriam diferentes, pois os resultados em suas periferias devem ser piores. Já a RM de Belém apresenta os piores resultados do Brasil em 2012 (8,5%), após aumento de 2 p.p. em apenas um ano. Esses resultados são alarmantes, principalmente porque a RM de Belém é apenas a 13ª mais populosa do país.

Os dados mostram que os problemas também estão fora do eixo Rio-São Paulo, que detém a maior parte da concentração urbana. Exemplos são: o comportamento da RM de Salvador que, em todos os anos entre 2007 e 2011 (com valores entre 4,2% e 5,6%), apresentou resultados mais elevados que a RMSF (com valores entre 3,9% e 5%), e a RM de Belém que possui os piores resultados nacionais em 2012 (8,5%).

É difícil encontrar explicações para as variações entre 2011 e 2012, visto que os resultados são os últimos disponíveis para o percentual do PIB perdido, e algumas das metrópoles estavam realizando obras para a Copa do Mundo de 2014 (a RM de Belém foi a única área estudada que não teve estádio na competição). De qualquer modo, a grande variação dos resultados no período indica a fragilidade do sistema de transporte no Brasil. Após a realização das obras, esperam-se resultados mais estáveis ao longo do tempo.

#### 4.3. Correlação entre percentual do PIB perdido com deslocamentos e bem-estar

A Tabela 3 mostra a correlação entre o percentual do PIB perdido com deslocamento e os índices de bem-estar elegidos (PIB P/C - renda, IFDM (Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal) - bem-estar geral, IFDMS - saúde e IFDME - educação). Os dados mostram a correlação entre as variáveis em um mesmo ano até a correlação entre o percentual do PIB perdido em um ano e o índice de bem-estar 4 e 8 anos depois, no intuito de captar efeitos de mais longo prazo.

**Tabela 3 – Correlação entre percentual do PIB perdido e bem-estar**

	$\sigma^2$	N
Correl (%PIBP <sub>t</sub> , PIBP/C <sub>t</sub> ) = -0,31	1,29*	110
Correl (%PIBP <sub>t</sub> , PIBP/C <sub>t+4</sub> ) = -0,54	1,71*	70
Correl (%PIBP <sub>t</sub> , PIBP/C <sub>t+8</sub> ) = -0,54	2,44*	30
Correl (%PIBP <sub>t</sub> , IFDM <sub>t</sub> ) = -0,05	0,04	70
Correl (%PIBP <sub>t</sub> , IFDM <sub>t+4</sub> ) = -0,19	0,04	80
Correl (%PIBP <sub>t</sub> , IFDM <sub>t+8</sub> ) = -0,19	0,05	50
Correl (%PIBP <sub>t</sub> , IFDMS <sub>t</sub> ) = -0,24	0,04	70
Correl (%PIBP <sub>t</sub> , IFDMS <sub>t+4</sub> ) = -0,28	0,04	80
Correl (%PIBP <sub>t</sub> , IFDMS <sub>t+8</sub> ) = -0,34	0,04	50
Correl (%PIBP <sub>t</sub> , IFDME <sub>t</sub> ) = 0,07	0,04	70
Correl (%PIBP <sub>t</sub> , IFDME <sub>t+4</sub> ) = -0,12	0,04	80
Correl (%PIBP <sub>t</sub> , IFDME <sub>t+8</sub> ) = -0,18	0,05	50

Nota: \* - valor dividido por 1.000; %PIBP = Porcentual do PIB perdido; PIB P/C = PIB *per capita*; IFDM = Índice Firjan de desenvolvimento municipal; IFDMS = Índice Firjan de desenvolvimento municipal fator saúde; IFDME = Índice Firjan de desenvolvimento municipal fator educação.

Fonte: Elaboração própria com base na PNAD e IFDM.

A correlação negativa entre os fatores indica que um maior percentual do PIB perdido em deslocamentos, ou seja, maiores problemas de mobilidade urbana indicam piores resultados no bem-estar.



Segundo o coeficiente de correlação de Pearson, há correlação fraca quando o valor observado está entre 0,3 e 0,5 positivo ou negativo e correlação moderada quando o valor está entre 0,5 e 0,7 positivo ou negativo. Entre 4 e 8 anos após o %PIBP observado, quando as correlações são mais altas, há correlação moderada entre o PIB *per capita* e o percentual do PIB perdido (-0,54 em  $t+4$  e  $t+8$ ) e correlação fraca, ou bem próximo desse resultado, entre o IFDM de saúde e o percentual do PIB perdido (-0,28 em  $t+4$  e -0,34 em  $t+8$ ). Embora as outras correlações sejam menos significantes, os resultados mais altos para todas elas ocorrem entre os períodos  $t+4$  e  $t+8$ .

Também é possível analisar a correlação entre o percentual do PIB perdido, o PIB *per capita* e os indicadores de bem-estar dentro das AEs ao longo do tempo, como pode ser visto na Tabela 4. Em geral, os resultados apontam para uma correlação positiva no mesmo ano de análise – possivelmente porque melhorias nas condições de renda levam a uma maior aquisição de automóveis e um conseqüente aumento no tráfego de veículos. Porém, ao longo do tempo, essa correlação torna-se negativa para quase todas as AEs, o que evidencia a relação entre bem-estar e mobilidade urbana. Por exemplo, na comparação entre o percentual do PIB perdido e o PIB *per capita*, a RMPOA apresenta correlação positiva de 0,15 em  $t$ . No entanto, em  $t+4$ , a correlação já muda para -0,47. As exceções são a RMBH e a RM de Salvador, que permanecem com correlações positivas durante praticamente todo o período estudado para todos os índices. Por outro lado, mesmo para elas, há uma tendência de redução nas correlações observadas ao longo do tempo.

Na comparação entre o percentual do PIB perdido e os indicadores de bem-estar, nota-se um padrão: todas as AEs possuem correlação positiva em  $t$ , porém, em  $t+4$ , a maioria das correlações já é negativa. Isso sugere que o PIB perdido em deslocamento é capaz de afetar PIBs metropolitanos, sobretudo em anos posteriores.

**Tabela 4 – Correlações entre percentual do PIB perdido (%PIBP) e variáveis de bem-estar por região<sup>9</sup>**

**A) Correlação entre %PIBP e PIB P/C**

Região	Corr (%PIBP <sub>t</sub> ; PIB P/C <sub>t</sub> )			Corr (%PIBP <sub>t</sub> ; PIB P/C <sub>t+4</sub> )		
	Corr	$\sigma^2$ <sup>1</sup>	N	Corr	$\sigma^2$ <sup>4</sup>	N
RM Belém	0,57	1,53	11	0,04	2,08	7
RM Fortaleza	0,05	1,86	11	-0,53	2,54	7
RM Recife	0,14	2,19	11	-0,34	2,98	7
RM Salvador	0,68	2,73	11	0,48	3,62	7
RMPOA	0,15	3,65	11	-0,47	4,89	7
RM Curitiba	0,15	3,80	11	-0,01	5,15	7
RMBH	0,51	3,21	11	0,58	4,36	7
RMRJ	0,62	3,27	11	0,15	4,41	7
RMSP	0,38	4,80	11	-0,61	6,52	7
Brasília	-0,15	7,76	11	-0,39	10,55	7
<b>AEs</b>	<b>-0,31</b>	<b>1,29</b>	<b>110</b>	<b>-0,54</b>	<b>1,71</b>	<b>70</b>

Nota: valores de  $\sigma^2$  divididos por 1.000.

<sup>9</sup> Não existem dados para o total brasileiro, porque não o IFDM não possui um valor global. Como essa variável era necessária para a obtenção dos valores fora das RMs, essa medida também não se encontra nesta tabela.

**B) Correlação entre %PIBP e IFDH**

Região	Corr (%PIBP <sub>t</sub> ; IFDH <sub>t</sub> )			Corr (%PIBP <sub>t</sub> ; IFDH <sub>t+4</sub> )			Corr (%PIBP <sub>t</sub> ; IFDH <sub>t+8</sub> )		
	Corr	$\sigma^2$	N	Corr	$\sigma^2$	N	Corr	$\sigma^2$	N
RM Belém	0,88	0,11	7	0,26	0,11	8	-0,56	0,13	5
RM Fortaleza	0,41	0,12	7	-0,59	0,12	8	-0,86	0,14	5
RM Recife	0,20	0,13	7	-0,21	0,12	8	-0,04	0,15	5
RM Salvador	0,91	0,12	7	0,77	0,12	8	0,30	0,15	5
RMPOA	0,75	0,13	7	-0,46	0,12	8	-0,65	0,15	5
RM Curitiba	0,33	0,14	7	-0,05	0,13	8	-0,50	0,16	5
RMBH	0,50	0,13	7	0,54	0,12	8	0,51	0,15	5
RMRJ	0,91	0,13	7	0,29	0,13	8	-0,73	0,15	5
RMSP	0,64	0,15	7	-0,43	0,14	8	-0,67	0,17	5
Brasília	0,52	0,14	7	-0,35	0,14	8	0,91	0,16	5
<b>AEs</b>	<b>-0,05</b>	<b>0,04</b>	<b>70</b>	<b>-0,19</b>	<b>0,04</b>	<b>80</b>	<b>-0,19</b>	<b>0,05</b>	<b>50</b>

**C) Correlação entre %PIBP e IFDHS**

Região	Corr (%PIBP <sub>t</sub> ; IFDHS <sub>t</sub> )			Corr (%PIBP <sub>t</sub> ; IFDHS <sub>t+4</sub> )			Corr (%PIBP <sub>t</sub> ; IFDHS <sub>t+8</sub> )		
	Corr	$\sigma^2$	N	Corr	$\sigma^2$	N	Corr	$\sigma^2$	N
RM Belém	0,97	0,11	7	0,27	0,10	8	-0,63	0,13	5
RM Fortaleza	0,64	0,13	7	-0,50	0,13	8	-0,85	0,15	5
RM Recife	0,17	0,14	7	-0,23	0,14	8	0,11	0,17	5
RM Salvador	0,92	0,13	7	0,73	0,12	8	0,33	0,15	5
RMPOA	0,34	0,15	7	-0,61	0,15	8	-0,28	0,18	5
RM Curitiba	0,16	0,16	7	-0,32	0,15	8	0,21	0,18	5
RMBH	0,52	0,14	7	0,50	0,13	8	0,57	0,16	5
RMRJ	0,94	0,14	7	0,41	0,13	8	-0,92	0,16	5
RMSP	0,76	0,16	7	-0,51	0,15	8	-0,79	0,18	5
Brasília	0,83	0,15	7	-0,32	0,15	8	-0,88	0,18	5
<b>AEs</b>	<b>-0,24</b>	<b>0,04</b>	<b>70</b>	<b>-0,28</b>	<b>0,04</b>	<b>80</b>	<b>-0,34</b>	<b>0,05</b>	<b>50</b>

**D) Correlação entre %PIBP e IFDHE**

Região	Corr (%PIBP <sub>t</sub> ; IFDHE <sub>t</sub> )			Corr (%PIBP <sub>t</sub> ; IFDHE <sub>t+4</sub> )			Corr (%PIBP <sub>t</sub> ; IFDHE <sub>t+8</sub> )		
	Corr	$\sigma^2$	N	Corr	$\sigma^2$	N	Corr	$\sigma^2$	N
RM Belém	0,84	0,10	7	0,26	0,10	8	-0,62	0,12	5
RM Fortaleza	0,53	0,09	7	-0,60	0,09	8	-0,73	0,12	5
RM Recife	0,35	0,10	7	-0,20	0,10	8	0,34	0,13	5
RM Salvador	0,93	0,11	7	0,87	0,11	8	0,46	0,14	5
RMPOA	0,59	0,12	7	-0,57	0,11	8	-0,75	0,14	5
RM Curitiba	0,37	0,13	7	-0,02	0,13	8	-0,51	0,16	5
RMBH	0,48	0,12	7	0,41	0,12	8	0,50	0,15	5
RMRJ	0,89	0,13	7	0,41	0,12	8	-0,88	0,15	5
RMSP	0,76	0,15	7	-0,27	0,14	8	-0,68	0,18	5
Brasília	0,72	0,14	7	-0,02	0,13	8	-0,54	0,16	5
<b>AEs</b>	<b>0,07</b>	<b>0,04</b>	<b>70</b>	<b>-0,12</b>	<b>0,04</b>	<b>80</b>	<b>-0,18</b>	<b>0,04</b>	<b>50</b>

Fonte: Elaboração própria com base na PNAD e IFDM.

Por outro lado, quando comparados os tempos de deslocamento (em apêndice) com os índices citados, em um mesmo ano, observa-se uma correlação positiva, e esse efeito se mantém ao longo do

tempo. Isso indica que as AEs que apresentam maior tempo de deslocamento possuem melhores índices de saúde, educação e PIB *per capita*, além de maiores perdas em deslocamento em relação ao PIB, como pode ser observado na Tabela 5.

**Tabela 5 – Correlação entre tempo de deslocamento e diversos índices**

Estatística	Correlação no período		
	$t$	$t+4$	$t+8$
%PIBP	0,46	0,44	0,33
PIB P/C	0,24	0,19	0,20
IFDM	0,48	0,50	0,57
IFDMS	0,25	0,30	0,31
IFDME	0,61	0,62	0,65

Fonte: Elaboração própria com base na PNAD e IFDM.

Esses resultados estão de acordo com as hipóteses levantadas: as metrópoles brasileiras com maiores populações tendem a ser mais desenvolvidas, pois possuem maiores vantagens decorrentes da divisão do trabalho (além de receberem mais imigrantes de locais mais pobres). No entanto, suas populações tendem a possuir maiores problemas para se mover, visto que há a uma necessidade maior de deslocamento de indivíduos. Essas hipóteses justificam uma correlação positiva entre o tempo de deslocamento e os índices de bem-estar. Em contrapartida, os problemas de mobilidade urbana geram diversos outros problemas na qualidade de vida das pessoas, o que justifica correlações negativas entre o percentual do PIB perdido com deslocamento e os índices de bem-estar – ainda que percentual do PIB perdido com deslocamento e tempo de deslocamento sejam variáveis correlacionadas. Dessa forma, as correlações observadas corroboram com as hipóteses levantadas neste trabalho, pois mostram que o percentual do PIB perdido com deslocamento pode ser uma medida de comparação para problemas de mobilidade urbana em regiões metropolitanas.

#### 4.4. Relação entre mobilidade urbana e bem-estar social

Por último, podemos analisar de forma mais detalhada, a partir das especificações econométricas propostas na metodologia, a relação entre o percentual do PIB perdido em deslocamentos e o IFDM quatro anos depois, com a finalidade de mostrar que a mobilidade urbana é capaz de afetar o bem-estar dos indivíduos. Os resultados<sup>10</sup> são significativos e apresentados na Tabela 6.<sup>11</sup>

Os  $R^2$  das regressões são altos (0,89, 0,81, 0,92, 0,35), pois as variáveis explicadas ( $IFDM_{t+4}$ ,  $IFDMS_{t+4}$ ,  $IFDME_{t+4}$  e  $IFDMR_{t+4}$ ) são próximas do  $IFDM_t$ , indicando que grande parte da variabilidade dos indicadores de desenvolvimento está muito relacionada às variáveis que inserimos. Certamente, esse resultado segue a literatura que mostra a importância do PIB, do total da população e da trajetória de desenvolvimento (histórico) para explicar os resultados em termos de desenvolvimento econômico e social. Sem esses ingredientes, não teríamos como entender o processo de desenvolvimento de uma localidade.

Ainda que não estejam sendo comparados no mesmo ano, há uma grande influência do  $IFDM_t$  no seu valor (e de seus fatores) quatro anos depois. Ou seja, a caracterização da localidade em termos de desenvolvimento certamente influencia a sua trajetória futura. Para localidades com altos índices

<sup>10</sup> Os pares de anos que possuem observações para todas as estatísticas são: 2005-2009; 2006-2010; 2007-2011; 2008-2012; 2009-2013. Como há um total de 10 observações por ano (uma para cada AE) totalizam-se 50 observações.

<sup>11</sup> Conforme já destacado na metodologia, os resultados também foram feitos para a defasagem de 3 anos, de forma a testarmos sua robustez. Esses resultados se assemelham aos apresentados na Tabela 6 e deixamos a tabela no Anexo do presente artigo.

de desenvolvimento, é natural esperar que a trajetória de desenvolvimento permaneça. Por isso, o sinal do coeficiente significativo é sempre positivo. Quando consideramos a defasagem de três anos, encontramos os mesmos resultados, contudo, para renda, o coeficiente não é significativo e, para os demais indicadores de desenvolvimento, os coeficientes são ligeiramente maiores.

**Tabela 6 – Resultados das especificações econométricas**

Variável	Eq. (1)	Eq. (2)	Eq. (3)	Eq. (4)
	IFDM <sub>t+4</sub>	IFDMS <sub>t+4</sub>	IFDME <sub>t+4</sub>	IFDMR <sub>t+4</sub>
PIB P/C <sub>t</sub>	-0,001* (0,0003)	-0,002*** (0,0007)	0,002*** (0,0006)	-0,002*** (0,0007)
%PIBP <sub>t</sub>	-0,896** (0,3597)	-3,091*** (0,7406)	1,467** (0,6125)	-1,062 (0,6712)
POP <sub>t</sub>	0,002*** (0,0006)	0,001 (0,0011)	0,005*** (0,0009)	0,001 (0,0011)
IFDM <sub>t</sub>	0,711*** (0,0752)	1,261*** (0,155)	0,858*** (0,1281)	0,12* (0,1403)
Constante	0,281*** (0,0495)	0,0782 (0,102)	-0,0383 (0,08427)	0,802*** (0,0924)
Observações	50	50	50	50
R <sup>2</sup>	0,896	0,812	0,915	0,347

Nota: Erros-padrão entre parênteses; \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1.

Fonte: Elaboração própria com base na PNAD e IFDM.

O percentual do PIB perdido em deslocamentos aparece como variável significativa negativa para o IFDM (-0,9), para o IFDMS (-3,1). Para o IFDMR, seu resultado também é negativo (-1,1), porém os resultados não são significantes. Para a defasagem de três anos, também encontramos resultados similares.

Já para a educação, o coeficiente estimado para o percentual do PIB perdido é significativo e positivo (1,47). Isso está associado ao fato de que, em regiões onde o problema de mobilidade é maior, ou seja, onde o percentual do PIB perdido é maior, o IFDM associado à educação é maior. Tudo mais constante, as regiões com maiores problemas de mobilidade também são as que têm maior desenvolvimento educacional. Faz sentido, à medida que quanto maior a escolaridade, mais pessoas estão propensas a ingressar no mercado de trabalho comparativamente a uma região onde existam menos pessoas com mais escolaridade.

A variável %PIBP<sub>t</sub> é negativa e significativa a 95% na regressão que busca explicar o IFDM<sub>t+4</sub>. O resultado indica que um aumento de 1% no %PIBP<sub>t</sub> reduziria em 0,009 o IFDM<sub>t+4</sub>. Portanto, *ceteris paribus*, é esperado que os aumentos no percentual do PIB perdido em deslocamento nos últimos anos em RMs como Belém e Recife afetem negativamente o índice de bem-estar dessas metrópoles.

Ao comparar o %PIBP<sub>t</sub> com o IFDMS<sub>t+4</sub>, encontra-se um resultado significativo a 99% e um valor mais alto para a relação entre as variáveis. Um aumento de 1% no %PIBP<sub>t</sub>, *ceteris paribus*, reduz em 0,031 o IFDMS<sub>t+4</sub>, o que demonstra a relação entre mobilidade urbana e saúde. O estresse com o deslocamento diário teria consequências em termos de saúde para os trabalhadores, mas, além disso, sabemos que são as regiões que possuem maiores problemas de congestionamentos as que aglomeram a maior parte dos problemas relativos à poluição e aos riscos inerentes às dificuldades no trânsito. Desta forma, o percentual do PIB perdido decorrente de problemas de mobilidade urbana está muito associado também a uma situação mais degradante em termos de saúde e bem-estar.

Embora também apresentem relação negativa (com valor de -1,06), os resultados para mostrar os impactos do %PIBP<sub>t</sub> no IFDMR<sub>t+4</sub> não são significantes. Esse resultado também permanece quando

olhamos especificamente para uma defasagem de tempo menor (3 anos). Apesar do coeficiente ser negativo nas duas estimações, não teve efeito significativo estatisticamente. Na verdade, isso pode ser um indicativo de que, no caso específico de mobilidade, é mais importante olharmos sua relação com o desenvolvimento considerando outros aspectos que não exclusivamente a renda. Esse exercício mostrou um pouco isso, na medida em que sugere que, para dimensões relativas à saúde e à educação, a mobilidade tem algum grau de associação, mesmo considerando uma determinada defasagem temporal.

## 5. Financiamento da mobilidade urbana no Brasil

Apesar da relação entre mobilidade urbana e bem-estar mostrada nas seções anteriores, ainda existe um gargalo de infraestrutura nas principais RMs do país. Por isso, Santos *et al.* (2015)<sup>12</sup>, em estudo para o BNDES, calculou a necessidade de investimentos em mobilidade urbana nas principais RMs brasileiras, excluindo os que já estão em curso, em junho de 2014, para que o transporte público de cada local seja capaz possuir um alcance metropolitano máximo. Os resultados para as AEs, comparados com o percentual do PIB perdido, estão na Tabela 7.

**Tabela 7 – Necessidade de investimento em mobilidade urbana e percentual do PIB perdido em deslocamento nas AEs**

AE	Necessidade de Investimento		Valor perdido em deslocamento		
	R\$ <sup>a</sup>	%PIB <sup>b</sup>	R\$ <sup>a</sup>	%PIB <sup>b</sup>	%FIN <sup>c</sup>
RM de Belém	7.602	26%	2677,14	9%	35,2%
RM de Fortaleza	14.297	24%	3466,4	6%	24,2%
RM de Recife	8.521	11%	4.430,22	6%	52,0%
RM de Salvador	8.288	11%	5.203,15	7%	62,8%
RMPOA	14.523	12%	6032,97	5%	41,5%
RM de Curitiba	1.910	2%	5.520,28	5%	289,0%
RMBH	24.806	18%	9.065,03	7%	36,5%
RMRJ	42.576	13%	35.731,81	11%	83,9%
RMSP	83.494	11%	63.517,16	8%	76,1%
Brasília (ou DF) <sup>d</sup>	10.963	6%	7.118,09	4%	64,9%

Nota: <sup>a</sup> - Valores em milhões de reais de 2014; <sup>b</sup> - Valor em milhões de reais de 2014 dividido pelo PIB da AE em 2012 (valores de 2014 não disponíveis); <sup>c</sup> - Percentual do financiamento necessário que é perdido anualmente com deslocamento; <sup>d</sup> - Valor para o percentual do PIB perdido e para o PIB da região conta apenas o município de Brasília, mas necessidade de investimento calculada para toda a RM.

Fonte: Elaboração própria, com base em Santos *et al.* (2015).

É interessante observar a diferença entre a RM de Fortaleza e a RM de Curitiba. Embora ambas apresentem bons resultados, quando comparadas as AEs, em termos de tempo de deslocamento e percentual do PIB perdido devido aos deslocamentos, a RM de Fortaleza tem uma demanda de infraestrutura altíssima (24% de seu PIB), o que indica que seus habitantes realizam deslocamentos curtos, mas provavelmente possuem dificuldades para percorrerem longas distâncias; já a RM de Curitiba é a que possui menor necessidade de financiamento (2% de seu PIB, contra perdas equivalentes a 5% de seu PIB em 2012, sendo a única AE que perde mais renda por ano em deslocamento do que necessita em obras de infraestrutura para romper todo o gargalo que possui), mostrando que está um passo à frente das outras AEs em termos de oferta de transporte público.

<sup>12</sup> A metodologia do artigo calculou a necessidade de infraestrutura em cada local, subtraiu a infraestrutura e os investimentos existentes e, por fim, realizou uma matriz de custos ao déficit encontrado, estimando a necessidade por investimentos em infraestrutura de mobilidade.

Apesar de não existir correlação aparente entre o percentual do PIB perdido e a necessidade de investimento em infraestrutura de mobilidade urbana em cada AE, fica evidente que melhorias na área geram retornos (reduzindo o tempo de deslocamento e o percentual do PIB perdido) e estão dentro da possibilidade de gasto da maior parte das AEs (entre 10% e 15% do PIB), sobretudo para a RMRJ e a RMSP, em função de suas altas arrecadações. Se considerarmos que os investimentos em mobilidade para uma RM devem ser financiados pelo seu respectivo estado, e que ainda podem receber suportes do governo federal, esses custos se tornam ainda mais exequíveis.

## 6. Considerações finais

A partir da nossa análise, inferimos que há perdas significantes decorrentes dos problemas de mobilidade urbana. Nas AEs, desde 2009, o percentual do PIB perdido em deslocamento vem aumentando progressivamente, o que mostra resultados preocupantes. Também se observa que o percentual do PIB perdido não é uma medida relacionada somente com o trânsito, pois, por exemplo, a RM de Belém é a que possui o pior resultado para o país em 2012 (8,5%), apesar de ser apenas o sétimo pior tempo de deslocamento no ano (33,3 minutos). Entre 2011 e 2012, foram observados aumentos muito grandes no percentual do PIB perdido para algumas metrópoles, como a RM de SP (variação de 1,7 p.p.) e a de Fortaleza (variação de 2 p.p.), possivelmente em função de obras para a realização da Copa do Mundo de 2014.

Ademais, existe correlação negativa entre o percentual do PIB perdido em cada AE e índices de bem-estar relacionados ao PIB, à saúde e à educação, sobretudo no período entre 4 e 8 anos após o percentual do PIB perdido observado, o que sugere que melhorias na oferta de mobilidade de uma metrópole podem melhorar seu bem-estar em anos posteriores. Além disso, também há uma relação entre o percentual do PIB perdido em deslocamento e o IFDM quatro anos depois. Os resultados indicam que essa relação é mais forte entre o  $\%PIBP_t$  e o  $IFDMS_{t+4}$ , mas também se observa relação negativa e significativa entre o  $\%PIBP_t$  e o  $IFDM_{t+4}$ , mostrando que a mobilidade urbana associa-se de alguma forma com os resultados em termos de bem-estar.

Por fim, mostraram-se as possibilidades de financiamento para as realizações das obras de infraestrutura necessária, e se observou que, exceto para a RM de Curitiba, as perdas em termos percentuais do PIB com deslocamentos são maiores do que o percentual do PIB necessário para cada AE para realizar as obras necessárias.

## Referências

- BRTE – Bureau of Transport and Regional Economics. *Estimating urban traffic and congestion cost trends for Australian cities*, 2005. (Working paper, n. 71)
- DOMÈNECH, M. G. Cuantocuesta ir al trabajo? El coste en tiempo y en dinero. *Documentos de Economía “La Caixa”*, n. 11, 2008.
- FIRJAN – Federação das Indústrias do Rio de Janeiro. *Índice FIRJAN de Desenvolvimento Humano (IFDH) – 2005-2013*. Rio de Janeiro, FIRJAN, 2015a.
- FIRJAN – Federação das Indústrias do Rio de Janeiro. *O custo dos deslocamentos nas principais áreas urbanas do Brasil*. Rio de Janeiro, FIRJAN, 2015b.
- FIRJAN – Federação das Indústrias do Rio de Janeiro. *Os custos da (i)mobilidade nas regiões metropolitanas do Rio de Janeiro e São Paulo*. Rio de Janeiro, FIRJAN, 2014.
- FOCHEZATTO, A. *Construção de um Modelo de Equilíbrio Geral Computável Regional: Aplicação ao Rio Grande do Sul*. IPEA: Brasília, 2003. (Texto para discussão, n. 944)
- GOMIDE, A. *Transporte Urbano e Inclusão Social: Elementos Para Políticas Públicas*. IPEA: Brasília, 2003. (Texto para discussão, n. 960)

- HADDAD, E.; VIERA, R. *Mobilidade, acessibilidade e produtividade: nota sobre a valoração econômica do tempo de viagem na região metropolitana de São Paulo*. Núcleo de Economia Regional e Urbana da USP – NEREUS, 2015. (Texto para discussão, n. 08)
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 1992-2014*. Rio de Janeiro: IBGE, 1992-2014.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Produto Interno Bruto dos Municípios 1992-2014*. Rio de Janeiro: IBGE, 1992-2014.
- LINDSEY, C. R. *Congestion relief: assessing the case for road tolls in Canada*. CD Howe Institute, 2007. (CD Howe Institute Commentary, n. 248)
- LITMAN, T. *Congestion costing critique: critical evaluation of the ‘urban mobility report’*. Victoria Transport Policy Institute, 2014. Disponível em: <<http://www.vtppi.org>>. Acesso em: 26 jan. 2016.
- MACIEL *et al.* *Acessibilidade e Bem-Estar: Medindo Algumas das Privações da Dimensão de Mobilidade*. In: *Anais do 43º Encontro Nacional de Economia*, Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia – ANPEC, Florianópolis-SC, 2015.
- ONU – Organização das Nações Unidas (Org.). *Planning and Design for Sustainable Urban Mobility*. Global Report on Human Settlements, UN-Habitat, 2013.
- PERO, V.; MIHESSEN, V. *Mobilidade Urbana e Pobreza no Rio de Janeiro*. 2012. Disponível em: <<http://www.bndes.gov.br>>. Acesso em: 30 out. 2013.
- PRUD’HOMME, R. *Road congestion costs in the Paris area*. In: *Annals of 8th World Conference on Transportation Research*. Antwerp, 1998.
- PRUD’HOMME, R.; BOCAREJO, J. P. *The London congestion charge: a tentative economic appraisal*. In: *Annals of PIARC Seminar on Road Pricing with Emphasis on Financing, Regulation and Equity*. Cancun, México, 2005.
- SANTOS, R.T. *et al.* *Demanda por investimentos em mobilidade urbana no Brasil*. BNDES Setorial, Rio de Janeiro, n. 41, p. 79-134, 2015.
- SCHRANK, D, T. *et al.* *TTI’S 2015 urban mobility report*. 2015. Texas A&M Transportation Institute, The Texas A&M University System, 2015. Disponível em: <<https://tti.tamu.edu/>>. Acesso em: 17 jan. 2016.
- VIANNA, G. S. B. *A relação entre mobilidade urbana e bem-estar através da abordagem das capacitações*. 2016. 130 f. Dissertação (Mestrado). Programa de Pós-Graduação em Economia – Universidade Federal Fluminense (UFF), Niterói, Rio de Janeiro, 2016.
- VIANNA, G. S. B.; YOUNG, C.E.F. *Em busca do tempo perdido: uma estimativa do produto perdido em trânsito no Brasil*. *Revista de Economia Contemporânea* (Impresso), v. 19, n. 3, p. 403-416, 2015.
- WALLIS, I. *The costs of congestion reappraised*. NZ Transport Agency Research Report, n. 489, 2013. Disponível em: <<http://www.nzta.govt.nz>>. Acesso em: 17 jan. 2016.
- YOUNG, C. E. F.; AGUIAR, C.; POSSAS, E. *Sinal fechado: custo econômico do tempo de deslocamento para o trabalho na Região Metropolitana do Rio de Janeiro*. *Revista Econômica*, v. 15, n. 2, p. 9-22, 2013.

**Anexo A – Cálculo do IFDM – dividido por fatores**

Cálculo Geral: (IFDM emprego & renda)\*0,33 + (IFDM educação)\*0,33 + (IFDM saúde)\*0,33

**A) Emprego & Renda**

Emprego (50%)						
Variáveis	Crescimento real no ano	Ordenação crescimento negativo ano	Crescimento real no triênio	Ordenação crescimento negativo triênio	Formalização do mercado de trabalho local	
Pesos	10%		10%		30%	
Renda (50%)						
Variáveis	Crescimento real no ano	Ordenação crescimento negativo ano	Crescimento real no triênio	Ordenação crescimento negativo triênio	Massa salarial	Gini da renda
Pesos	10%		10%		15%	15%

Fonte: IFDM (FIRJAN), Anexo metodológico.

**B) Educação**

Ensino infantil			Ensino Fundamental			
Variáveis	Atendimento educação infantil	Distorção idade série (1 - tx)	% docentes com curso superior	Média de horas-aula diárias	Taxa de abandono (1 - tx)	Média IDEB
Pesos	20%	10%	15%	15%	15%	25%
Atenção Básica						
Variáveis	Mínimo de 7 consultas pré-natal por nascido vivo (%)	Taxa de óbito de menores de 5 anos por causas evitáveis	Óbito de causas mal definidas	Interações evitáveis por atenção básica		
Pesos	25%	25%	25%	25%		

Fonte: IFDM (FIRJAN), Anexo metodológico.



**Apêndice A – Resultados das especificações econométricas**

Variáveis	Eq. (1)	Eq. (2)	Eq. (3)	Eq. (4)
	IFDM <sub>t+3</sub>	IFDMS <sub>t+3</sub>	IFDME <sub>t+3</sub>	IFDMR <sub>t+3</sub>
PIB P/C <sub>t</sub>	-1,62e-07 (3,38e-07)	-2,35e-06*** (7,52e-07)	2,60e-06*** (6,38e-07)	-7,38e-07 (7,59e-07)
%PIBP <sub>t</sub>	-0,604* (0,337)	-3,379*** (0,749)	1,638** (0,636)	-0,0700 (0,757)
POP <sub>t</sub>	2,12e-09*** (5,37e-10)	4,65e-10 (1,19e-09)	5,17e-09*** (1,01e-09)	7,07e-10 (1,21e-09)
IFDM <sub>t</sub>	0,747*** (0,0705)	1,346*** (0,157)	0,921*** (0,133)	-0,0246 (0,158)
Constante	0,228*** (0,0463)	0,0301 (0,103)	-0,110 (0,0874)	0,765*** (0,104)
Observações	50	50	50	50
R <sup>2</sup>	0,919	0,821	0,915	0,072

Nota: Erros-padrão entre parênteses; \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1.

Fonte: Elaboração própria.

**Apêndice B – Tempo médio geral de ida ao trabalho entre 1992 e 2014**

Região	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004
RM de Belém	24,65	25,45	23,07	24,09	24,32	25,91	25,93	28,46	29,30	29,26	28,16
RM de Fortaleza	31,04	31,70	29,22	28,58	29,75	31,05	30,50	30,08	31,26	31,50	31,80
RM de Recife	33,19	32,45	29,65	31,43	31,96	33,01	32,44	32,49	32,38	32,52	31,7
RM de Salvador	31,77	34,06	31,83	31,52	32,6	31,95	32,27	30,47	31,39	32,69	32,37
RM de Curitiba	30,69	30,79	30,65	31,73	31,82	36,88	32,32	32,88	31,85	31,65	30,98
RMPOA	28,16	27,73	28	28,2	29,17	41,89	27,81	28,84	29,11	28,6	27,38
RMBH	33,52	35,03	33,55	35,75	36,26	38,65	35,58	35,51	35,03	34,75	35,33
RMRJ	44,85	42,93	42,72	46,1	44,09	33,03	42,68	42,64	42,84	42,69	41,45
RMSP	38,97	38,36	38,87	38,42	39,78	28,32	41,51	40,73	41,44	41,12	42,14
Brasília	33,25	31,7	30,87	32,2	32,87	33,47	33,52	32,58	31,18	31,95	31,44
<b>AEs</b>	<b>34,48</b>	<b>34,35</b>	<b>33,28</b>	<b>34,27</b>	<b>34,67</b>	<b>34,42</b>	<b>34,65</b>	<b>34,17</b>	<b>34,38</b>	<b>34,33</b>	<b>33,97</b>
<b>Fora das AEs</b>	<b>26,67</b>	<b>25,87</b>	<b>25,6</b>	<b>25,16</b>	<b>25,09</b>	<b>24,35</b>	<b>24,75</b>	<b>25,35</b>	<b>25,22</b>	<b>25,57</b>	<b>25,22</b>
<b>Brasil</b>	<b>29,99</b>	<b>29,51</b>	<b>28,93</b>	<b>29,13</b>	<b>29,2</b>	<b>28,67</b>	<b>29</b>	<b>29,02</b>	<b>29</b>	<b>29,12</b>	<b>28,7</b>

Região	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012	2013	2014
RM de Belém	31,35	30,15	31,62	32,42	31,84	33,15	33,30	36,76	37,35
RM de Fortaleza	31,07	30,80	30,69	32,33	31,98	31,92	31,72	31,84	33,37
RM de Recife	33,96	33,42	33,79	34,66	35,57	37,49	38,63	40,96	33,96
RM de Salvador	33,19	34,64	34,84	35,6	34,26	37,98	40,59	39,76	33,19
RM de Curitiba	31,05	32,48	32,69	31,66	32,79	32,89	32,99	33,81	31,05
RMPOA	29,14	29,45	28,96	30,13	27,85	30,33	30,1	31,13	29,14
RMBH	35,35	36,25	37,21	36,9	34,82	37,5	37,09	37,54	35,35
RMRJ	43,67	43,12	44,16	45,83	43,75	45,7	49,18	51,24	43,67
RMSP	43,41	42,32	43,9	44,44	44,67	45,7	47,2	47,24	43,41
Brasília	31,23	31,55	31,7	34,3	35,05	34,73	35,59	38,29	31,23
<b>AEs</b>	<b>35,16</b>	<b>35,15</b>	<b>35,75</b>	<b>36,61</b>	<b>35,92</b>	<b>37,64</b>	<b>38,69</b>	<b>39,88</b>	<b>35,16</b>
<b>Fora das AEs</b>	<b>25,79</b>	<b>25,31</b>	<b>25,25</b>	<b>26,12</b>	<b>25,24</b>	<b>25,72</b>	<b>25,19</b>	<b>25,75</b>	<b>25,79</b>
<b>Brasil</b>	<b>29,55</b>	<b>29,29</b>	<b>29,51</b>	<b>30,38</b>	<b>29,56</b>	<b>30,55</b>	<b>30,72</b>	<b>31,47</b>	<b>29,55</b>

Fonte: Elaboração própria.

**Apêndice C – Valor da hora de trabalho entre 2001 e 2012 (em R\$ de 2012)**

Região	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012
RM de Belém	4,30	4,52	3,90	4,12	4,44	4,71	6,05	5,34	5,61	7,51	9,39
RM de Fortaleza	4,45	3,91	3,78	4,19	4,54	4,47	4,78	4,93	5,37	5,70	8,40
RM de Recife	4,43	5,11	4,28	5,09	5,81	5,01	4,77	5,66	5,63	8,26	6,40
RM de Salvador	4,87	5,27	4,90	5,01	5,42	5,66	6,88	6,56	7,18	8,57	8,36
RM de Curitiba	6,25	6,04	6,05	7,19	7,40	7,16	9,49	8,43	8,39	10,05	11,16
RMPOA	7,03	7,00	7,04	7,39	7,80	8,03	7,70	8,66	8,14	10,41	11,02
RMBH	5,25	5,96	5,88	5,86	6,70	8,28	7,54	7,66	8,12	9,03	11,35
RMRJ	6,50	6,22	6,95	7,55	7,28	8,27	9,27	8,54	9,06	12,19	11,08
RMSP	7,31	6,91	7,13	6,89	7,95	7,68	8,39	8,15	9,62	11,95	15,00
Brasília	8,77	8,94	8,99	9,45	10,97	11,87	12,11	12,36	14,51	14,26	14,21
<b>AEs</b>	<b>6,03</b>	<b>6,07</b>	<b>6,01</b>	<b>6,35</b>	<b>6,89</b>	<b>7,17</b>	<b>7,65</b>	<b>7,62</b>	<b>8,20</b>	<b>10,02</b>	<b>10,94</b>
<b>Fora das AEs</b>	<b>3,77</b>	<b>3,91</b>	<b>4,13</b>	<b>4,23</b>	<b>4,47</b>	<b>5,00</b>	<b>5,34</b>	<b>5,45</b>	<b>5,73</b>	<b>6,81</b>	<b>6,90</b>
<b>Brasil</b>	<b>4,70</b>	<b>4,78</b>	<b>4,88</b>	<b>5,06</b>	<b>5,43</b>	<b>5,87</b>	<b>6,26</b>	<b>6,32</b>	<b>6,71</b>	<b>8,09</b>	<b>8,52</b>

Fonte: Elaboração própria.

**Apêndice D – Percentual do PIB perdido com deslocamentos**

Região	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012
RM de Belém	4,9%	5,6%	4,2%	4,0%	4,7%	4,4%	5,7%	5,2%	5,0%	6,5%	8,5%
RM de Fortaleza	5,2%	4,8%	3,5%	4,0%	4,1%	3,8%	4,0%	4,0%	4,2%	3,8%	5,9%
RM de Recife	3,9%	4,4%	3,4%	3,9%	4,5%	3,7%	3,3%	4,0%	3,8%	4,8%	3,9%
RM de Salvador	3,0%	3,2%	3,1%	3,1%	3,2%	3,4%	4,2%	4,4%	4,4%	5,6%	6,2%
RM de Curitiba	4,1%	4,2%	3,1%	3,8%	3,7%	3,7%	4,6%	3,7%	3,7%	3,9%	4,5%
RMPOA	3,9%	3,8%	3,3%	3,2%	3,5%	3,6%	3,2%	3,6%	3,0%	4,0%	4,3%
RMBH	3,7%	4,4%	4,1%	4,0%	4,5%	5,3%	4,7%	4,4%	4,5%	4,6%	6,1%
RMRJ	5,6%	5,6%	4,9%	4,9%	4,9%	5,3%	5,7%	5,6%	5,6%	7,1%	6,9%
RMSP	4,7%	4,8%	3,6%	3,5%	4,1%	3,7%	3,9%	3,7%	4,2%	5,0%	6,7%
Brasília	3,3%	3,3%	2,1%	2,1%	2,5%	2,5%	2,6%	2,7%	3,0%	2,8%	2,9%
<b>AEs</b>	<b>3,8%</b>	<b>4,0%</b>	<b>3,1%</b>	<b>3,2%</b>	<b>3,5%</b>	<b>3,5%</b>	<b>3,6%</b>	<b>3,5%</b>	<b>3,6%</b>	<b>4,2%</b>	<b>4,9%</b>
<b>Fora das AEs</b>	<b>3,0%</b>	<b>3,0%</b>	<b>3,0%</b>	<b>2,9%</b>	<b>3,0%</b>	<b>3,1%</b>	<b>3,2%</b>	<b>3,1%</b>	<b>3,1%</b>	<b>3,2%</b>	<b>3,2%</b>
<b>Brasil</b>	<b>3,6%</b>	<b>3,6%</b>	<b>3,2%</b>	<b>3,1%</b>	<b>3,4%</b>	<b>3,4%</b>	<b>3,5%</b>	<b>3,4%</b>	<b>3,5%</b>	<b>3,8%</b>	<b>4,1%</b>

Fonte: Elaboração própria.



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

Vol. 11, n. 2, pp. 173-192, 2017

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

---

**O IMPACTO DA CONSTRUÇÃO DO COMPLEXO INDUSTRIAL E PORTUÁRIO DE AÇU  
NO NORTE FLUMINENSE\***

**Gabriela da Costa Belo**

Graduada em Economia pela Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)

E-mail: gabicosta91@hotmail.com

**Luiz Carlos de Santana Ribeiro**

Professor Assistente da Universidade Federal de Sergipe (UFS) e Coordenador do Laboratório de Economia Aplicada e Desenvolvimento Regional (LEADER)

Doutor em Economia – CEDEPLAR/UFMG

E-mail: ribeiro.luiz84@gmail.com

**Rodrigo Ferreira Simões**

Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)

*In memoriam*<sup>†</sup>

**RESUMO:** O presente artigo possui como objetivo analisar o impacto da construção do Complexo Industrial e Portuário de Açú (CIPA) na dinâmica da rede urbana do Norte Fluminense. Para tal, é feita uma discussão sobre as mudanças econômicas, sociais e administrativas entre 2000 e 2010 baseadas na composição regional. Além disso, é realizado um estudo de caso sobre os impactos econômicos potenciais da construção do CIPA por meio de um modelo inter-regional de insumo-produto para o Rio de Janeiro e para o resto do Brasil, ano base 2008. Os dados sugerem que o Norte Fluminense possui um crescimento acima da média estadual, devido, em parte, à renda derivada do petróleo. Já as simulações indicaram que a construção do Complexo de Açú teria o potencial de causar impactos expressivos na economia fluminense: 10,9% de aumento da produção total e expansão de 16,4% dos empregos totais na economia. Entretanto, os efeitos de vazamento dos investimentos, para diversos setores, foram acima da média para o resto do Brasil.

**Palavras-chave:** Norte Fluminense; CIPA; Impactos econômicos; Insumo-produto.

**Classificação JEL:** R15.

**ABSTRACT:** This paper aims to analyze the impact of the Industrial and Port Complex of Açú (CIPA) construction in the dynamics of the Norte Fluminense urban network. In this regard, it is made a discussion of the economic, social and administrative changes between 2000 and 2010 based on the regional composition. In addition, a case study will be conducted on the potential economic impacts of CIPA construction through an inter-regional input-output model for the Rio de Janeiro and the rest of Brazil, base year 2008. The data suggest that the Norte Fluminense has a growth above the state average, due in part to petroleum-derived income. The simulations indicated that the construction of the Açú Complex has the potential to cause significant impacts in the state economy: 10.9% increase in total production and expansion of 16.4% in total employment. However, the spillover effects of many sectors were above the average for the rest of Brazil.

**Keywords:** Norte Fluminense; CIPA; Economic impacts; Input-output.

**JEL Code:** R15.

---

\*Recebido em: 28/06/2016; Aceito em: 17/02/2017.

†19/08/2016.

Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, vol. 11, n. 2, pp. 173-192, 2017

## 1. Introdução

O estado do Rio de Janeiro sofreu, na década de 1960, um processo de fratura em sua dinâmica institucional devido à mudança da capital federal para Brasília em abril do mesmo ano. A região, que até então possuía como base a sua lógica histórica e o fato de ser o centro do poder do país, passa a depender das políticas gestadas localmente (OSÓRIO, 2005). A perda na participação industrial, no cenário nacional, torna explícita a necessidade de nova organização de estratégias regionais de desenvolvimento econômico e social. Assim, é no governo Chagas Freitas que ocorre a fusão dos estados do Rio de Janeiro e da Guanabara, em 1974, por meio de um decreto presidencial.

Como consequência, a partir dos anos 1970 e 1980, a região Fluminense apresenta a mais baixa taxa de crescimento do PIB regional de todas as Unidades da Federação. O Norte Fluminense pode ser inserido nesse contexto de estagnação do estado do Rio de Janeiro. De acordo com Cruz (2011), a região possuía uma estrutura econômica vinculada à pecuária e dominada pela agroindústria do açúcar e do álcool até os anos 1970. A mudança institucional sofrida pelo estado conduziu as elites locais a uma batalha de recuperação do prestígio nacional e desenvolvimento regional com investimentos maciços na modernização do complexo sucroalcooleiro.

É a partir das eleições livres, no ano de 1982, que a distância política entre os dois estados, Rio de Janeiro e Guanabara, começa a ser superada por meio da promoção de políticas públicas de recuperação econômica do interior. É também na década de 1980 que surge a denominação “mesorregião Norte Fluminense”, a qual é compreendida por nove municípios: Campos dos Goytacazes, Carapebus, Cardoso Moreira, Conceição de Macabu, Macaé, Quissamã, São Fidélis, São Francisco de Itabapoana e São João da Barra.

A contextualização dessa história marcada por contrastes sociais e econômicos torna-se relevante para compreender a instalação de um porto no litoral Norte Fluminense, cujo objetivo pauta-se na necessidade de ampliação e indução do desenvolvimento da região para além do ciclo do petróleo. No final de 2006, o Complexo Industrial e Portuário de Açúcar (CIPA), um dos maiores empreendimentos da América Latina, começou a ser materializado a partir de parceria público-privada. Assim, quais seriam a intensidade e a distribuição dos impactos setorial e regionalmente do CIPA e sua relação com o desenvolvimento regional do Norte Fluminense?

No pós-guerra, Myrdal (1957), Hirschman (1958) e Perroux (1967), autores críticos do desenvolvimento equilibrado<sup>1</sup>, argumentaram que o processo de desenvolvimento tende a ser concentrado espacialmente e não ocorre de forma natural com base no livre funcionamento dos mercados. De forma geral, estratégias de desenvolvimento foram traçadas fundamentadas resumidamente nos seguintes mecanismos: i) base de exportação (NORTH, 1955); ii) causação circular cumulativa (MYRDAL, 1957); iii) transmissão inter-regional do crescimento econômico (HIRSCHMAN, 1958) e polos de crescimento (PERROUX, 1967). Não obstante, Stiglitz (2010) ressalta que devem ser considerados problemas que inibem a eficiência dos mercados, como, por exemplo, assimetria de informações, incertezas e externalidades.

Na tentativa de responder a pergunta de pesquisa, este artigo tem como objetivo analisar o impacto da construção do CIPA na dinâmica da rede urbana do Norte Fluminense. Sua principal contribuição, portanto, é detalhar setorial e regionalmente o impacto do referido complexo e associá-lo com o desenvolvimento regional. Desse modo, os formuladores de políticas públicas podem apropriar-se dos resultados e definir de forma mais clara estratégias que potencializem os efeitos econômicos no Norte Fluminense, como, por exemplo, identificar qual setor criaria mais empregos na região, qual atividade geraria mais arrecadação tributária, dentre outros.

---

<sup>1</sup> Ver Rosenstain-Rodan (1943) e Nurkse (1953), principais expoentes.

A análise de impacto é conduzida por meio de simulações com um modelo inter-regional de insumo-produto, ano base 2008, constituído de duas regiões (Rio de Janeiro e resto do Brasil) e 26 setores de atividade econômica, inspirado nas experiências dos trabalhos de Haddad e Hewings (1998), entre outros.

O artigo está dividido em quatro seções, além desta introdução e das considerações finais. A segunda seção apresenta a composição e a história do Norte Fluminense em conjunto com o grande empreendimento que agora participa dessa região. A terceira seção é reservada para a discussão sobre as mudanças econômicas, sociais e administrativas entre 2000 e 2010 objetivando mostrar a sensibilidade da rede urbana ao volume de investimentos. Na seção subsequente, encontra-se a metodologia e as fontes de dados utilizadas com o intuito de captar os impactos diretos e indiretos ao longo da cadeia produtiva do estado do Rio de Janeiro, bem como seus efeitos de vazamento. A quarta seção é reservada para a discussão dos resultados, seguida das considerações finais.

## **2. Formação e composição do Complexo Industrial e Portuário de Açu**

A história da região é marcada por contrastes sociais e econômicos e possui relevância fundamental para compreender a instalação do porto em seu litoral. O objetivo desse complexo industrial pauta-se na necessidade de ampliação e indução do desenvolvimento regional para além do ciclo do petróleo.

Segundo Oliveira e Lima (2003), o desenvolvimento regional surge a partir de fatores externos que influenciam por meio das reações em cadeia todo o escopo econômico regional e, além disso, é necessário integrar a sociedade ao planejamento de ocupação do espaço e a distribuição da renda no caminho ao crescimento. Tal teoria embasa a necessidade regional de ir além da atividade petrolífera.

Dentro do contexto brasileiro, o Rio de Janeiro possui características de desenvolvimento bastante distintas e peculiares devido ao fato desse estado ter sido a capital do país até 1960. De acordo com Silva Neto (2006), o Rio de Janeiro apresenta o segundo maior parque industrial e centro consumidor. No entanto, Torres, Cavallieri e Hasenclever (2013) argumentam que, comparado com o restante do país, o estado apresenta desempenho econômico abaixo da média resultante da especialização produtiva em indústrias intensivas em recursos naturais.

A dependência econômica entre o Rio de Janeiro e o Norte Fluminense fez com que as crises sofridas pelo estado afetassem a região de forma substancial. Para Silva Neto (2006), o governo federal perdeu a capacidade de interferir positivamente no estado do Rio de Janeiro por causa da crise do padrão de financiamento da economia brasileira entre as décadas de 1970 e 1980. Na mesma linha, Ribeiro (2010) diz que o agravamento do contexto externo obrigou o governo a retardar projetos, culminando na maior seletividade nos gastos públicos e na consolidação do discurso de esvaziamento econômico.

Silva Neto (2006) argumenta que a paralisação do modelo de desenvolvimento denominado como “estado-dependente” fez com que o Rio de Janeiro passasse os próximos anos em busca de uma nova fórmula de desenvolvimento. Isso implicou redução da sua importância relativa no PIB nacional. Em 1970, sua participação era de 17%, passando para 10% em 1990.

A extração de petróleo e de gás natural realizada pela Petrobrás no início da década de 1970 culminou em um complexo industrial e de serviços significativo (SILVA NETO, 2006). Com efeito, Torres, Cavallieri e Hasenclever (2013) argumentam que as indústrias extrativas, guiadas pela extração e pelo refino do petróleo, podem ser responsabilizadas pela retomada do crescimento da economia no Rio de Janeiro.

Somente a partir da metade da década de 1990, surgem indícios de retomada das atividades econômicas. Todavia, a perspectiva de crescimento econômico do estado tem sido, ao longo dos últimos anos, alimentada por uma relação de elevada dependência da indústria do petróleo. Torres, Cavallieri e Hasenclever (2013) defendem que essa forte especialização nas atividades relacionadas ao petróleo gera

um desenvolvimento sujeito a enclaves. O agravamento da concentração de renda nessa busca pelo desenvolvimento elucida o argumento do autor, que ainda ressalta a incapacidade dos setores baseados nos mesmos recursos minerais em absorver a mão de obra local e deslocar o produto e a capacidade de geração de renda para a população.

Para Hirschman (1958), cabe ao estado conduzir políticas que aperfeiçoem a distribuição de renda e a qualidade de vida da população, ou seja, é necessário incluir alguns dos custos sociais no cálculo econômico e, assim, suavizar a implacabilidade do desenvolvimento capitalista. Na mesma linha, Prebisch (1963) defende a necessidade de intervenção governamental para o desenvolvimento regional, já que o mesmo não viria de forma espontânea. A lei de pagamento dos *royalties*<sup>2</sup> do petróleo foi um incentivo fundamental por parte do governo e outro importante instrumento de crescimento regional.

A lei de pagamento dos *royalties* elevou a arrecadação dos municípios e, conseqüentemente, possibilitou a realização de investimentos em infraestrutura, o que contribuiu para que os impactos do longo processo de esvaziamento econômico da região fossem amenizados.

A indústria do petróleo provocou profundas transformações na economia do Norte Fluminense (SERRA; TERRA, 2006), com destaque para o surgimento do município São João da Barra como um dos maiores PIB do país a partir de 2006. A principal causa desse processo foi a construção do CIPA.

O Rio de Janeiro é o maior estado brasileiro tanto em termos de reserva de petróleo quanto em produção (GUTMAN, 2007). Alguns municípios fluminenses possuem expressivas receitas orçamentárias, tais como: São João da Barra, Campos dos Goytacazes, Macaé, Rio das Ostras e Rio de Janeiro. No entanto, esses municípios convivem com o desafio da abundância temporária, no sentido de proporcionarem à população níveis mais elevados de qualidade de vida antes da escassez dos poços ou modificações nas regras de rateio da renda petrolífera.

O Norte Fluminense é responsável por 85% da produção nacional de petróleo (FORTI, 2013). Devido a esse fato, os municípios localizados próximos à Bacia de Campos constituíram em 2001 a Organização dos Municípios Produtores de Petróleo (OMPETRO). Esta organização reúne municípios recebedores de grandes rendas derivadas do petróleo, sejam eles municípios produtores ou limítrofes da zona de produção principal da mesma bacia. A ausência de atividades econômicas relacionadas ao setor de petróleo nesses municípios, de acordo com Serra e Terra (2006), endossa o argumento de que a definição de “municípios produtores” é consequência de um determinismo físico (locacional). Fazem parte da OMPETRO os municípios de Armação de Búzios, Cabo Frio, Campos dos Goytacazes, Carapebus, Casimiro de Abreu, Macaé, Rio das Ostras, Quissamã, Arraial do Cabo, Niterói e São João da Barra. Dos dez maiores recebedores de *royalties* do país, nove estão localizados na região Norte Fluminense.

O município de São João da Barra, sede do CIPA, merece destaque. Esse município, em 2005, obteve aproximadamente R\$ 46,6 milhões (4%) em recebimentos de *royalties* do Norte Fluminense, passando para aproximadamente 11% do total recebido pela região no ano de 2010 (R\$ 203 milhões). Para efeitos de comparação, no mesmo ano, os municípios do Rio de Janeiro receberam em *royalties* e participações especiais o montante de aproximadamente R\$ 3,2 bilhões (FORTI, 2013).

São João da Barra tem 32.747 habitantes e ocupa a área de 455,0 km<sup>2</sup>, o que corresponde a quase 5% do território Norte Fluminense (IBGE, 2010). Não obstante, vale ressaltar que, na década de 1990, essa cidade sofreu fragmentação de seu território que deu origem ao município de São Francisco de Itabapoana. Segundo Forti (2013), esse é o motivo da brusca redução populacional de 59.500 habitantes

---

<sup>2</sup> A Lei do Petróleo de 1997 determinou quatro formas distintas de renda: pagamento pela ocupação ou retenção da área, bônus de assinatura, participações especiais e *royalties*. Este último é uma remuneração à sociedade pela utilização de recursos escassos e não renováveis e sofre influência da produção mensal de petróleo de cada campo, seus respectivos preços e a taxa média mensal de câmbio. A alíquota gira em torno de 10%, apesar da lei de diferenciação. O pagamento dos *royalties* é efetuado à Secretaria do Tesouro Nacional, que repassa aos beneficiários através do Banco do Brasil. O controle e a distribuição dos *royalties* ficam a cargo da Agência Nacional de Petróleo, ANP (HONORATO, 2008).

em 1991 para 33.000 em 2010. Esse pequeno município com economia de base agrícola foi escolhido, por Piquet e Shimoda (2014), como sede de um empreendimento moldado nos padrões de um mundo globalizado. Além disso, cerca de 50% do litoral de São João da Barra corresponde à área prevista para as atividades do CIPA, especificadas na próxima seção.

É devido ao histórico econômico do Norte Fluminense que, em 2006, o governo do estado do Rio de Janeiro e o grupo EBX lançaram o empreendimento Porto de Açú, com o objetivo de induzir e sustentar o desenvolvimento da região. O projeto foi inicialmente implantado pela LLX-Logística SA, empresa vinculada à EBX. Contudo, a empresa assinou o primeiro de muitos contratos com o grupo norte-americano EIG, dando aos americanos o maior controle da LLX. Como acionista majoritário da LLX, a EIG toma a iniciativa de modificar o nome da empresa para Prumo Logística que assume as obras do CIPA a partir de 2013.

O CIPA tem 90 km<sup>2</sup> de extensão e ocupa aproximadamente 20% da área territorial do município de São João da Barra. Trata-se de um complexo porto-industrial, uma espécie de condomínio industrial logístico, sem precedentes no país, para o qual está previsto um investimento de longo prazo no valor de aproximadamente R\$ 65,9 bilhões, como pode ser visto, de forma detalhada, no Quadro 1.<sup>3</sup>

É importante ressaltar que a simulação realizada neste artigo contava com informações até 2012/13. Cavalcante (2008) argumenta que, para atingir o desenvolvimento regional, é necessário ter uma economia voltada para a industrialização que impulse as principais atividades econômicas da região, por meio das relações de encadeamento. Diante disso, este trabalho quer salientar de que forma os impactos desses investimentos se distribuem ao longo da cadeia produtiva do estado do Rio de Janeiro e mensurar o grau de transbordamento para o resto do Brasil.

**Quadro 1 - Investimentos por setor no Complexo de Açú**

Empresa	Empreendimento	Investimento (R\$ bilhões)*	Status
LLX-Açú	Infraestrutura Portuária	1,5	Obras em andamento
LLX-Açú	Unidade de Tratamento de Petróleo	3,0	Licença de instalação concedida
Anglo American	Terminal de Minério	1,9	Obras em andamento
Wisco	Siderúrgica	10,8	Aguardando licença prévia
Ternium	Siderúrgica	32,3	Projeto de engenharia
OSX	Estaleiro	3,7	Licença prévia concedida
MPX	MPX Açú I	8,8	Licença de instalação concedida
MPX	MPX Açú II	4	Licença ambiental prévia concedida
<b>Total</b>		<b>65,9</b>	

Nota: Foi utilizado o câmbio médio de 2013 de R\$ 2,15.

Fonte: Diário Oficial do Rio.

O porto foi concebido com o intuito de se tornar o centro logístico de exportação e importação para as regiões Centro-Oeste e Sudeste do Brasil e possibilitar o escoamento de produtos ao longo do litoral brasileiro por meio do transporte de cabotagem. O empreendimento, como consta no Relatório Final do Porto de Açú, conta com apoio federal, estadual e municipal por meio de incentivos fiscais.

O CIPA é de uso misto e composto por dois terminais, um *offshore*<sup>4</sup> (T1) e outro *onshore* (T2) em 17 km de píeres com a capacidade de receber até 47 embarcações. Segundo a Prumo Logística,

<sup>3</sup> Assume-se a hipótese de que o volume de investimentos na construção do vetor de choques é aplicado exclusivamente em inversões.

<sup>4</sup> Para funcionar como *offshore*, o porto deve ser o mais próximo possível das áreas de plataformas. O terminal deve ter condições e recursos para reparos nas embarcações e plataformas.

empresa responsável pela obra, o T1 contará com nove berços para atracação de navios e terá capacidade para receber navios de grande porte.

O terminal T2 será instalado no entorno de um canal para navegação, que contará com 6,5 km de extensão, 300 metros de largura e profundidade entre 10,5 e 14,5 metros. Ainda disponibilizará mais 13 quilômetros de cais, onde serão movimentados ferro gusa, carvão mineral, veículos, granéis líquidos e sólidos, carga geral e petróleo. O terminal também terá uma área dedicada à indústria de suporte às operações de óleo e gás. Objetivando condições logísticas adequadas, a área industrial, localizada no terminal T2, irá contar com uma ligação ferroviária com a cidade de Ambaí. A conexão ferroviária com a região Sudeste, detentora de 75% do PIB do país, é fundamental para tornar o Porto de Açu o principal canal de escoamento da produção brasileira.

Segundo o Relatório Final, o complexo dispõe de um mineroduto de 525 km de extensão que faz parte do Sistema Minas-Rio e atravessa 32 municípios dos dois estados e do terminal portuário em São João da Barra. O sistema conta com mina e unidade de beneficiamento de minério de ferro em Minas Gerais e no Rio de Janeiro.

Para Freitas e Oliveira (2012), a construção de grandes empreendimentos gera impactos no território como a desterritorialização de famílias e a realocação delas rompe os laços afetivos, sociais e tradições existentes. Tal cenário retrata o Norte Fluminense após a chegada do petróleo e, especialmente, São João da Barra, onde diversas famílias estão sendo realocadas<sup>5</sup> devido à construção do CIPA.

Por meio da evolução do Valor Adicionado Bruto (VAB) de 2006 a 2010, retratada na Tabela 1, é possível perceber, de forma preliminar, o impacto desse empreendimento na região e elucidar a sensibilidade da rede urbana.

**Tabela 1 – Crescimento de 2006 a 2010 do Valor Adicionado Bruto por município**

(Valores em R\$ 1.000 a preços básicos de 1999)

Regiões do Governo	VAB Total (2006)	VAB Total (2010)	VAB Evolução (%)
<b>Região Norte Fluminense</b>	<b>34.110.584</b>	<b>45.646.937</b>	<b>33,80</b>
Campos dos Goytacases	23.134.307	25.313.179	9,40
Macaé	6.477.109	11.267.976	74,00
São João da Barra	918.109	3.484.707	279,60
Quissamã	2.369.765	3.112.919	31,40
Carapebus	415.13	1.119.357	169,60
São Francisco de Itabapoana	323.015	616.362	90,80
São Fidélis	272.608	427.819	56,90
Conceição de Macabu	124.31	185.02	48,80
Cardoso Moreira	76.231	119.598	56,90

Fonte: Elaboração própria a partir de dados dos CENSOS 2000 e 2010 (IBGE).

Considerando o VAB como a contribuição de cada cidade no PIB, a evolução de quase 280% do VAB total em São João da Barra justifica sua 8ª posição no PIB brasileiro. Totti e Carvalho (2006) ressaltam que até o ano 2000 a região era polarizada por Macaé e Campos dos Goytacazes e isso pode ser evidenciado pelos valores apresentados na Tabela 1. Entretanto, esse domínio começa a ser pulverizado a partir da evolução de municípios como, por exemplo, São João da Barra e Carapebus, o que corrobora para uma evolução de 33,80% do VAB da região contra 69% do estado do Rio de Janeiro. Tal polarização externaliza os Polos de Crescimento de Perroux (1967) em que o crescimento não surge

<sup>5</sup> A CODIN é responsável pelo processo das desapropriações necessárias para a implantação do projeto. Dois critérios, segundo a CODIN, foram estabelecidos para o processo de desapropriação: os ocupantes do local, detentores de direitos sobre a área e que lá residem efetivamente, em lotes inferiores a 10 ha, recebem a proposta de serem reassentados na Fazenda Palacete; os demais recebem as devidas indenizações pela desapropriação.



em toda parte ao mesmo tempo. Há uma variação da intensidade, dos meios de propagação e até mesmo dos efeitos finais. Das nove cidades que compõem a região, quatro tiveram evolução do VAB acima da evolução estadual.

Na próxima seção, com o intuito de verificar o quão sensível é a rede urbana em relação ao montante de investimentos do CIPA, utilizar-se-ão dados sobre o crescimento populacional, a variação do PIB e os empregos obtidos, respectivamente, do Censo Demográfico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para os anos de 2000 e 2010 e da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS).

### 3. A transformação do Norte Fluminense: 2000-2010

A chegada do CIPA, para Totti e Carvalho (2006), fomentará uma série de mudanças econômicas, sociais e administrativas na região. Esta seção analisa, especificamente, as transformações ocorridas entre 2000 e 2010.

A construção do CIPA teve início em outubro de 2007. Desde o final do mesmo ano, o Norte Fluminense, mais especialmente o município de São João da Barra, experimentava os primeiros impactos da implantação desse empreendimento (FREITAS; OLIVEIRA, 2012). Na tentativa de compreender as transformações socioeconômicas e a alteração da relação entre homem e natureza, recorreu-se aos dados da RAIS do Ministério do Trabalho e Emprego – MTE – e dos Censos Demográficos de 2000 e 2010 disponibilizados pelo IBGE. É necessário considerar, além da construção do CIPA, as expectativas de melhora da rede urbana derivadas dos recursos adicionados ao orçamento municipal proveniente dos *royalties*.

O crescimento do número de habitantes tende a gerar uma demanda para a construção de escolas e unidades de saúde, ou seja, aumenta a pressão para o melhoramento da rede urbana que é deficiente. A Tabela 2 mostra que em alguns municípios, e no Norte Fluminense (2%) como um todo, a taxa de crescimento populacional entre 2000 e 2010 foi quase o dobro da estadual (1,06%).

**Tabela 2 - População do Norte Fluminense 2000-2010**

Unidades espaciais	2000	2010	Taxa de Crescimento (%)
<b>Estado do Rio de Janeiro</b>	<b>14.391.282</b>	<b>15.993.583</b>	<b>1,06</b>
<b>Norte Fluminense</b>	<b>698.783</b>	<b>849.302</b>	<b>2,0</b>
Campos dos Goytacazes	406.989	463.545	1,3
Carapebus	8.666	13.348	4,3
Cardoso Moreira	12.595	12.540	-0,04
Conceição de Macabu	18.782	21.200	1,2
Quissamã	13.674	20.244	3,9
São Fidélis	36.789	37.553	0,2
São Francisco de Itabapoana	41.145	41.357	0,1
Macaé	132.461	206.748	4,5
São João da Barra	27.682	32.767	1,7

Fonte: Elaboração própria a partir dos CENSOS 2000 e 2010 (IBGE).

Para Freitas e Oliveira (2012), a geração de emprego e o aumento da população são os impactos positivos mais observados derivados do empreendimento. Devido à construção do CIPA, há aumento de obras civis e de outros serviços que elevam o emprego formal na região. Entre 2000 e 2010, de acordo com dados da RAIS, a série de emprego formal apresentou crescimento, com destaque para 2007, ano de início da construção do CIPA, quando a variação foi de aproximadamente 70% em São João da Barra.

Entretanto, o crescimento da população pode ser considerado um impacto negativo devido tanto à herança de municípios deprimidos economicamente quanto à carência de infraestrutura e logística.

A criação de empregos, segundo Freitas e Oliveira (2012), contribui para o desenvolvimento dos setores que são diretamente influenciados pela construção do CIPA. O número de empregados na construção civil teve crescimento significativo entre 2000 e 2010, como pode ser observado na Tabela 3.

**Tabela 3 - Número de empregados por atividade econômica em São João da Barra  
2000 – 2010**

Sector de Atividade	2000	2002	2005	2007	2008	2009	2010
Extrativa Mineral	4	4	5	4	1	0	0
Indústria de Transformação	590	489	581	467	466	404	423
Serviços Industriais	3	3	0	0	6	4	3
Construção Civil	111	78	258	592	1.292	1.590	1.747
Comércio	265	349	506	478	552	579	649
Serviços	654	294	357	479	608	694	824
Administração Pública	749	1.742	2.012	2.129	2.211	2.252	3.583
Agropecuária	231	193	173	211	176	192	168
<b>Total</b>	<b>2.607</b>	<b>3.152</b>	<b>3.892</b>	<b>4.360</b>	<b>5.312</b>	<b>5.715</b>	<b>7.397</b>

Fonte: Elaboração própria a partir da RAIS/MTE.

No mesmo intervalo temporal, o número de empregados no setor público cresceu quase cinco vezes, o que demonstra a falta de experiência do município para absorver as mudanças derivadas do CIPA. Vale ressaltar que o aumento substancial na construção civil pode ser sazonal e encerrar-se com o fim das obras, assim como no setor de serviços.

Um questionamento pertinente seria se, após o fim da construção, os setores de serviços industriais e a indústria de transformação sofreriam alguma mudança relevante e permanente. Outros municípios do Norte Fluminense também tiveram transformações no setor formal. Quissamã, por exemplo, apresentou crescimento consistente no setor de indústria de transformação, o que é uma surpresa, já que, segundo Forti (2013), este é um município novo<sup>6</sup> e pouco dinâmico economicamente em comparação com os demais municípios da região. Macaé, por sua vez, obteve crescimento representativo no setor de extração mineral. Assim, o encadeamento do setor extrativo-mineral refletiu na criação de empregos nos demais setores como construção civil, comércio e serviços.

O empreendimento pode promover urbanização dos espaços rurais provocando uma série de mudanças socioespaciais, econômicas, administrativas e ambientais. Isso pode ser avaliado por meio da comparação entre o VAB do setor de Serviços, da Indústria e da Administração pública, expressos na Tabela 4.

Ao contrário da Tabela 3, que apresenta poucas transformações no número de ocupados na indústria em São João da Barra, a Tabela 4 mostra elevação substancial do VAB nos municípios de Campos dos Goytacazes, Macaé, Quissamã e São João da Barra. Pode-se, então, inferir que, apesar da transformação econômica gerada pela indústria, ela ainda não pode ser observada pela população na forma de criação de empregos formais, pelo menos no que se refere ao município de Campos dos Goytacazes. Mais do que a já mencionada falta de *expertise* do estado em absorver as transformações, a grande variação do VAB da administração pública pode ser analisada, por outro prisma, como intervenção estatal na região. A responsabilidade do estado aumentou em áreas básicas como saúde e educação que demandavam melhorias em termos de infraestrutura e qualidade do serviço público oferecido.

<sup>6</sup> Completou 15 anos de criação em 2005.

**Tabela 4 - Valor adicionado bruto do setor de serviços, indústria e administração pública no Norte Fluminense 2000 – 2010**

(valores a preços básicos de 1999 em R\$ 1.000)

Municípios	VAB Serviços		VAB Indústria		VAB Administração	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010
	Carapebus	31.417	789.644	138.016	283.126	17.704
Campos dos Goytacazes	1.735.905	6.305.936	3.702.499	18.119.034	575.164	2.047.105
Cardoso Moreira	33.765	89.655	4.374	10.055	19.615	56.484
Conceição de Macabu	60.071	154.506	8.46	18.999	30.514	88.583
Macaé	783.432	5.479.411	928.755	4.389.093	235.279	1.106.840
Quissamã	63.229	1.022.067	612.47	1.914.307	38.909	145.109
São Francisco de Itabapoana	105.304	432.69	14.388	49.631	59.177	176.594
São Fidélis	125.088	333.157	15.724	52.919	59.241	149.695
São João da Barra	108.245	475.74	107.128	2.921.880	49.821	151.15

Fonte: CENSOS 2000 e 2010 (IBGE).

Para Piquet (2004), a transformação do Norte Fluminense em uma região que detém os maiores PIB do Brasil é justificada pela legislação do setor petrolífero brasileiro. O ano de 2006, por exemplo, segundo a Secretaria de Planejamento e Gestão do Rio de Janeiro, pode ser destacado pela expressiva participação dos *royalties* no orçamento dos municípios, cerca de 40%. A Tabela 5 mostra o PIB nominal da região, dos municípios a ela pertencentes e do estado do Rio de Janeiro. É possível perceber que os municípios de Quissamã e São João da Barra, quando comparados às demais unidades espaciais, possuem elevado PIB *per capita*. Somado a isso, eles estão entre os dez maiores PIB *per capita* de 2010.

São João da Barra possui o segundo maior PIB *per capita* da região e, ao analisar o valor agregado da receita dos *royalties* com o PIB *per capita*, ele passa a ser o primeiro. Os municípios de Campos dos Goytacazes, Macaé, Angra dos Reis, Cabo Frio, Rio das Ostras, São João da Barra e Quissamã juntos representam 16,3% do PIB estadual e 88% do PIB dos municípios recebedores de *royalties*.

**Tabela 5 – PIB Nominal dos Municípios da Região Norte Fluminense 2010**

(Valores a preços básicos de 1999 em R\$ 1.000)

Unidades Espaciais	PIB	Distribuição (%)	PIB <i>per capita</i>
<b>Estado do Rio de Janeiro</b>	<b>407.122.794</b>	-	<b>25.461</b>
<b>Região Norte Fluminense</b>	<b>45.646.937</b>	<b>100</b>	<b>53.733</b>
Campos dos Goytacazes	25.313.179	55,5	54.586
Macaé	11.267.976	24,7	54.506
São João da Barra	3.484.707	7,6	106.413
Quissamã	3.112.919	6,8	153.785
Carapebus	1.119.357	2,5	83.790
São Francisco de Itabapoana	616.352	1,4	14.905
São Fidélis	427.819	0,9	11.395
Conceição de Macabu	185.020	0,4	8.723
Cardoso Moreira	119.598	0,3	9.492

Fonte: Produto Interno Bruto dos Municípios, IBGE 2012.

Os indicadores sociais permitem compreender e avaliar os impactos dos investimentos da construção do CIPA no município de São João da Barra. A análise realizada a partir de alguns indicadores evidencia uma heterogeneidade elevada entre os municípios e sugere situação de inferioridade em relação às outras regiões do estado. O município de São João da Barra possui IDH de 0,671 e ocupa, segundo o Censo 2010 do IBGE, a octogésima primeira (81<sup>a</sup>) posição no *ranking* estadual entre um total de 92 municípios, além de permanecer abaixo das médias estaduais e nacionais.

Com o intuito de avaliar as condições de saúde e educação, a Secretaria de Planejamento e Gestão utilizou os Índices FIRJAN de Desenvolvimento Municipal (IFDM). A interpretação do IFDM é análoga à do IDH, ou seja, varia entre 0 e 1 e, quanto mais próximo de 1, maior o desenvolvimento do município tanto para saúde quanto para educação.

O Norte Fluminense, segundo esse critério, possui nível de desenvolvimento moderado no quesito educação, entre 0,6 e 0,8, e ocupa 5<sup>a</sup> posição no estado. Apesar da média da região, os municípios de Macaé, Quissamã e São Fidélis possuem elevado índice de desenvolvimento municipal. Merece destaque o município de Quissamã, que obteve avanço de 34,6% entre os anos de 2000 e 2010, enquanto Campos dos Goytacazes teve o menor crescimento, com 10,7%. Todos os municípios da região situam-se na faixa de alto desenvolvimento do IFDM – Saúde. Quissamã e São Fidélis, inclusive, apresentam índices superiores a 0,9. Porém, ao analisar as variações entre os anos de 2000 e 2010, percebe-se uma discrepância. São Fidélis apresenta o maior avanço, com 37,2%, ao passo que Conceição de Macabu teve variação negativa de 4,0%, representando o pior índice da região. São João da Barra, com 5,4%, obteve crescimento modesto e, em conjunto com Conceição de Macabu, os municípios ocupam as duas piores posições da região.

Por meio dos dados apresentados, é possível perceber, utilizando a mesma linha de Freitas e Oliveira (2012), que os impactos da construção do CIPA são sentidos de forma direta pela economia e pela população local apenas analisando os dados da RAIS e do Censo 2000 e 2010. Elucidando tal fato, Kuznets (1970) defende que a principal característica do desenvolvimento econômico é a combinação de altas taxas de crescimento populacional em conjunto com a elevação do produto *per capita*, implicando taxas ainda mais elevadas de expansão do produto total. No entanto, a simples análise desses indicadores não nos permite inferir sobre a magnitude dos impactos ao longo da cadeia produtiva do estado do Rio de Janeiro nem sobre os efeitos de vazamento para fora do estado.

No sentido de preencher essa lacuna, na próxima seção é feita uma análise de impacto dos investimentos do CIPA na rede urbana do Norte Fluminense por meio de um modelo inter-regional de insumo-produto.

#### **4. Os impactos da construção do CIPA sobre o Norte Fluminense**

As intensas mudanças na estrutura econômica dos municípios da região Norte Fluminense são elucidadas por Forti (2013). Dessa forma, os efeitos dessa transição, não só econômica, sobre os aspectos sociais, como geração de emprego e renda, são robustos e produzem uma nova configuração para os municípios da região.

A partir do montante de investimentos desagregado por setor apresentado no Quadro 1, são simulados os impactos sobre a estrutura produtiva do Rio de Janeiro a partir da utilização de uma matriz inter-regional de insumo-produto (MIP). É possível estimar, para cada setor da economia, o quanto é gerado direta e indiretamente de emprego, importações, impostos, salários, valor adicionado etc.

##### *4.1. O modelo inter-regional de insumo-produto*

A MIP inter-regional utilizada é inspirada nas experiências dos trabalhos de Haddad e Hewings (1998). A dimensão setorial do modelo utilizado compreende 26 setores de atividade econômica.

Tomando como base as duas regiões em questão, Norte Fluminense (NF) e resto do Brasil (RB), a estrutura básica do modelo de insumo-produto inter-regional, segundo Miller e Blair (2009), pode ser representada como:

$$Z = \begin{bmatrix} Z^{NF \times NF} & \dots & Z^{NF \times RB} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ Z^{RB \times NF} & \dots & Z^{RB \times RB} \end{bmatrix} \quad (1)$$

Na diagonal principal, estão as relações de comércio intrarregionais, ao passo que, na diagonal secundária, encontram-se as relações de comércio inter-regionais. A solução do modelo é dada pela equação 2, uma vez que  $\exists$  a inversa da Matriz  $(I-A)$ . Em que  $B$ , na equação 3, representa a matriz inversa de Leontief.

$$x = (I - A)^{-1} Y \quad (2)$$

$$B = (I - A)^{-1} \quad (3)$$

As interdependências inter-regionais são explicitadas tanto pelos setores da região ofertante quanto pelos setores da região demandante. A partir da equação 2, é possível simular choques exógenos por meio da variação de algum componente da demanda final e verificar o impacto dessa variação sobre um conjunto de variáveis como produção, renda e emprego (MILLER; BLAIR, 2009). Mais especificamente, para a análise de impacto, tem-se que:

$$\Delta X = (I - A)^{-1} \Delta Y \quad (4)$$

$$\Delta V = \hat{v} \Delta X \quad (5)$$

em que  $\Delta X$  é um vetor coluna que indica o impacto na produção gerado a partir da variação na demanda final ( $\Delta Y$ ). O  $\hat{v}$  representa uma matriz diagonal constituída por um dos coeficientes<sup>7</sup> (renda, emprego, impostos etc.), ao passo que  $\Delta V$  é um vetor apresenta os impactos setoriais de uma dessas variáveis mencionadas anteriormente.

#### 4.2. Base de dados

A base de dados utilizada é referente à matriz inter-regional de insumo-produto do Rio de Janeiro, ano base 2008, elaborada por pesquisadores do Núcleo de Economia Regional e Urbana da USP - NEREUS (GUILHOTO; SESSO FILHO, 2005; GUILHOTO *et al.*, 2010). A estrutura setorial e regional é composta por vinte e seis setores e duas regiões (Rio de Janeiro e resto do Brasil).

### 5. Resultados e discussão

Para a construção do CIPA, estão previstos investimentos de aproximadamente R\$ 65,9 bilhões, conforme mostrou o Quadro 1. Para implementar a simulação, é necessário distribuir o valor do volume desses investimentos entre os setores considerados na MIP. Para tanto, baseou-se na composição do vetor de formação bruta de capital fixo do Rio de Janeiro<sup>8</sup>. Verificou-se que aproximadamente 89% do valor

<sup>7</sup> O coeficiente de emprego, por exemplo, indica o número de emprego de cada setor dividido pelo VBP do mesmo setor.

<sup>8</sup> Uma forma alternativa para distribuir os investimentos seria basear-se nos valores da Matriz de Absorção de Investimentos (MAI), estimada por Miguez *et al.* (2014).

gasto em investimentos totais do Rio de Janeiro são destinados à aquisição de bens e serviços produzidos no país, ao passo que 11% foram importados. Logo, o valor total sofreu uma primeira redução, passando para R\$ 58,7 bilhões.

Vale ressaltar que esse valor já considera o abatimento das margens de comércio e de transporte e o pagamento de impostos indiretos<sup>9</sup>. Seguindo Ribeiro *et al.* (2013), essa subtração foi feita a partir do peso relativo das margens de comércio e de transporte e dos impostos indiretos nacionais em cada setor de atividade obtidos na Tabela de Recursos e Usos (TRU), disponibilizada pelo IBGE referente a 2008.

Não obstante, os valores foram deflacionados objetivando preços do ano base da matriz, no caso 2008, por meio da variação do IGP-DI<sup>10</sup>, tornando assim os valores compatíveis com os da matriz inter-regional utilizada na análise de impacto. O valor total de investimentos a preços de 2008 foi de aproximadamente R\$ 44,7 bilhões. A Tabela 6 apresenta a composição do vetor de investimentos, construídos a partir das participações setoriais do vetor de formação bruta de capital fixo do estado do Rio de Janeiro.

**Tabela 6 - Vetor de investimentos**

(valores em R\$ milhões a preços de 2008)

Setores	Valor	%	Setores	Valor	%
Agricultura	7	0,02	Indústrias diversas	156	0,35
Pecuária e pesca	42	0,09	SIUP	6	0,01
Mineração	3	0,01	Construção	24.547	54,87
Alimentos, bebidas e fumo	15	0,03	Comércio	8.313	18,58
Têxtil, vestuário e calçados	5	0,01	Transporte, armazenagem e correio	1.461	3,27
Madeira, papel e impressão	46	0,1	Serviços privados	978	2,19
Refino de petróleo, coque e álcool	14	0,03	Intermediação financeira e seguros	8	0,02
Outros produtos químicos e farmacêuticos	24	0,05	Serviços imobiliários e aluguel	918	2,05
Artigos de borracha e plástico	9	0,02	Alojamento e alimentação	11	0,03
Cimento e outros minerais não metálicos	9	0,02	Educação mercantil e pública	36	0,08
Metalurgia	819	1,83	Saúde mercantil e pública	86	0,19
Máquinas e equipamentos	3.614	8,08	Administração pública e seg social	75	0,17
Material elétrico e eletrônicos	159	0,36			
Material de transporte	3371	7,54	<b>Total</b>	<b>44.732</b>	<b>100</b>

Fonte: Elaboração própria a partir da MIP.

Os valores expressos na Tabela 6 são considerados nas simulações com a MIP. A Tabela 7 apresenta os impactos nas principais variáveis macroeconômicas consideradas no modelo. Vale ressaltar que se parte do pressuposto de que esses investimentos tenham sido realizados de uma única vez, ou seja, não foi considerado nenhum cronograma de desembolso. Em outras palavras, podem-se interpretar esses números como impactos potenciais em relação ao ano base da matriz.

Percebem-se resultados mais homogêneos em relação aos impactos sobre a economia brasileira, cujo crescimento das variáveis gira em torno de 0,3%, em média. Vale salientar que essa variação percentual é calculada a partir das informações retratadas na matriz com os novos vetores que consideram o impacto do CIPA.

<sup>9</sup> Resultados oriundos de análises de impacto com insumo-produto, naturalmente, tendem a produzir valores superestimados devido às hipóteses de construção do modelo. Assim, optou-se por valorar o choque a preços básicos, isso, segundo Feijó e Ramos (2013, p.45) “equivale a considerar os preços na porta da fábrica”. Em outras palavras, não inclui os impostos líquidos de subsídios nem as margens de transporte e comércio. No entanto, essa escolha, isto é, a de não incluir as margens, pode produzir resultados subestimados uma vez que, para o IBGE, conceitualmente, os dados de “Oferta e demanda da produção a preço básico” dos valores das margens são agregados nos valores básicos tanto do comércio quanto do transporte.

<sup>10</sup> O IGP-DI foi obtido no IPEADATA.

**Tabela 7 – Impactos sobre variáveis macroeconômicas selecionadas**

<b>Impactos</b>	<b>RJ (%)</b>	<b>Brasil (%)</b>
Produção	10,9	0,3
Emprego	16,4	0,2
Renda	9,8	0,2
PIB	10,4	0,3
Arrecadação ICMS	10,4	0,4
Arrecadação IPI	13,1	0,4

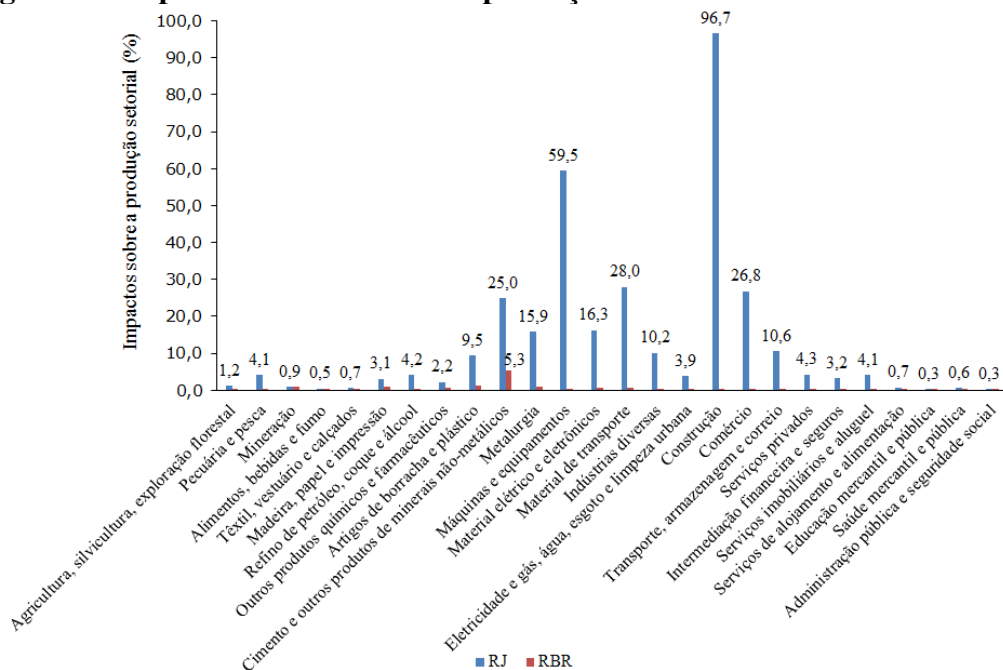
Fonte: Elaboração própria a partir de dados da MIP.

Os maiores impactos em qualquer variável de referência são maiores na região que sofre a intervenção, nesse caso, o Rio de Janeiro. Isso é esperado em simulações de insumo-produto devido à linearidade presente no modelo. Resultados similares por meio de simulações com insumo-produto, para diferentes aplicações, foram obtidos por IPECE (2012), Ribeiro *et al.* (2013) e Ribeiro, Andrade e Souza (2017).

A magnitude do impacto sobre as variáveis macroeconômicas, à exceção do ICMS e do IPI, está diretamente relacionada com os coeficientes estruturais do modelo. Em outras palavras, os coeficientes de emprego (razão entre número de empregos e valor bruto da produção do setor) são bem maiores do que os coeficientes de renda, o que implica impacto menor sobre a renda agregada. As variáveis de tributação possuem os coeficientes estruturais muito próximos a zero, o que gerou impacto em termos percentuais relativamente maiores.

A construção do CIPA poderá gerar aumento de até 10,9% sobre o valor bruto da produção total do Rio de Janeiro. Isso representa concentração de 78,4% do impacto total no próprio estado, enquanto 21,6% pode transbordar para o resto do Brasil. Tais valores mostram a importância do Rio de Janeiro no cenário econômico nacional e sua integração macrorregional com o restante do país. Apesar da magnitude dos efeitos regionais da construção ser razoável, há ainda a necessidade de aprofundamento da diversificação industrial nessa macrorregião. A Figura 1 apresenta o impacto sobre a produção setorial fluminense e sobre o resto do Brasil.

A maior variação da produção seria da Construção Civil, com crescimento de aproximadamente 96%. Outros setores de destaque são: Máquinas e equipamentos (59,5%), Material de transporte (28%) e Comércio (26,8%). De maneira geral, há uma correlação entre os setores mais impactados com aqueles que apresentam maiores participações no vetor de formação bruta de capital fixo (ver Tabela 6). Esse resultado é esperado, uma vez que, nas simulações de insumo-produto, é captado somente o impacto de curto-prazo. Em outras palavras, na simulação de investimentos em infraestrutura, como é o caso do CIPA, as atividades intensivas em bens de capital como, por exemplo, os setores de “Construção civil” e “Máquinas e equipamentos” apresentariam impactos mais acentuados.

**Figura 1 – Impactos setoriais sobre a produção do Rio de Janeiro e do resto do Brasil**

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da MIP-2008.

Desse modo, os resultados apresentados ao longo desta seção são referentes à fase de construção/implantação dos investimentos, uma vez que eles não refletem a fase de maturação/operação desses investimentos.

É possível perceber que, em termos relativos, os impactos em todas as atividades no resto do Brasil são menores do que os verificados nas atividades fluminenses, o que sugere, num primeiro momento, certa autossuficiência da economia do Rio de Janeiro, ou seja, um baixo grau de dependência em relação ao resto da economia brasileira. Chama a atenção a indústria de Cimento e outros produtos de minerais não metálicos, cujo impacto no resto do Brasil foi de 5,3%.

No entanto, em termos absolutos, nove setores, sendo sete da indústria de transformação do Rio de Janeiro, tiveram os impactos menores do que o resto do Brasil. Hirschman (1958) acredita que os efeitos de vazamento derivados dos investimentos devem ser minimizados ou pelo menos concentrados na própria região, desse modo, os impactos da construção do CIPA podem ser vistos, do ponto de vista do desenvolvimento regional, como um aspecto negativo. O baixo impacto nos segmentos da indústria de transformação na economia do Rio de Janeiro merece destaque. Apesar da existência de uma demanda por produtos desse segmento, boa parte dessa deve ser suprida pela produção de outros estados.

No que diz respeito à geração de empregos durante toda a fase de construção (2006-2014), o CIPA possui a capacidade potencial de criar aproximadamente 1,3 milhão de empregos diretos e indiretos na economia brasileira. Desse total, 87% dos empregos poderiam ser criadas no Rio de Janeiro e 13% no resto do Brasil. O resultado para o estado em questão, em comparação ao ano base da matriz, corresponderia a uma expansão de 16,4% do emprego total, como retratado na Tabela 7. A Tabela 8 mostra os impactos setoriais, em termos diretos e indiretos, sobre a criação de empregos.



**Tabela 8 - Impacto sobre os empregos setoriais**

Setores	Rio de Janeiro			Resto do Brasil		
	Direto	Indireto	Total	Direto	Indireto	Total
Agricultura, silvicultura, exploração florestal	67	470	536	836	12.938	13.775
Pecuária e pesca	67	1.804	1.871	184	2.176	2.359
Mineração	17	402	419	705	1.468	2.174
Alimentos, bebidas e fumo	110	292	402	208	848	1.056
Têxtil, vestuário e calçados	428	576	1.004	1.639	3.573	5.213
Madeira, papel e impressão	675	1.144	1.819	5.862	4.395	10.256
Refino de petróleo, coque e álcool	116	84	200	84	590	674
Outros produtos químicos e farmacêuticos	452	481	933	1.190	2.212	3.403
Artigos de borracha e plástico	2.168	532	2.700	3.429	1.849	5.279
Cimento e outros produtos de minerais não metálicos	8.497	1.104	9.600	27.318	4.315	31.633
Metalurgia	7.258	5.160	12.419	4.373	4.665	9.037
Máquinas e equipamentos	1.154	27.036	28.189	889	843	1.732
Material elétrico e eletrônico	235	1.304	1.539	1.921	1.277	3.198
Material de transporte	642	7.681	8.323	1.875	1.133	3.008
Indústrias diversas	323	4.721	5.045	1.195	824	2.019
Eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana	827	1.021	1.848	103	1.422	1.524
Construção	10.428	603.609	614.037	1.944	1.541	3.484
Comércio	58.698	277.883	336.581	8.336	25.241	33.577
Transporte, armazenagem e correio	16.073	31.663	47.736	1.447	10.805	12.252
Serviços privados	40.643	53.846	94.489	1.822	29.115	30.937
Intermediação financeira e seguros	1.984	1.020	3.005	799	2.243	3.042
Serviços imobiliários e aluguel	442	2.589	3.031	166	361	527
Serviços de alojamento e alimentação	1.890	1.197	3.086	19	1.294	1.313
Educação mercantil e pública	232	1.088	1.320	70	233	303
Saúde mercantil e pública	335	1.772	2.106	81	192	273
Administração pública e seguridade social	533	925	1.458	39	577	616
<b>Total</b>	<b>154.293</b>	<b>1.029.404</b>	<b>1.183.697</b>	<b>66.535</b>	<b>116.130</b>	<b>182.664</b>

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da MIP-2008.

A partir da decomposição do efeito total, percebe-se que o CIPA poderia criar aproximadamente 154 mil empregos diretos e pouco mais de um milhão de empregos indiretos no estado do Rio de Janeiro. Os maiores impactos tanto diretos quanto indiretos são nos setores de Comércio; Serviços Privados; Transporte, armazenagem e correio; e Construção.

O segmento de Construção, maior impacto total na produção, obteve participação de 52% (614 mil) da criação total de empregos no Rio de Janeiro, seguido pelo Comércio (28%), Serviços Privados (8%) e Transporte, armazenagem e correio (4%). Os impactos totais nos setores Agricultura; Pecuária e pesca; Mineração; Alimentos, bebidas e fumo; Têxtil, vestuário e calçados; Madeira, papel e impressão; Refino de petróleo e coque; Outros produtos químicos e farmacêuticos; Artigos de borracha e plástico; Cimento e outros minerais não metálicos, Material elétrico e eletrônico e Intermediação financeira e seguros foram maiores no resto do Brasil do que no próprio estado.

Comércio e Serviços privados apresentariam os maiores impactos diretos em criação de empregos no Rio de Janeiro (aproximadamente 65% dos empregos diretos totais). Isso ocorre porque tais atividades estão entre os setores com os cinco maiores coeficientes de emprego.

Ao analisar a geração de renda referente às remunerações do trabalho, a construção do CIPA poderia criar até R\$ 12,8 bilhões de renda adicional na economia brasileira, sendo que deste total, 83% poderiam ser gerados no estado do Rio de Janeiro e 17% no resto do Brasil. Como esperado, percebe-se correlação entre a geração de renda adicional e a criação de empregos, como revela a Tabela 9.

**Tabela 9 - Impactos sobre a geração de renda**

(valores em R\$ milhões de 2008)

Setores	Rio de Janeiro			Resto do Brasil		
	Direto	Indireto	Total	Direto	Indireto	Total
Agricultura, silvicultura, exploração florestal	0,2	2	2	2	26	28
Pecuária e pesca	0,4	10	10	1	8	8
Mineração	2	51	53	16	32	48
Alimentos, bebidas e fumo	1	3	4	3	10	13
Têxtil, vestuário e calçados	2	2	4	8	18	27
Madeira, papel e impressão	16	28	44	80	60	141
Refino de petróleo, coque e álcool	13	9	22	3	18	20
Outros produtos químicos e farmacêuticos	19	20	39	40	75	116
Artigos de borracha e plástico	41	10	52	69	37	107
Cimento e outros produtos de minerais não-metálicos	132	17	149	321	51	372
Metalurgia	173	123	296	82	87	169
Máquinas e equipamentos	28	659	687	23	22	45
Material elétrico e eletrônico	4	22	26	46	31	77
Material de transporte	31	365	396	73	44	117
Indústrias diversas	1	20	22	8	5	13
Eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana	19	24	44	4	56	60
Construção	71	4.113	4.184	10	8	18
Comércio	491	2.325	2.816	58	177	235
Transporte, armazenagem e correio	211	416	627	16	122	138
Serviços privados	406	538	944	13	212	225
Intermediação financeira e seguros	97	50	147	47	133	180
Serviços imobiliários e aluguel	7	39	46	2	3	5
Serviços de alojamento e alimentação	12	8	19	0	5	5
Educação mercantil e pública	5	25	30	1	4	6
Saúde mercantil e pública	6	34	40	2	4	5
Administração pública e seguridade social	27	47	73	1	17	18
<b>Total</b>	<b>1.817</b>	<b>8.960</b>	<b>10.777</b>	<b>929</b>	<b>1.266</b>	<b>2.195</b>

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da MIP-2008.

Poderiam ser criada de forma direta aproximadamente R\$ 1,8 bilhões de renda no estado do Rio de Janeiro e R\$ 8,9 bilhões, indiretamente.

Percebeu-se que todos os resultados apresentados nesta seção foram positivos, independente da variável em análise, produção, emprego, renda, PIB e impostos. Isso ocorre por causa das hipóteses de construção dos modelos de insumo-produto, principalmente a adoção de retornos constantes de escala e de oferta de fatores perfeitamente elástica. Por essas razões, os resultados devem ser interpretados com cautela, ou seja, os mesmos devem ser analisados qualitativamente. Em outras palavras, esta seção buscou mapear a intensidade e a distribuição dos impactos do CIPA setorial e regionalmente.

## 6. Considerações finais

O objetivo deste artigo foi simular os impactos decorrentes da construção do CIPA no litoral do Norte Fluminense. Mais especificamente, foram estimados os impactos sobre a produção, a renda e sobre a geração potencial de emprego a partir dos investimentos realizados para a construção do CIPA e os seus efeitos de vazamento para fora do estado do Rio de Janeiro. A principal contribuição deste artigo, portanto, foi indicar de que forma os impactos do CIPA se distribuem tanto em termos regionais quanto setoriais, de maneira a subsidiar a elaboração e a condução de políticas nessas duas escalas.

Ainda mais especificamente, os resultados apresentados aqui podem auxiliar os formuladores de políticas na condução ou instalação de grandes investimentos em infraestrutura no estado do Rio de Janeiro, uma vez que foram identificados os setores mais impactados em termos de geração de produção, emprego, renda e arrecadação tributária. Não obstante, foi possível mapear atividades que dependem mais do resto do Brasil e, conseqüentemente, produzem maiores efeitos de vazamento.

Segundo Rostow (1974), investimentos de elevada magnitude, como o CIPA, são quebras de paradigmas e a maturidade no desenvolvimento só ocorre quando as taxas de crescimento da produção são superiores às do crescimento populacional. Sendo assim, na fase subsequente, surgem demandas que vão além do consumo e da produção. Em linha com Hirschman (1958) e Presbich (1963), o governo deve se encarregar das preocupações com o bem-estar social e com a qualidade de vida.

Os dados apresentados sugerem que o Norte Fluminense possui crescimento acima da média estadual, devido, em parte, à renda derivada do petróleo que vem sendo destinada à região. Esse nível elevado de recursos é responsável pela retroalimentação do dinamismo regional que ganha destaque na medida em que investimentos como o CIPA aparecem para aprimorar a dinâmica local. O empreendimento trouxe transformações econômicas, uma vez que a região é detentora de um dos maiores PIB do país, porém, essas mudanças ainda não se refletiram em empregos e renda.

Em relação à análise de impacto, as simulações indicaram que o montante total de investimentos destinados para a construção do CIPA tem o potencial de produzir efeitos expressivos na economia fluminense: 10,9% de aumento da produção total, criação de aproximadamente 1,1 milhões de novos empregos e injeção de até R\$ 10,7 bilhões de renda adicional na economia fluminense. Entretanto, os efeitos de vazamento, para muitos setores, foram acima da média para o restante do Brasil, o que representa, como já foi explicitado na seção 4, um aspecto negativo para o desenvolvimento regional.

Hirschman (1958) acredita no desenvolvimento regional desequilibrado em que a interdependência setorial é capaz de potencializar esse desenvolvimento por meio dos efeitos de encadeamento. Como foi visto, investimentos em infraestrutura tendem a produzir efeitos multiplicadores ao longo da cadeia produtiva. No entanto, é importante a minimização dos efeitos de vazamento para fora da região. Em outras palavras, as autoridades governamentais podem propor políticas de incentivo à criação de emprego em nível local, por exemplo. Isso pode ser feito por meio de programas de qualificação profissional, no sentido de evitar ou, pelo menos reduzir, a exportação de empregos.

É necessário destacar que os modelos de insumo-produto tendem a superestimar os resultados uma vez que essa modelagem não capta as transformações via preços na economia, o que impede uma análise de preços relativos (DOMINGUES; CARVALHO, 2012), além das hipóteses de coeficientes fixos e oferta perfeitamente elástica sem substituição entre os fatores de produção. Devido a essas limitações, os resultados apresentados devem ser analisados do ponto de vista qualitativo como, por exemplo, a partir da distribuição setorial dos impactos.

Observada a tendência de crescimento do Norte Fluminense, fica como desafio para a região a adoção de uma política industrial coordenada com o intuito incentivar o desenvolvimento de uma indústria local crescentemente inovadora e com qualidade técnica.

No intuito de aprimorar o método de análise, pretende-se em estudos futuros distinguir os coeficientes técnicos da região Norte Fluminense em relação ao estado do Rio de Janeiro por meio da utilização do Quociente Locacional ou, ainda, desenvolver um modelo inter-regional de Equilíbrio Geral Computável que flexibiliza hipóteses restritivas de insumo-produto como, por exemplo, lida com preços relativos e possibilita a substituições de fatores de produção. Pode-se, ainda, utilizar a MAI (MIGUEZ *et al.*, 2014) para construir o vetor de choques considerando apenas a parcela da Administração pública e Setores produtivos, excluindo o montante das famílias, uma vez que o CIPA parece ser fruto de parceria público-privada.

## Referências

- CAVALCANTE, L. R. M. T. Produção teórica em economia regional: uma proposta de sistematização. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 2, n. 1, p. 9-32, 2008.
- CRUZ, J. L. V. Grandes investimentos e a reestruturação do espaço regional no Norte Fluminense. In: *Anais da II Conferência de Desenvolvimento, I Circuito de Debates Acadêmicos – CODE/IPEA*. Brasília: IPEA, 2011.
- DOMINGUES, E. P.; CARVALHO, T. S. Análise dos impactos econômicos dos desembolsos do BDMG nos anos 2005, 2009 e 2010 em Minas Gerais. *Cadernos BDMG*, v. 21, p. 7-54, 2012.
- FEIJÓ, C. A.; RAMOS, R. L. O. *Contabilidade social: a nova referência das Contas Nacionais do Brasil*. 4ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2013.
- FORTI, G. O. F. Os municípios da região norte fluminense no período de 1990 a 2010: uma análise socioeconômica comparativa. In: *Anais do XIII Simpósio Nacional de Geografia Urbana*. Rio de Janeiro: Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2013.
- FREITAS, B. V.; OLIVEIRA, E. L. Impactos socioeconômicos da construção do Complexo Portuário-Industrial do Açú sobre a população e o território de São João da Barra. *Revista de Geografia - PPGeo*, v. 2, n. 1, p. 1-10, 2012.
- GUILHOTO, J. J. M.; AZZONI, C. R.; ICHIHARA, S. M.; KADOTA, D. K.; HADDAD, E. A. *Matriz de insumo-produto do nordeste e estados: metodologia e resultados*. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil, 2010.
- GUILHOTO, J. J. M.; SESSO FILHO, U. Estimção da matriz insumo-produto a partir de dados preliminares das contas nacionais. *Economia Aplicada*, v. 9, n. 2, p. 277-299, 2005.
- GUTMAN, J. Participações governamentais: passado, presente e futuro. In: PIQUET, R.; SERRA, R. *Petróleo e região no Brasil: o desafio da abundância*. Rio de Janeiro: Geramond, 2007.
- HADDAD, E. A.; HEWINGS, G. J. D. *Linkages and Interdependence in the Brazilian Economy: An Evaluation of the Interregional Input-Output System*. Urbana: University of Illinois at Urbana-Champaign, Regional Economics Applications Laboratory, 1998. (Discussion paper)
- HIRSCHMAN, A. O. *The strategy of economic development*. New Haven: Yale University Press, 1958.
- HONORATO, F. F. Riqueza e exclusão: o impacto dos royalties do petróleo na expansão da miséria na Região Norte Fluminense. In: CIMADAMORE, A. *La economía política de la pobreza*. Buenos Aires: CLACSO, 2008.

- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Censo Demográfico 2000*. IBGE, 2001.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Censo Demográfico 2010*. IBGE, 2011.
- IPECE – Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. Os impactos dos investimentos públicos em infraestrutura na economia cearense – 2007/2010. *Enfoque Econômico*, n. 32, p.1-4, 2012.
- KUZNETS, S. *Aspectos quantitativos do desenvolvimento econômico*. Rio de Janeiro: Forense, 1970.
- MIGUEZ, T.; FREITAS, F.; SQUEFF, G. C.; VASCONCELOS, L. F.; MORAES, T. *Uma proposta metodológica para a estimação da Matriz de Absorção de Investimentos para o período 2000-2009*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Rio de Janeiro: IPEA, 2014. (Texto para discussão, n. 1977)
- MILLER, R. E.; BLAIR, P. D. *Input-output analysis: foundations and extensions*. 2.ed. New York: Cambridge University Press, 2009.
- MYRDAL, G. *Economic Theory and Under-Developed Regions*. London: Gerald Duckworth & CO, 1957.
- NORTH, D. Location theory and regional economic growth. *Journal of Political Economy*, v. 63, n. 3, p. 243-258, 1955.
- NURKSE, R. *Problems of capital formation in underdeveloped countries*. New York: Oxford University Press, 1953.
- OLIVEIRA, G. B.; LIMA, J. E. S. Elementos endógenos do desenvolvimento regional: considerações sobre o papel da sociedade local no processo de desenvolvimento sustentável. *Revista FAE*, v. 6, n. 2, p. 29-37, 2003.
- OSÓRIO, M. *Rio nacional, Rio local – mitos e visões da crise carioca e fluminense*. Rio de Janeiro: Editora SENAC RJ, 2005.
- PERROUX, F. *A economia do século XX*. Lisboa: Livraria Moraes Editora, 1967.
- PIQUET, R. Norte Fluminense: mudanças e incertezas na era do petróleo. *Revista de Desenvolvimento Econômico*, v. 6, n. 9, p. 27-35, 2004.
- PIQUET, R.; SHIMODA, E. De braços abertos: as expectativas quanto aos impactos do Porto do Açu, Rio de Janeiro. *Revista Política e Planejamento Regional*, v. 1, n. 1, p. 121-137, 2014.
- PREBISCH, R. *Dinâmica do desenvolvimento Latino-Americano*. Rio de Janeiro: Fundo de Cultura, 1963.
- RIBEIRO, L. C. S.; ANDRADE, J. R. L.; SOUZA, K. B. Tourism and regional development in the Brazilian Northeast. *Tourism Economics*, v. 23, n. 3, p. 717-727, 2017.
- RIBEIRO, L. C. S.; LOPES, T. H. C. R.; SIMÕES, R.; MOREIRA, T. M. Suape: novo polo de crescimento? *Novos Cadernos NAEA*, v. 16, n. 1, p. 29-60, 2013.
- RIBEIRO, R. V. *Desafios ao desenvolvimento regional do Norte Fluminense*. Rio de Janeiro: Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2010.
- ROSENSTAIN-RODAN, P. Problems of industrialisation of Eastern and South- Eastern Europe. *The Economic Journal*, v. 53, n. 210, p. 202-211, 1943.

- ROSTOW, W. W. *Etapas do desenvolvimento econômico*. 5.ed. Ampliada. Rio de Janeiro: Zahar Editores, 1974.
- SERRA, R.; TERRA, D. Notas sobre a região petro-rentista da Bacia de Campos. In: TOTTI, M. E. F.; CARVALHO, A. M. (Org.). *Formação histórica e econômica do Norte Fluminense*. Rio de Janeiro: Garamond, 2006.
- SILVA NETO, R. Indústria e desenvolvimento na região norte fluminense: crescimento econômico e o problema da extrema heterogeneidade econômico-espacial no Estado do Rio de Janeiro. In: CARVALHO, A. M.; TOTTI, M. E. F. (Orgs). *Formação histórica e econômica do Norte Fluminense*. Rio de Janeiro: Garamond, 2006. p. 225-274.
- STIGLITZ, J. E. *Economics of the public sector*. 3ed. New York: Norton, 2010.
- TORRES, R.; CAVALLIERI, H.; HASENCLEVER, L. Mudança estrutural e especialização produtiva: potenciais e desafios para o Estado do Rio de Janeiro. *Revista Economia & Tecnologia*, v. 9, n. 1, p. 35-48, 2013.
- TOTTI, M. E. F.; CARVALHO, A. M. *Formação histórica e econômica do norte fluminense*. Rio de Janeiro: Garamond, 2006.

**IMPACTO DOS GASTOS EM INVESTIMENTO NA DÍVIDA DOS ESTADOS  
BRASILEIROS: UMA ANÁLISE *THRESHOLD*\***

**Fernando Motta Correia**

Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná (UFPR)

E-mail: fmottabr@yahoo.com.br

**Luiz Carlos Ribeiro Neduziak**

Doutor em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento

Econômico da Universidade Federal do Paraná (UFPR)

E-mail: luiz\_neduziakov@hotmail.com

**RESUMO:** O artigo analisa os efeitos dos gastos em investimento sobre a Dívida dos Estados brasileiros. A hipótese da pesquisa sugere que, devido à ausência de regras fiscais para as despesas com investimento, no conjunto de regras da Lei de Responsabilidade Fiscal, há um comportamento não linear na relação dívida-despesa com investimento devido ao uso dos investimentos públicos de maneira discricionária. Na análise empírica, é usada a metodologia de agrupamento de dados a partir de alguns indicadores fiscais. A partir dos resultados da análise de agrupamento, aplica-se a metodologia de painel, com efeito *threshold*, para identificar um comportamento não linear entre a Dívida e as despesas com investimento. Os resultados aceitam a hipótese de existência da não linearidade entre a Dívida e o investimento. O resultado está associado aos ajustes via despesa com pessoal em detrimento à despesa com investimento que se assistiu junto ao orçamento dos Estados após a implementação da Lei de Responsabilidade Fiscal.

**Palavras-chave:** Dívida; Gastos em Investimento; Estados brasileiros.

**Classificação JEL:** H63; H70; H76.

**ABSTRACT:** The article analyzes the effects of investment spending on the Debt of Brazilian States. The hypothesis of the research suggests that due to the absence of fiscal rules for investment expenses, in the set of rules of the Brazilian Fiscal Responsibility Law, there is a non-linear behavior in the debt-to-investment ratio due to the use of public investments in a discretionary manner. In the empirical analysis is used the methodology of grouping data from some fiscal indicators. From the results of the cluster analysis, the panel methodology, with a threshold effect, is applied to identify a non-linear behavior between Debt and investment expenses. The results accept the hypothesis of nonlinearity between Debt and investment. The result is associated to adjustments through personnel expenses to the detriment of investment expenditures that have been observed with the State budget after the implementation of the Brazilian Fiscal Responsibility Law.

**Keywords:** Debt; Investment expenditures; Brazilian States.

**JEL Code:** H63; H70; H76.

## 1. Introdução

As investigações acerca do endividamento público são sempre objeto de questionamento na literatura econômica, haja vista que os mecanismos de transmissões fiscais estão associados às ações discricionárias no uso dos instrumentos orçamentários. Os estudos que buscam entender os mecanismos de transmissão fiscal, ao buscar analisar os determinantes do endividamento, muitas vezes não incorporam os efeitos discricionários do uso do orçamento público.

Devido à natureza discricionária que pode estar presente em alguns instrumentos fiscais, a importância de se estabelecer uma ou mais regras está ligada a buscar vincular ao governo um comportamento responsável e um nível de comprometimento que nem sempre podem ser de seu interesse, no curto prazo.

As regras têm como propósito resolver o problema da inconsistência temporal e suavizar reações arbitrárias envolvidas no gerenciamento da política fiscal, sobretudo no lado dos gastos públicos, de maneira que as escolhas preferidas de ação, por parte de um governo, estejam voltadas para o longo prazo. Dito de outra maneira, as regras fiscais devem incentivar os governos a se aterem aos seus planos originais de tributação e de gastos, elevando o custo político com que arcarão, caso quebrem os compromissos estabelecidos, ou até mesmo tornando-se uma exigência legal com a aplicação de sanções, devido ao seu não cumprimento.

De maneira geral, as regras orçamentárias buscam controlar o nível anual ou corrigido das variações cíclicas da dívida do governo.

O método de execução também varia bastante, desde uma restrição a empréstimos até uma exigência legal para se trazer os níveis globais da dívida para baixo sobre um extenso período de tempo, como é o caso da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) implantada no Brasil desde o início dos anos 2000 (Lei Complementar n. 101, de 4/5/2000).

Na tentativa de homogeneizar o comportamento dos diferentes entes federativos, no que diz respeito ao uso dos instrumentos orçamentários, a LRF impôs limites para alguns gastos públicos, além de metas de endividamento. Por outro lado, embora a LRF não apresente uma regra objetiva a respeito dos gastos em investimento, a lei deu liberdade para os entes subnacionais ajustarem a sua estrutura de gastos por natureza econômica, sobretudo no tocante à alocação dos gastos com pessoal em detrimento ao gasto com investimento.

A presença de escolhas orçamentárias, a partir da criação da LRF, pode ter gerado uma função reação fiscal com efeitos ambíguos para a dívida pública. No caso dos gastos em investimento, em função da ausência de regras no texto da LRF, o seu comportamento pode ter um teor menos impreciso, se comparado às despesas com pessoal, pois há uma regra explícita na lei brasileira para esse tipo de gasto.

No caso dos Estados brasileiros, desde a década de 1990, são recorrentes as ações de renegociação de suas dívidas com o governo federal. Os projetos de ajustes fiscais, na maior parte dos casos, têm como pano de fundo uma possível limitação da arrecadação tributária em face de um ambiente recessivo. Por tudo isso, os trabalhos que buscam analisar os determinantes da dívida dos Estados ignoram os efeitos de possíveis reações fiscais produzidos a partir da institucionalização da LRF.

Tendo como problema de investigação as possíveis reações fiscais, a partir do uso da despesa com investimento, o artigo presente tem o objetivo de analisar os efeitos dos gastos em investimento sobre a dívida dos Estados brasileiros. A hipótese da pesquisa é que, em função da ausência de regras fiscais para as despesas com investimento, há um comportamento não linear na relação dívida-despesa em investimento.

A hipótese de não linearidade associa-se à necessidade de verificar se o ambiente de discricionariedade no orçamento dos entes estaduais produz efeitos divergentes no que diz respeito aos impactos das despesas com investimento sobre a dívida dos estados. Tal efeito exibe uma relevância temática no âmbito do desenvolvimento regional em função do modelo federativo fiscal desenhado com a Constituição de 1988, aliado às regras fiscais instituídas com a vigência da LRF no início dos anos 2000. Uma vez que o modelo federativo fiscal busca minimizar os desequilíbrios



regionais, as regras fiscais da LRF podem ter produzido reações fiscais divergentes na relação entre os gastos públicos e a dívida dos estados, sobretudo quando capturados os efeitos das despesas com investimento, uma vez que não existem regras fiscais para tal rubrica. A identificação de um efeito divergente na relação entre dívida e gastos com investimento, ou seja, quando da aceitação da hipótese de não linearidade, isso representa uma falha no desenho institucional das regras orçamentárias no Brasil, tendo em vista que um dos objetivos do modelo federativo fiscal é o de homogeneizar o comportamento das finanças públicas regionais.

O artigo está estruturado em quatro seções, além desta introdução. A seção seguinte busca apresentar uma discussão a respeito de reações fiscais e da dívida dos Estados brasileiros. A ideia é apresentar as limitações da literatura empírica acerca da dívida dos Estados ao não levar em considerações os efeitos de reações fiscais como um possível determinante do endividamento dos entes subnacionais. A seção três desenvolve uma análise multivariada de agrupamento de dados para as finanças estaduais, com o objetivo de explorar relações causais pouco evidentes na literatura. A partir dos resultados da análise multivariada de agrupamento de dados, a seção quatro realiza um experimento empírico fazendo uso de um painel de dados com *threshold*, na tentativa de buscar evidências da possível não linearidade entre dívida e gastos em investimento para os Estados brasileiros. Por fim, a seção cinco traz os principais resultados da pesquisa.

## 2. Reações fiscais e dívida dos Estados brasileiros: uma discussão

A literatura empírica associada aos efeitos dos estímulos fiscais na economia, na maior parte das vezes, busca estimar funções reações fiscais na tentativa de observar os efeitos que os gastos públicos exercem na taxa de crescimento econômico.

No caso dos entes estaduais, há um debate sobre os efeitos da alocação das despesas públicas sobre a taxa de crescimento econômico. Cândido Jr. (2001) procurou investigar tal relação, no período de 1947/1995. Os principais resultados apontaram para a existência de limites em relação à capacidade de as despesas estaduais desempenharem um canal favorável à promoção do crescimento econômico.

Em se tratando dos gastos em investimento, Rodrigues e Teixeira (2010) verificam qual das esferas federativas mais influenciou o crescimento econômico brasileiro, no período de 1948 a 1998, tendo em vista a categoria de gastos correntes. Os Estados foram os entes que mais impactaram a trajetória de crescimento, sendo o investimento a componente mais importante dessa dinâmica. Em compensação, os gastos em consumo, subsídios e transferências devem ser obstados, uma vez que o setor público é pouco produtivo no manejo dessas rubricas segundo os autores.

Ainda, seguindo o argumento da produtividade dos gastos nas esferas estaduais, Silva e Triches (2014) verificam o impacto do gasto público sobre o produto, no período de 1980/2005. São consideradas despesas produtivas as despesas em comunicação, transporte, saúde e saneamento. Para essas variáveis, foram encontradas estimativas significativas do ponto de vista estatístico. Por outro lado, não foram encontradas estimativas significativas para os gastos em defesa e segurança nacional e educação, a despeito da sua importância teórica para o crescimento. Portanto, melhoras na infraestrutura de transporte e na qualidade da saúde e saneamento básico, por exemplo, implicam maiores taxas de crescimento do PIB.

Rocha e Giubert (2007) buscam analisar os efeitos composicionais dos gastos sobre as economias estaduais. O objetivo do estudo foi verificar os componentes do gasto público que influenciaram o crescimento em tais entes federativos, no período de 1986/2003. Alguns resultados apontam uma relação positiva e significativa entre os gastos em defesa, educação, transporte e comunicação e a taxa de crescimento; em segundo lugar, a relação entre os gastos em capital e a taxa de crescimento foi significativa e aparentemente não linear e, por fim, a relação entre os gastos primários e a taxa de crescimento econômico foi significativa e aparentemente não linear. Em relação ao que se esperava *a priori*, apenas os gastos em saúde se mostraram insignificantes.

Enquanto o debate acerca dos efeitos alocativos das despesas estaduais concentra a discussão no tipo de impulsos fiscais que tais alocações exercem sobre a taxa de crescimento dos Estados, a

literatura empírica que trata dos determinantes do endividamento dos Estados procura analisar se a dívida em tais esferas subnacionais é ou não sustentável.

Mora e Giambiagi (2007) associam a retomada do crescimento econômico a uma menor pressão junto às finanças estaduais, uma vez que o bom desempenho da economia representa um ambiente flexível na implementação das regras fiscais da LRF.

Pereira (2008) desenvolve uma análise de cointegração com painel de dados para o período 1986 – 2005, levando em consideração as variáveis despesas correntes, receitas correntes e juros da dívida dos Estados. Os principais resultados apontaram para um esforço fiscal superior ao previsto para manutenção de uma dívida estável, embora os autores chamem atenção para o baixo crescimento que poderia sinalizar um ambiente de insustentabilidade das dívidas estaduais.

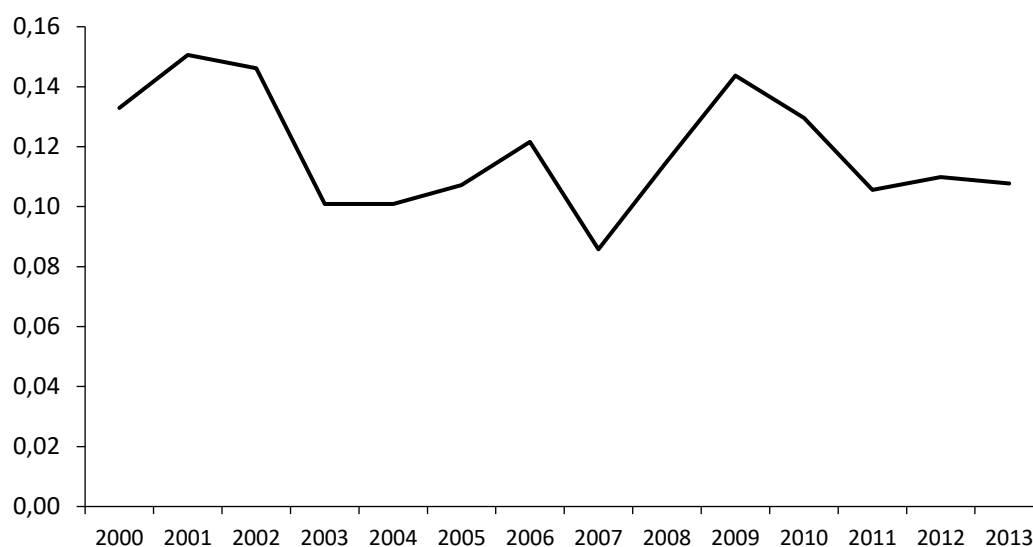
Piancastelli e Boueri (2008) chamam atenção para os ajustes implementados a partir das negociações entre os Estados e a União, no que diz respeito à reestruturação das dívidas estaduais. Os autores apontam que boa parte dos Estados promoveu ajustes em suas finanças, tendo em vista a busca por uma sustentabilidade da dívida.

Tabosa *et al.* (2016), fazendo uso da metodologia *threshold* em painel de dados, ao incluir não linearidade nas reações fiscais, concluem que, no âmbito das finanças públicas estaduais, não há uma política fiscal ativa de geração de um superávit primário, a partir de um aumento da dívida.

Um ponto que chama atenção na literatura que busca investigar a solvência fiscal dos Estados brasileiros é a presença de ajustes orçamentários. Possivelmente, os projetos de renegociação das dívidas estaduais entre a União e os Estados e a implementação da LRF buscaram produzir reações orçamentárias, na tentativa de inibir a expansão da dívida dos Estados. Por outro lado, embora o texto da LRF não apresente *a priori* uma regra objetiva a respeito dos gastos em investimento, alega-se que a lei limitou a capacidade de investir dos Estados.

Para Siqueira (2008), não deixa de ser verdade que a LRF limitou a capacidade de investir nesses entes subnacionais, uma vez que eles não ajustaram suas estruturas de gastos, sobretudo no tocante aos gastos com pessoal. Por tudo isso, a LRF acabou por produzir um espaço de natureza discricionária, a partir das despesas com investimento. O Gráfico 1 apresenta a Razão Gasto Investimento e RCL, levando em conta a média dos Estados brasileiros, para o período de 2000 - 2013. A análise da Razão Gasto Investimento/RCL chama a atenção para um comportamento volátil ao longo de toda a série.

**Gráfico 1 – Razão Gasto Investimento e RCL (média dos Estados brasileiros 2000 – 2013)**



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da STN.

É importante destacar que o objetivo da pesquisa não é explicar o possível comportamento discricionário para os gastos em investimento, o que se quer destacar são os possíveis efeitos desse comportamento discricionário sobre a Dívida dos Estados brasileiros.

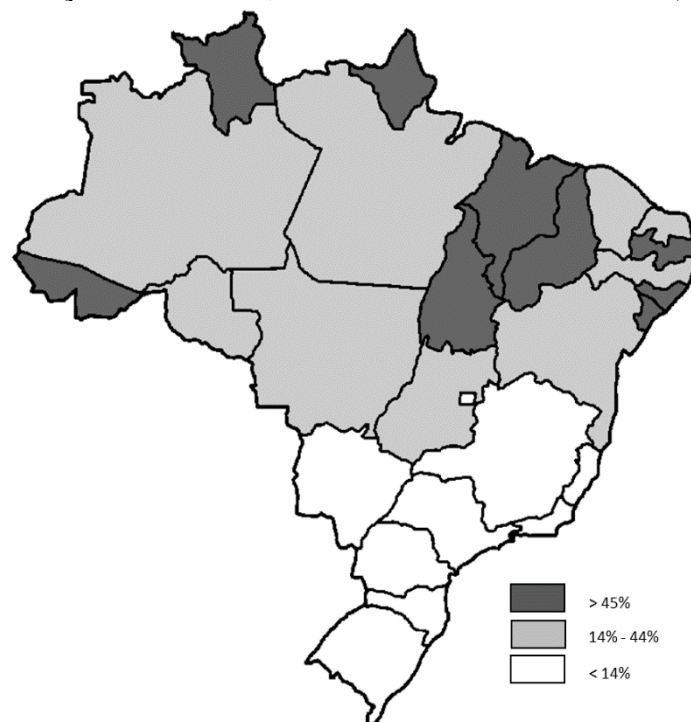
### 3. Finanças públicas estaduais: uma análise de agrupamento

Após a implementação da LRF, ao observar a relação entre a despesa com investimento e a despesa com pessoal, houve um ajuste frente às regras orçamentárias instituídas a partir dos anos 2000 via redução dos gastos em investimento.

No caso das regras fiscais contidas no texto da LRF, um ponto em comum é a variável definida como parâmetro para a busca das metas fiscais. Na definição dos limites para os gastos com pessoal e a dívida consolidada líquida (DCL), a receita corrente líquida (RCL) é a referência para a análise relativa à busca por tais metas. Em razão do elevado grau de dependência que se observa na RCL dos entes estaduais em relação às transferências intergovernamentais, um ponto que deve ser considerado para entender o comportamento das finanças estaduais é a incorporação do Fundo de Participação dos Estados (FPE) comparativamente à RCL.

A título de ilustração, a Figura 1 a seguir apresenta a média da relação FPE/RCL no período 2000 – 2013, para os Estados brasileiros. Os dados apresentam o grau de dependência dos Estados em três escalas. Nove Estados apresentam uma dependência do FPE acima de 45% das suas respectivas RCL's. Há um grupo de outros nove Estados em que o FPE representa entre 14% e 44% das suas RCL's. E o terceiro grupo, com nove Estados, em que o FPE representa menos que 14% das suas RCL's.

**Figura 1 – Relação FPE/RCL (média dos Estados brasileiros, 2000 – 2013)**



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da STN.

Desse modo, pode-se depreender que, em muitos Estados, os recursos do FPE desempenham uma importante fonte de receitas.

Podemos, portanto, selecionar três importantes indicadores na análise das finanças dos Estados. A primeira envolve a relação entre as despesas com investimento e a despesa com pessoal,

que tem como justificativa as preferências orçamentárias identificadas na seção anterior. A segunda busca mensurar o grau de dependência dos Estados, ou seja, a razão FPE/RCL, entende-se que o grau de dependência pode ser um importante indicador para explicar as alocações orçamentárias. A terceira variável é o parâmetro de endividamento definido pela LRF, a razão entre dívida consolidada líquida e a receita corrente líquida.

Com isso, o objetivo agora é verificar como os 27 Estados da Federação se agrupam de acordo com esses três indicadores fiscais. A análise de agrupamento, ou análise de *cluster*, é uma técnica distinta dos métodos de classificação convencionais, uma vez que não são feitas hipóteses *a priori* acerca da estrutura do agrupamento, deixando os dados falarem por si (JOHNSON; WICHERN, 2007).

Há dois métodos consolidados de implementação para a análise de *cluster*, tendo em vista o objetivo de apresentar a formação natural de grupos de acordo com um conjunto de características selecionadas: o método hierárquico e o não hierárquico. O método de agrupamento hierárquico consiste, primeiramente, em formar tantos grupos quanto o número de observações da matriz de dados. Eventualmente, relaxa-se o critério de similaridade de modo que os subgrupos se fundam em um só. No segundo método, arbitra-se *a priori* o número de grupos que se deseja. As observações podem ser agrupadas levando-se em conta algum critério de dissimilaridade (JOHNSON; WICHERN, 2007; CARVALHO, 2005), quais sejam:

- a) a distância Euclidiana, a mais comum, que mede a distância geométrica entre duas observações de tamanho  $p$ ,  $\mathbf{x}' = [x_1, x_2, \dots, x_p]$  e  $\mathbf{y}' = [y_1, y_2, \dots, y_p]$ , em um espaço multidimensional,  $d(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \sqrt{\sum_{i=1}^p (x_i - y_i)^2}$ .
- b) o quadrado da distância Euclidiana, cuja expressão é a raiz quadrada da anterior,  $d(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \sum_{i=1}^p (x_i - y_i)^2$ .
- c) a distância *city-block* ou *Manhattan*,  $d(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \sum_{i=1}^p |x_i - y_i|$ .
- d) a distância de *Mahalanobis* ou distância estatística,  $d(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \sqrt{(\mathbf{x} - \mathbf{y})' \mathbf{S}^{-1} (\mathbf{x} - \mathbf{y})}$ .
- e) a métrica de *Minkowski*,  $d(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \sqrt[n]{\sum_{i=1}^p |x_i - y_i|^n}$ . Para  $n = 1$ ,  $d(\mathbf{x}, \mathbf{y})$  mede a distância *city-block* entre dois pontos no espaço  $p$ -dimensional. Para  $n = 2$ , torna-se a distância Euclidiana.

Os resultados do agrupamento podem ser visualizados de acordo com diagramas de árvore, ou dendrogramas. A formação do *cluster* só se torna possível por meio do estabelecimento de ligações entre as unidades de análise<sup>1</sup>. Uma maneira de se analisar a qualidade do agrupamento formado é por meio da correlação cofenética. Essa função mede a correlação entre a ligação dos objetos no agrupamento e a distância estabelecida. Quanto maior o valor da correlação cofenética, melhor a formação do *cluster*.

A Tabela 1 apresenta os valores das correlações cofenéticas para todas as possíveis combinações de distâncias e ligações. Percebe-se que os arranjos ideais são aqueles formados pela distância Euclidiana e ligação “Average” (0.9125) e pela distância Minkowski e “Average” (0.9125).

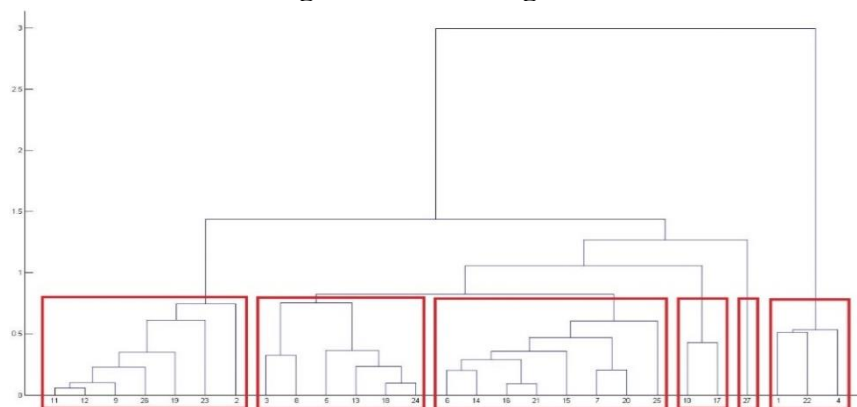
<sup>1</sup> Johnson e Wichern (2007) sugerem cinco tipos de ligações: (i) ligações simples (ou vizinho mais próximo), ocorrem quando os grupos são fundidos de acordo com a menor distância que guardam entre si, sendo  $d_{(UV)W} = \min\{d_{UV}, d_{VW}\}$ ; (ii) ligações completas (ou vizinho mais distante), resultam da fusão dos grupos de acordo com a maior distância, sendo  $d_{(UV)W} = \max\{d_{UV}, d_{VW}\}$ ; (iii) método das médias, quando os grupos são fundidos de acordo com a sua distância média, sendo  $d_{(UV)W} = \frac{\sum_k d_{ik}}{N_{(UV)N_W}}$ ; (iv) método do centroide (HAIR JR. *et al.*, 2005) e (v) método de Ward, sendo  $ESS = \sum_{j=1}^N (\mathbf{x}_j - \bar{\mathbf{x}})(\mathbf{x}_j - \bar{\mathbf{x}})$ .

**Tabela 1 – Correlações Cofenéticas**

a1	0,9035	b1	0,8739	c1	0,8596	d1	0,8481	e1	0,9035
a2	0,8681	b2	0,8550	c2	0,5260	d2	0,8053	e2	0,8681
<b>a3</b>	<b>0,9125</b>	b3	0,8671	c3	0,8486	d3	0,8624	<b>e3</b>	<b>0,9125</b>
a4	0,9117	b4	0,8648	c4	0,8779	d4	0,8621	e4	0,9117
a5	0,8747	b5	0,8180	c5	0,8249	d5	0,7014	e5	0,8747

Fonte: Elaboração própria.

A Figura 2 apresenta o dendrograma para os dois tipos de agrupamentos sugeridos pela correlação cofenética. Podem-se depreender 6 (seis) grupos distintos (quadrados no dendrograma). É importante destacar que o agrupamento sugere que os Estados apresentem características similares no tocante aos três indicadores anteriormente mencionados: razão FPE/RCL, razão gasto investimento/gasto pessoal e razão DCL/RCL.

**Figura 2 – Dendrograma**

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados do dendrograma são apresentados na Tabela 2 com o objetivo de mapear o grupo a que cada um dos 27 entes estaduais pertence. Aparentemente, o resultado da análise de *cluster* identificou um agrupamento pouco usual nas características ou similaridades entre os entes federativos estaduais; todavia, ao associarmos a despesa corrente *per capita* ao seu respectivo grupo, pode-se perceber a existência de uma similaridade.

**Tabela 2 – Resultado dos agrupamentos estaduais**

Grupo 1	Grupo 2	Grupo 3	Grupo 4	Grupo 5	Grupo 6
Alagoas	Amazonas	Ceará	Maranhão	Tocantins	Acre
Minas Gerais	Espírito Santo	Pará	Piauí		Amapá
Goiás	Bahia	Distrito Federal			Roraima
Mato Grosso do Sul	Mato Grosso	Paraíba			
Rio de Janeiro	Paraná	Pernambuco			
Rio Grande do Sul	Santa Catarina	Rio Grande do Norte			
São Paulo		Rondônia			
		Sergipe			

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 3 apresenta a média do gasto corrente *per capita* para os Estados brasileiros no período 2000–2013, associando o respectivo grupo a que cada Estado pertence, conforme identificado na análise de *cluster*. Os dados foram organizados do maior para o menor valor de gasto corrente *per capita*. Uma primeira tentativa de identificação de uma possível relação entre o gasto corrente *per capita* e os respectivos agrupamentos permite perceber que os Estados do sexto grupo tendem a apresentar um gasto corrente *per capita* elevado, enquanto os Estados do quarto grupo tendem a apresentar uma baixa despesa corrente *per capita*.

A possível relação entre o agrupamento dos Estados com a despesa corrente *per capita* é justificada pela escolha das variáveis envolvidas na elaboração do experimento empírico. Ou seja, o comportamento dos indicadores fiscais selecionados - razão FPE/RCL, razão gasto investimento/gasto pessoal e razão DCL/RCL – pode estar associado ao nível da despesa corrente *per capita*, para cada um dos 27 Estados.

Na tentativa de corroborar essa associação entre os agrupamentos e o gasto corrente *per capita*, foi verificada a média da despesa corrente *per capita* para cada um dos seis grupos formados na análise de *cluster*.

**Tabela 3 – Gasto corrente *per capita* para os Estados brasileiros  
(média para o período 2000 – 2013)**

Ente Federativo	Gasto Corrente Per capita (R\$)	Cluster
DF	3125,97	3°
RR	2596,34	6°
AC	2368,89	6°
AP	2330,65	6°
SP	1944,29	1°
RJ	1923,23	1°
MT	1803,21	2°
MS	1803,16	1°
ES	1724,22	2°
RS	1673,70	1°
RO	1617,57	3°
TO	1596,45	5°
SE	1492,15	3°
AM	1476,06	2°
GO	1329,84	1°
MG	1326,98	1°
SC	1316,38	2°
PR	1299,92	2°
RN	1264,82	3°
PE	1110,57	3°
BA	966,20	2°
PB	962,09	3°
AL	925,26	1°
CE	911,20	3°
PI	898,95	4°
PA	838,93	3°
MA	699,59	4°

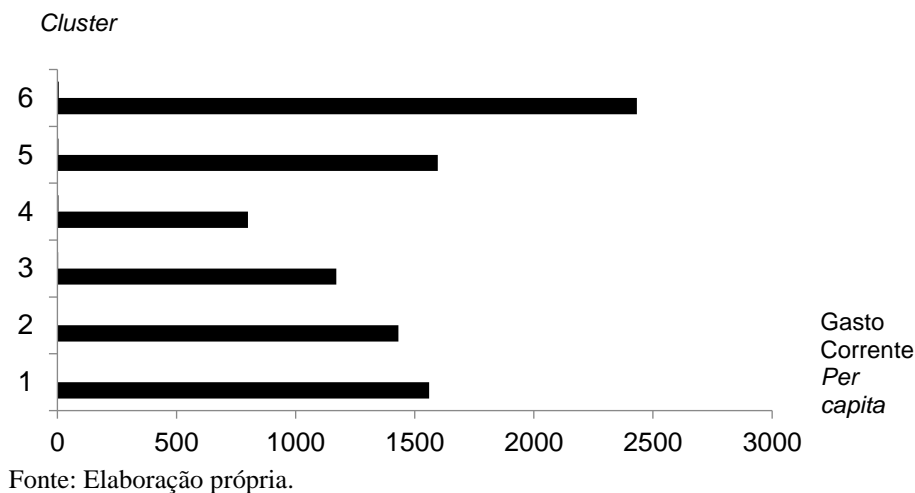
Fonte: Elaboração própria a partir de dados da STN e IBGE.

O Gráfico 2 traz as informações da Tabela 3 de forma mais agregativa. Nele é possível visualizar a média do gasto corrente *per capita* para cada agrupamento.

Quando se comparam os valores médios entre os grupos, percebe-se uma divergência quanto aos valores para cada um dos seis agrupamentos. O resultado sugere que os entes federativos tendem a apresentar características convergentes quanto aos valores dos indicadores apresentados na análise de *cluster*, a depender do valor dos seus respectivos gastos correntes *per capita*. Percebe-se que os Estados do grupo 4 apresentam a menor média para as despesas correntes *per capita*

comparativamente aos outros cinco grupos. Por outro lado, os Estados do grupo 6 apresentaram a maior média em comparação aos outros agrupamentos. Por conta desse resultado, o uso dessa variável pode auxiliar na identificação de algumas relações pouco evidentes.

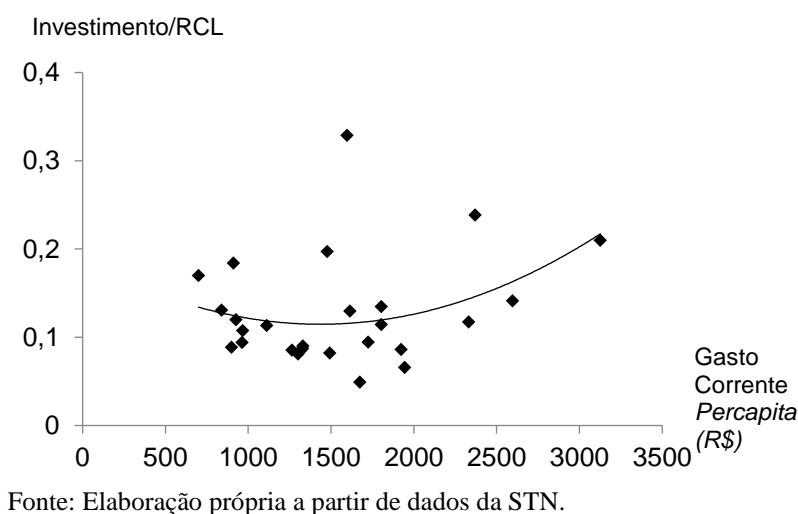
**Gráfico 2 – Gasto corrente *per capita* médio por cluster**



Uma informação importante a ser resgatada, e que foi apresentada introdutoriamente, é a hipótese da pesquisa. Em função da ausência de regras fiscais para as despesas com investimento, pressupõe-se que há um comportamento não linear na relação dívida-despesa investimento. Na tentativa de coletar evidências frente a esse problema de pesquisa, os Gráficos 3 e 4 a seguir trazem uma análise de dispersão de dois indicadores fiscais com o gasto corrente *per capita*, considerando os valores médios para o período 2000 – 2013.

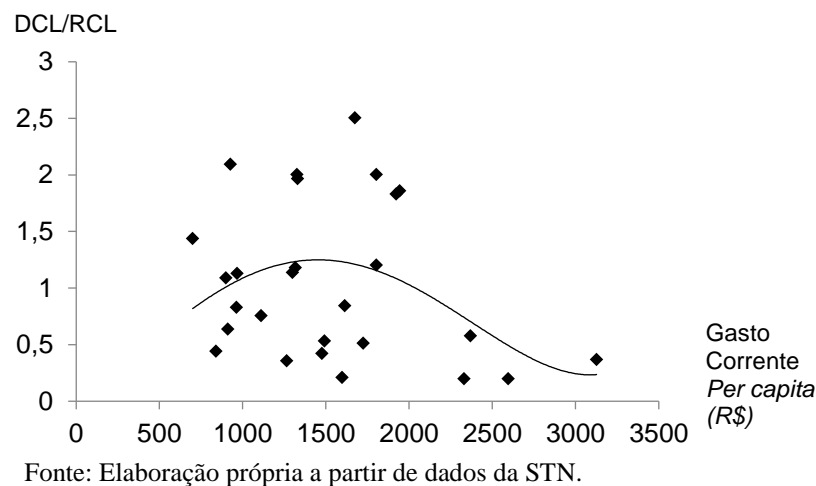
O Gráfico 3 traz uma análise de dispersão entre a razão gastos em investimento/RCL e o gasto corrente *per capita*. A mesma análise de dispersão é feita para o Gráfico 4, porém, levando em conta a relação DCL/RCL. Para as duas análises de dispersão, há uma relação de não linearidade entre os dois indicadores fiscais e o gasto corrente *per capita*.

**Gráfico 3 – Dispersão entre a razão gastos em investimento/RCL e o gasto corrente *per capita* para os Estados brasileiros (média 2000 – 2013)**



No Gráfico 4, para valores superiores a R\$ 1500, verifica-se uma relação inversa entre a DCL e a despesa corrente *per capita*, enquanto que para valores inferiores ao ponto de inflexão, essa relação é positiva. A ideia nas análises de dispersão é identificar algum padrão no comportamento dos indicadores fiscais com a variável despesa corrente *per capita*, já que essa última se mostrou representativa na identificação dos agrupamentos na análise de *cluster*.

**Gráfico 4 – Dispersão entre a razão DCL/RCL e o gasto corrente *per capita* para os Estados brasileiros (média 2000 – 2013)**



É perceptível que há uma região de inflexão em todas as duas relações não lineares observadas. Tal inflexão está situada entre os valores de R\$ 1000 e R\$ 1500 do gasto corrente *per capita*. Ou seja, no Gráfico 3, para valores superiores a R\$ 1500 na despesa corrente *per capita*, há uma relação positiva entre despesa com investimento e gasto corrente *per capita*. No Gráfico 4, para valores superiores a R\$ 1500, verifica-se uma relação inversa entre a DCL e a despesa corrente *per capita*, enquanto que para valores inferiores ao ponto de inflexão, essa relação é positiva.

A próxima etapa de investigação das reações fiscais visa a testar a relação de não linearidade entre a Dívida e a despesa com investimento. Assim, a próxima seção tem o objetivo de realizar uma análise em um painel de dados com efeito *threshold*.

#### 4. Análise *threshold* para a relação entre dívida e gastos em investimento

Para testar o efeito da não linearidade dos gastos em investimento sobre a dívida consolidada líquida, para os Estados brasileiros, será desenvolvida uma análise em painel, com efeito, *threshold*. A abordagem clássica de efeitos fixos permite identificar a heterogeneidade nos interceptos, sem, entretanto, levar em consideração possíveis diferenças capturadas nas inclinações dos modelos de regressão (WANG, 2015). O uso de modelos com efeito *threshold* permite avaliar quebras estruturais no relacionamento entre as variáveis bem como a formação de *cluster*, identificado possíveis relações de não linearidade. A equação estrutural básica pode ser descrita de acordo com o seguinte modelo de *threshold* simples (HANSEN, 1999):

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2' x_{it} I(q_{it} > \gamma) \quad (1)$$

em que  $I(\cdot)$  denota uma função característica.

A expressão anterior pode ser escrita na seguinte forma compacta:

$$y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \beta_1' x_{it} + \varepsilon_{it}, & q_{it} \leq \gamma \\ \mu_i + \beta_2' x_{it} + \varepsilon_{it}, & q_{it} > \gamma \end{cases} \quad (2)$$



Seguindo a taxonomia padrão da literatura de dados em painel, os subscritos  $it$  indexam o indivíduo  $i$  no tempo  $t$ . As variáveis  $y_{it}$  (dependente) e  $q_{it}$  (*threshold*) são escalares, o regressor  $x_{it}$  um vetor de tamanho  $k$  e  $\epsilon_{it}$  o termo de erro  $\sim$  i.i.d. com média zero e variância  $\sigma^2$ . A Equação 2 demonstra que as observações amostrais podem ser divididas em dois regimes distintos dependendo se o valor da variável  $q_{it}$  encontra-se acima ou abaixo do parâmetro de *threshold*  $\gamma$ . Reescrevendo a Equação 1, chega-se à forma estrutural geral:

$$y_{it} = \mu_i + \beta' x_{it}(\gamma) + e_{it} \quad (3)$$

Dado o valor do parâmetro  $\gamma$ , o estimador de  $\beta$  será:

$$\hat{\beta} = \{X^*(\gamma)'X^*(\gamma)\}^{-1} \{X^*(\gamma)'y^*\} \quad (4)$$

Os parâmetros  $X^*$  e  $y^*$  representam as observações transformadas pela média visando à exclusão do efeito fixo. A estimação do parâmetro  $\gamma$  exige que se estabeleça um intervalo  $(\underline{\gamma}, \bar{\gamma})$  - os quantis de  $q_{it}$ . De acordo com Wang (2015), o estimador MQO de  $\gamma$  é ingênuo, o que leva à violação da hipótese de normalidade dos resíduos. Para contornar esse problema, Hansen (1999) demonstra que é possível identificar, consistentemente, o parâmetro  $\gamma$  por meio da estimação por reamostragem (*bootstrep*) de intervalos de confiança por máxima verossimilhança. A hipótese nula a ser testada será se os dois modelos de regressão apresentam a mesma inclinação (o *threshold* não é identificado ou o modelo é linear), ou seja, testa-se  $H_0 = \beta_1 = \beta_2$  X  $H_a = \beta_1 \neq \beta_2$ . Se a hipótese da linearidade não é aceita, deve-se proceder à estimação de um modelo com dois *thresholds*, sob a hipótese nula de que o modelo simples de *threshold* é adequado. Se a hipótese nula não é aceita, deve-se estimar um modelo com três *thresholds* e assim sucessivamente. O algoritmo termina quando a hipótese nula não pode mais ser rejeitada (WANG, 2015).

#### 4.1. Análise dos resultados

Para analisar o efeito das despesas em investimento sobre a dívida consolidada líquida dos estados, utiliza-se um painel composto pelos 26 Estados da federação mais o Distrito Federal, no período de 2000 a 2013. Tendo por referência a análise descritiva da seção anterior, referente às finanças públicas estaduais, a variável dependente deverá capturar a dívida consolidada líquida em relação à receita corrente líquida das unidades de análise.

A Secretaria do Tesouro Nacional disponibiliza, por meio do item Execução Orçamentária, um conjunto de informações acerca do comportamento das principais variáveis de gastos dos estados e municípios brasileiros, que podem ser discriminados de acordo com a natureza de gastos econômicos (gastos correntes e investimento) ou por meio de sua natureza funcional. Nesse particular, podem-se mencionar os gastos com: (i) o legislativo; (ii) o judiciário; (iii) a administração pública; (iv) a segurança pública; (v) a educação; (vi) a habitação; (vi) a assistência e a previdência; (vii) a saúde e o saneamento e (viii) o transporte público.

O resultado apontado na análise de *cluster* na seção anterior mostrou que há um agrupamento que varia de acordo com os indicadores de desempenho selecionados (razão gasto corrente/receita tributária, razão dívida consolidada líquida/receita corrente líquida e razão gasto em investimento/gasto com pessoal). Ao associar o gasto corrente *per capita* para cada um dos seis agrupamentos da análise de *cluster*, foi possível visualizar que tal indicador torna-se um bom parâmetro de referência para os grupos identificados. Ao se estabelecer o gasto corrente *per capita* como indicador de referência, foi possível identificar algumas relações não lineares. Nesse sentido, a regressão em painel com efeito *threshold* busca corroborar e quantificar tal relação de não linearidade.

Exercícios econométricos costumam trabalhar com um vetor de razões de gasto funcional/gasto total, visando a capturar o efeito dos gastos por natureza funcional sobre alguma

variável de interesse<sup>2</sup>. Para compor o vetor de gastos relativos, foram utilizadas as variáveis com maior participação orçamentária, a saber: (i) a razão educação/gasto total (17%), (ii) a razão administração e planejamento/gasto total (15%); e (iii) a razão assistência e previdência/gasto total (11%). Além do vetor de gastos relativos, foi utilizada a taxa de crescimento econômico do PIB, uma vez que a trajetória dessa variável impacta o desempenho fiscal dos governos estaduais. Por fim, o gasto corrente *per capita* foi escolhido como a variável de *threshold* do experimento.

O teste do multiplicador de Lagrange é utilizado para avaliar a hipótese nula ( $H_0$ ) de ausência do efeito *threshold* (modelo linear) contra a hipótese alternativa ( $H_1$ ) de um modelo com apenas um efeito *threshold*. Caso a  $H_0$  não seja aceita em favor de um modelo simples (com apenas um *threshold*), deve-se proceder outro teste, em que a  $H_0$  de um modelo simples é testada contra a  $H_1$  de um modelo com dois efeitos *thresholds*, e, assim, sucessivamente. A rodada de testes termina quando a  $H_0$  não pode ser rejeitada, indicando o número de *thresholds* para aquele conjunto de dados. O *p*-valor é calculado por meio da técnica de *bootstrap* e o teste de Lagrange é programado para a correção da heterocedasticidade, caso exista.

A tabela a seguir apresenta os resultados do modelo de *threshold*. A primeira parte da tabela contém o resultado do estimador do *threshold*, com o respectivo intervalo de confiança. A segunda parte da tabela apresenta os testes do efeito *threshold*, a saber, a soma dos quadrados dos resíduos (SQR), o erro quadrático médio (EQM), a estatística F, o *p*-valor da estatística F e o valor crítico a 5%. Por fim, a terceira parte da tabela apresenta os resultados do modelo de regressão.

**Tabela 4 – Resultado do modelo de threshold**

		Threshold	Menor	Maior		
		1073,74	1034	1093,75		
Threshold Simples		SQR	EQM	Festat	Prob	Crítico (5%)
		31,3924	0,101	89,85	0,0300	79,98
<i>Dclrel</i>	Coeficientes					
<i>administração/gt</i>	0,6823* (0,2041)					
<i>educação/gt</i>	1,6209* (0,7612)					
<i>assistência/gt</i>	-1,0224** (0,6318)					
<i>txcrescipib</i>	-1,2126* (0,5594)					
0	1,1627* (0,3908)					
1	-1,7646* (0,4496)					
constante	0,9150* (0,1913)					
N, Obs,	324					
Festat,	27,0					
R2						
within	0,3576					
between	0,0132					
overall	0,0516					

Nota: \* variáveis significativas até 5%. \*\* variáveis significativas até 10%. Nulo: variáveis não significativas. Erros-padrão entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria.

<sup>2</sup> Vide, por exemplo, as contribuições de Devarajan, Swarrop e Zou (1996), Agenor e Neanidis (2006), Albertini, Poirier e Roulleau-Pasdeloup (2014) e Gemmel, Kneller e Sanz (2014), na literatura internacional, e Divino e Silva Júnior (2012) e Rocha e Giuberti (2007), na literatura nacional.

Levando em consideração a possibilidade de existência de multicolinearidade no modelo, uma vez que foi adotada uma especificação com gastos relativos, procedeu-se a análise do fator de inflação da variância (VIF, em inglês), muito utilizada para fazer o diagnóstico do modelo. Essa medida indica o quanto cada variável explicativa depende das demais. Em geral, adota-se a seguinte regra:

- (i) VIF próximo de 1 indica inexistência de multicolinearidade;
- (ii) VIF entre 1 e 5 indica de baixa a moderada multicolinearidade, devendo-se, em alguns casos, adotar alguma medida corretiva do modelo<sup>3</sup>;
- (iii) VIF a partir de 5 e acima de 10 indica elevada multicolinearidade, gerando estimativas pobres do modelo.

A Tabela 5, abaixo, apresenta o resultado da medida VIF.

**Tabela 5 - Valor da medida VIF para o modelo com *Threshold***

Variável	VIF	1/VIF
<i>administração/gt</i>	2,15	0,4654
<i>educação/gt</i>	6,76	0,1479
<i>assistência/gt</i>	3,32	0,3010
<i>txcrescipib</i>	1,17	0,5853
<i>0</i>	1,93	0,5178
<i>1</i>	2,65	0,3778

Fonte: Elaboração própria.

À exceção da variável *educação/gt*, as demais variáveis apresentaram valores baixos a moderados para a medida VIF. Entretanto, manteve-se a variável *educação*, uma vez que o VIF dessa variável não esteve acima de 10 e seu cômputo é de extrema importância à análise econométrica. É importante salientar que não existe uma palavra final quanto ao que deve ser feito diante da multicolinearidade, o que envolve certa subjetividade do pesquisador. De acordo com Fávero *et al.* (2009), a multicolinearidade pode ser diagnosticada por meio das estatísticas VIF (*variance inflation factor*), de modo que a estatística VIF tem que apresentar valores inferiores a cinco para que seja descartada a hipótese de multicolinearidade.

A primeira etapa da estimação exigiu estimar um modelo com dois *thresholds*, tendo em vista que a  $H_0$  do modelo linear havia sido rejeitada a favor de um modelo com *threshold* simples. Na segunda etapa, não se pôde rejeitar a  $H_0$  do modelo de *threshold* simples. O resultado possibilitou dividir a amostra em dois grupos, um grupo com gasto corrente *per capita* menor que R\$ 1073,74 e outro com gasto corrente *per capita* maior que R\$ 1073,74. Esse resultado sugere que os Estados com um gasto corrente *per capita* menor que R\$ 1073,74, para um choque de 1% nas despesas em investimento, geram um aumento na dívida consolidada de 1,1627% (parâmetro 0). Para Estados que apresentam um gasto corrente *per capita* maior que R\$ 1073,74, o choque de 1% nos gastos em investimento proporciona uma queda de 1,7646% (parâmetro 1) na dívida consolidada líquida em relação à receita corrente líquida. Observa-se que os parâmetros se mostraram significativos a 5%.

Em relação aos demais parâmetros do modelo, à exceção dos gastos em assistência e previdência (*assistência/gt*), que apresentaram significância a 10%, os demais parâmetros apresentarem significância menor que 5%, como sugere a Tabela 4. Analisando a razão administração e planejamento (*administração/gt*), um aumento de 1% nessa rubrica estaria associado a um aumento

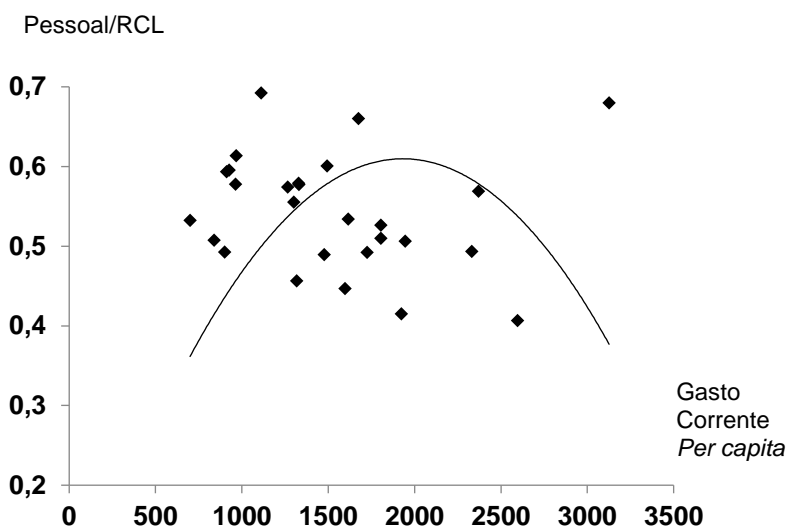
<sup>3</sup> Nesse caso, algumas medidas corretivas podem ser empreendidas, a saber: (i) a exclusão das variáveis com maiores VIF; (ii) o aumento da amostra de dados; (iii) a análise de componente principal (ACP) ou análise fatorial (AF) (JOHNSON; WICHERN, 2007); e (iv) centrando as variáveis na média.

de 0,6823% na dívida consolidada líquida, enquanto que um aumento de 1% nos gastos em educação (*educação/gt*) estaria associado a um aumento de 1,6209% naquela variável.

Como se poderia esperar *a priori*, a taxa de crescimento econômico apresentou um parâmetro negativo, o que indica que um crescimento de 1% no PIB estaria associado a uma redução da dívida consolidada líquida na ordem de 1,2126%. Por outro lado, os gastos em assistência e previdência apresentaram um sinal inverso ao esperado. Esse resultado pode estar associado ao fato de que a amostra de dados coincide com a década em que houve maior esforço assistencialista por parte do governo.

As justificativas desses resultados podem estar associadas aos ajustes (ou não ajustes) diante das escolhas de gastos, a partir da implementação da LRF. Na seção dois, foi discutido que a LRF limitou a capacidade de investir dos Estados, tendo em vista que os mesmos não promoveram a redução das despesas com pessoal, as quais tiveram seu valor relativo acrescido quando comparado às despesas com investimento. O Gráfico 5 traz uma análise de dispersão entre a razão Gastos com Pessoal/RCL e o Gasto corrente *per capita*.

**Gráfico 5 – Dispersão entre a razão gastos com pessoal/RCL e o gasto corrente *per capita* para os Estados brasileiros (média 2000 – 2013)**



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da STN.

Pelo Gráfico 5, identifica-se uma região de inflexão na análise de dispersão entre as despesas com pessoal e o gasto corrente *per capita*. A relação observada pode sugerir que, para valores superiores ao ponto de inflexão, há uma relação inversa entre os gastos com pessoal e a despesa corrente *per capita*. Essa observação complementa a análise *threshold* (Tabela 4), em que os Estados que apresentaram um gasto corrente *per capita* superior a R\$ 1073,74 produziram reações fiscais benéficas em relação ao controle da Dívida Consolidada Líquida. Observa-se que tal reação envolve uma redução na despesa com pessoal acompanhada por um aumento na despesa com investimento.

Os resultados da análise empírica apontam efeitos positivos e negativos dos ajustes na alocação de gastos nos Estados, a partir da implementação da LRF. De acordo com as investigações, mais gastos com pessoal em detrimento a gastos em investimento parecem produzir uma reação fiscal crescente para a dívida consolidada líquida. Por outro lado, mais gastos em investimento em detrimento a despesa com pessoal produzem uma reação fiscal decrescente para a dívida consolidada líquida.

## 5. Considerações finais

O artigo teve como objetivo analisar os efeitos dos gastos em investimento sobre a Dívida dos Estados brasileiros. Foi levantada a hipótese de que a ausência de regras fiscais nas despesas em investimento, no conjunto de regras da LRF, promove um comportamento não linear na relação dívida-despesa em investimento, devido ao uso dos investimentos públicos de maneira discricionária.

A literatura empírica que trata do tema acerca dos determinantes da Dívida dos Estados desconsidera os efeitos das escolhas que envolvem os diferentes tipos de gastos públicos. Desde a implementação da LRF, houve uma queda significativa nas despesas em investimento comparativamente às despesas com pessoal, o que sugere que o ajuste se deu via redução da capacidade de investimento dos Estados.

Na tentativa de capturar os possíveis efeitos das despesas em investimento sobre a Dívida dos Estados, a análise empírica foi desenvolvida em duas etapas. Em um primeiro momento, foi realizada uma análise multivariada de agrupamento de dados, levando em consideração alguns indicadores fiscais. A partir dos resultados da análise de agrupamento, aplicou-se a metodologia de painel de dados com *threshold*, a fim de identificar um comportamento não linear entre a Dívida dos Estados e as suas respectivas despesas com investimento.

Os principais resultados da pesquisa confirmam a hipótese do trabalho, de modo que há uma relação não linear entre a Dívida e as despesas com investimento. De acordo com as investigações, mais gastos com pessoal em detrimento a gastos em investimento produzem uma reação fiscal crescente para a dívida consolidada líquida. Por outro lado, mais gastos em investimento em detrimento à despesa com pessoal produzem uma reação fiscal decrescente para a dívida consolidada líquida.

O resultado da pesquisa abre espaço para uma discussão associada ao desenvolvimento regional, tendo em vista que a estrutura federativa fiscal desenhada a partir Constituição de 1988, associada às regras orçamentárias da LRF, produziu reações fiscais nos orçamentos estaduais que restringem a capacidade de investimento dos estados diante da preferência por mais despesas com pessoal em detrimento a despesas com investimento.

Estados com baixo gasto corrente *per capita*, ao expandirem suas despesas com investimento, produzem reações fiscais indesejadas, como aumento da dívida consolidada líquida. Por outro lado, Estados com alto gasto corrente *per capita*, quando tendem a aumentar suas despesas com investimentos, produzem reações fiscais que envolvem escolhas orçamentárias que inibem o crescimento da dívida consolidada líquida, como redução das despesas com pessoal.

A pesquisa deve avançar na tentativa de incorporar novos elementos do desenvolvimento regional na análise *threshold*. Por exemplo, ao associar a não linearidade com o nível da despesa corrente, deve-se questionar se tais reações associam-se ao grau de autonomia e dependência fiscal dos entes federativos. Tal discussão torna-se de grande relevância haja vista que a identificação de reações fiscais distintas entre os orçamentos estaduais, tendo por base parâmetros regionais, pode ser mais um instrumento no ambiente de reestruturação orçamentária e renegociação das dívidas entre União e Estados.

A principal contribuição da pesquisa é apontar a necessidade de incorporar parâmetros regionais nos processos de ajustes fiscais no âmbito das finanças regionais, uma vez que a não linearidade observada entre os efeitos das alocações de gastos sobre a dívida produz reações distintas. É importante destacar que, no âmbito dos princípios que regem o federalismo fiscal, a distribuição dos gastos públicos parte do pressuposto de que a descentralização amplia as externalidades positivas no que tange aos benefícios dos gastos sobre os cidadãos. Se, por um lado, o federalismo fiscal busca homogeneizar o papel dos gastos entre os diferentes entes federados, por outro, a institucionalização da LRF busca homogeneizar o controle das contas públicas no âmbito das três esferas de governo. Os resultados da pesquisa sugerem que as regras orçamentárias produzem reações divergentes. A divergência deve ser levada em conta quando há necessidade de reestruturação dos orçamentos estaduais.

**Referências**

- ALBERTINI, J.; POIRIER, A.; ROULLEAU-PASDELOUP, S. The composition of government spending and the multiplier at the zero lower bound. *Economic Letters*, v. 122, n. 1, p. 31-35, 2014.
- AGÉNOR, P. R.; NEANIDIS, K. *The allocation of public expenditure and economic growth*. Manchester University, 2006. (Economics Discussion Paper, n. EDP-0608)
- BRASIL. *Lei Complementar 101 de 4 de maio de 2000*. Brasília: Diário Oficial da União, 5 de maio de 2000.
- CÂNDIDO JÚNIOR, J. O. Os Gastos Públicos no Brasil são Produtivos? *Planejamento e Políticas Públicas*, IPEA, Rio de Janeiro, n. 23, p. 233-260, 2001.
- DEVARAJAN, S.; SWARROP, V.; ZOU, H. The composition of public expenditure and economic growth. *Journal of Monetary Economics*, v. 37, n. 2-3, p. 313-344, 1996.
- DIVINO, A. J.; SILVA JÚNIOR, S. L. Composição dos gastos públicos e crescimento econômico dos municípios brasileiros. *Economia*, v. 13, n. 3, p. 507-528, 2012.
- CARVALHO, V. A. L. de. *Datamining: a Mineração de Dados no Marketing, Medicina, Economia, Engenharia e Administração*. Ciência Moderna, 2005.
- SIQUEIRA, M. P. de. Dívida dos Estados: 10 anos depois. In: *XIII Prêmio de Monografia do Tesouro Nacional*. Brasília, ESAF, 2008.
- FÁVERO, L. P. et al. *Análise de dados: modelagem multivariada para tomada de decisões*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.
- GEMMEL, N.; KNELLER, R.; SANZ, I. Does the composition of government expenditure matter for long-run GDP levels? University of Wellington, ago. 2014. (Working paper, n. 10.)
- HAIR, J. F. Jr. et al. *Análise Multivariada de Dados*. Ed Bookman, Porto Alegre, 2005.
- HANSEN, E. B. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing and inference. *Journal of Econometrics*, v. 93, n. 2, p. 345-368, 1999.
- JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. *Applied Multivariate Statistical Analysis*. Englewood Cliffs: Prentice-Hall, 2007.
- MORA, M.; GIAMBIAGI, F. Federalismo e endividamento subnacional: uma discussão sobre a sustentabilidade da dívida estadual. *Revista de Economia Política*, v. 27, n. 3, p. 472-494, 2007.
- PEREIRA, J. C. M. A. Sustentabilidade da dívida pública dos estados brasileiros. 2008. 89 p. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), Belo Horizonte, Minas Gerais, 2008.
- PIANCASTELLI, M.; BOUERI, R. *Dívida dos estados 10 anos depois*. IPEA: Rio de Janeiro, 2008. (Texto para Discussão, n. 1366)
- RODRIGUES, V. R.; TEIXEIRA, C. E. Gasto público e crescimento econômico no Brasil: uma análise comparativa dos gastos das esferas do governo. *Revista Brasileira de Economia*, v. 64, n. 4, p. 423-438, 2010.

- ROCHA, F.; GIUBERTI, A. Composição do gasto público e crescimento econômico: uma avaliação macroeconômica da qualidade dos gastos dos estados brasileiros. *Economia Aplicada*, v. 11, n. 4, p. 463-485, 2007.
- SILVA, S. S.; TRICHES, D. Uma nota sobre efeitos de gastos públicos federais sobre o crescimento da economia brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, v. 68, n. 4, p. 547-559, 2014.
- TABOSA, F. J. S. *et al.* Reação Fiscal ao Aumento da Dívida Pública. *Economia Aplicada*, v. 20, n. 1, p. 57-71, 2016.
- WANG, Q. Fixed-effect panel threshold model using Stata. *The Stata Journal*, n. 1, p. 121-134, 2015.



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

*Vol. 11, n. 2, pp. 210-232, 2017*

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

---

**COMPORTAMENTO PRÓ-AMBIENTAL NO AMBIENTE UNIVERSITÁRIO: ANÁLISE DA UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA<sup>1\*</sup>**

**Micaele Martins Carvalho**

Doutoranda em Economia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)  
E-mail: micaele.mcarvalho@gmail.com

**Dênis Antônio Cunha**

Professor Adjunto no Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV)  
E-mail: denisufv@gmail.com

**Fabiana Rita Couto-Santos**

Pós-Doutoranda em Economia pelo Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV)  
E-mail: fabiana.couto@ufv.br

**Marcel Viana Pires**

Doutor em Ciências Agrárias pela Universidade Federal de Viçosa (UFV)  
E-mail: marcel.pires@ufv.br

**RESUMO:** Neste artigo, procurou-se identificar os fatores determinantes do comportamento ambiental da comunidade acadêmica da Universidade Federal de Viçosa (UFV), localizada em Minas Gerais. Metodologicamente, foi construído um Índice de Comportamento Pró-Ambiental (ICPA), utilizando Análise de Componentes Principais. As análises envolveram modelos Probit e Probit Ordenado e uma regressão por Mínimos Quadrados Ordinários. O ICPA médio de 0,74 apontou um alto nível de comportamento pró-ambiental da comunidade estudada caracterizado pela relevância das propostas ambientais na escolha do voto (52%), alta predisposição a mudar de hábitos para combater as mudanças climáticas (98%) e baixa predisposição em concordar com a poluição em prol do crescimento econômico (10%) ou com o desmatamento em prol do aumento da produção de alimentos (8%). Os modelos preditivos destacaram a predominância do papel desempenhado pelo conhecimento e a preocupação com as mudanças climáticas como determinantes do comportamento pró-ambiental dos membros da comunidade acadêmica enquanto as variáveis socioeconômicas se mostraram fracas preditoras. Portanto, ao formar profissionais que responderão por decisões em todos os setores da sociedade, a universidade tem a oportunidade de propagar os conhecimentos sobre as questões ambientais, tornando a tomada de decisões dos seus egressos mais acertada e com maior consciência sobre seus impactos no meio ambiente.

**Palavras-chave:** Preferências ambientais; Educação ambiental; Comunidade universitária; Mudanças climáticas.

**Classificação JEL:** Q01; Q50.

---

<sup>1</sup> Esta pesquisa foi apoiada pela Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES/PNPD), Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG).

\*Recebido em: 21/10/2016; Aceito em: 12/04/2017.

Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, vol. 11, n. 2, pp. 210-232, 2017



**ABSTRACT:** The main objective of this study was to identify the determinants of environmental behavior in the Viçosa Federal University academic community, located in Minas Gerais state. In the analytical framework we developed a Pro-Environmental Behavior Index (using Principal Component Analysis). We estimated a Probit and an Ordered Probit model and a regression by Ordinary Least Squares. The mean ICPA of 0.74 indicated a high level of pro-environmental behavior in the studied community characterized by the relevance of environmental proposals in voting choice (52%), high willingness to change habits to avoid climate change (98%), low willingness to agree with pollution to promote economic growth (10%) or with deforestation to increase food production (8%). Predictive models results emphasized the predominance of the role played by climate change knowledge and concerns as determinants of pro-environmental behavior of the academic community members whereas socio-economic variables proved to be weak predictors. Therefore, while responsible for training professionals who will account for decisions in all society sectors, the university has the opportunity to bring knowledge about environmental issues, becoming the decisions made by alumni more assertive and with greater awareness about their impact on the environment.

**Keywords:** Environmental preferences; Environmental education; University community; Climate change.

**JEL Code:** Q01; Q50.

---

## 1. Introdução

Questões ambientais, tais como desastres naturais e mudanças climáticas, têm sido cada vez mais debatidas atualmente, seja no meio acadêmico ou no cotidiano das pessoas em geral. Embora haja evidências concretas dessas mudanças ambientais globais, sobretudo das alterações do clima, os diversos agentes da sociedade têm apresentado opiniões distintas, muitas vezes conflitantes, sobre essas questões (DIAS, 2008; HADDAD; PORSSE; PEREDA, 2013; Painel Intergovernamental de Mudanças Climáticas – IPCC, 2013; LAVELLE; RAU; FAHY, 2015; HORNSEY *et al.*, 2016). As discordâncias de políticos, de cientistas e do público leigo sobre o assunto, na maioria das vezes, têm razões estratégicas e políticas e, em alguns casos, são de natureza psicológica e cultural (WEBER, 2010; MANCHA; YODER, 2015). Isso acontece porque a forma com a qual se lida com a questão ambiental é tão diversa quanto podem ser os interesses, culturas e concepções de mundo dos indivíduos (JACOBI, 2003).

A opinião pública é fundamental para a execução de políticas públicas em países democráticos, por serem condicionadas pelas demandas dos eleitores. No Brasil, devido à pressão eleitoral, os governantes possuem preferência hierárquica entre as políticas que serão adotadas, preocupando-se primeiramente com as políticas macroeconômicas (fiscal e monetária), seguidas das políticas de educação e saúde e, posteriormente, das políticas com maior cunho ideológico, como a reforma agrária e a conservação ambiental (ALSTON *et al.*, 2006). Nesse sentido, à medida que a opinião pública estiver mais preocupada com a crise ambiental, mais os governantes terão incentivos para formular uma agenda que aloque recursos para promover a sustentabilidade.

Segundo Melazo (2009), a percepção do cidadão e as respectivas atitudes positivas em relação aos problemas ambientais representam grandes passos para alcançar os objetivos do desenvolvimento sustentável. As diferentes percepções dependem de fatores subjetivos, como personalidade e experiências, e também de questões socioeconômicas, como sexo, idade, renda e educação. Estudar o comportamento pró-ambiental é, portanto, crucial para compreender as inter-relações entre o homem e o meio ambiente. Ademais, Leiserowitz (2006) argumenta que o posicionamento dos indivíduos diante de riscos ambientais é um componente crítico do contexto sócio-político em que os formuladores de políticas operam.

Assim, pode-se argumentar que o comportamento proativo em relação ao meio ambiente envolve um conjunto de atores do universo educativo potencializando o engajamento dos diversos sistemas de conhecimento, a capacitação de profissionais e a comunidade científica numa perspectiva interdisciplinar (JACOBI, 2003). A Universidade exerce importante papel na discussão de questões ambientais e suas consequências, de forma multidisciplinar e crítica. É por meio da abertura de paradigmas teóricos e barreiras institucionais que a Universidade pode contribuir para a produção e

inclusão do saber ambiental e ela tem a tarefa de formar profissionais que serão responsáveis pela tomada de grande parte das decisões da sociedade (LEFF, 1999, 2011).

A relevância do compromisso das instituições de ensino superior com o desenvolvimento sustentável vem sendo ressaltada recentemente (WALS, 2014; LOZANO *et al.*, 2015; RAMOS *et al.*, 2015; HOLGAARD *et al.*, 2016). Holgaard *et al.* (2016) atentam, por exemplo, para a necessidade de mudança no paradigma do ensino superior de modo a adequar este ao desafio global da sustentabilidade enfrentado pela sociedade pós-moderna no século XXI. Conforme Wals (2014), essas instituições felizmente estão começando a realizar mudanças mais sistêmicas em direção à sustentabilidade, reorientando a educação, a pesquisa e suas operações.

A importância que vem sendo dada às questões ambientais tem produzido grande quantidade de pesquisas para entender o comportamento individual em relação ao meio ambiente (VISCUSI; HUBER; BELL, 2011; MONTEIRO *et al.*, 2012; AKLIN *et al.*, 2013; XIAO *et al.*, 2013; VICENTE-MOLINA; FERNÁNDEZ-SÁINZ; IZAGIRRE-OLAIZOLA, 2013; DE SILVA; POWNALL, 2014; DIENES, 2015; MEYER, 2015; MEYER, 2016). Especificamente, pesquisadores vêm tentando identificar os principais fatores associados à consciência ambiental dos indivíduos e a sua disposição para a solução de problemas que a sociedade atual enfrenta em relação ao meio ambiente (LEISEROWITZ, 2006; LORENZONI; PIDGEON, 2006; HARKER-SCHUCH; BUGGE-HENRIKSEN, 2013). Entretanto, a literatura tem explorado pouco essas questões no contexto das Universidades brasileiras. Alguns poucos estudos, como os de Verdi e Pereira (2006), Bittar (2007) e Bilert (2013), procuraram analisar, qualitativamente, a inclusão da questão ambiental na formação profissional. Há consenso nos trabalhos supracitados de que o espaço da educação ambiental ainda é incipiente, sendo necessário dar mais atenção à problemática ambiental no ensino superior.

Nessa perspectiva, o presente estudo procurou investigar o que determina o comportamento pró-ambiental no meio universitário. Foi analisado como o perfil socioeconômico e o nível de conhecimento e preocupação com questões ambientais, tais como as mudanças climáticas, condicionam o comportamento de membros da comunidade universitária. A análise do comportamento pró-ambiental teve como foco algumas questões atuais com as quais a conservação do meio ambiente está relacionada, tais como: (i) predisposição dos indivíduos em concordar com a poluição em prol do crescimento econômico (“*Poluição*”); ou (ii) com o desmatamento em prol do aumento da produção de alimentos (“*Desmatamento*”); (iii) relevância das propostas ambientais na escolha de candidatos para cargos públicos (“*Voto*”); (iv) predisposição à mudança de hábitos para combater as mudanças climáticas (“*Mudança de hábitos*”).

A pesquisa foi conduzida junto à comunidade acadêmica da Universidade Federal de Viçosa (UFV), localizada na cidade de Viçosa, no estado de Minas Gerais. A escolha da UFV justificou-se pelo fato de sua reconhecida excelência em atividades de ensino e pesquisa, sendo classificada no âmbito nacional como a 2ª melhor universidade de Minas Gerais e a 16ª melhor do país, no Ranking Universitário Folha no ano de 2015 (RUF, 2015). No cenário internacional, a UFV destaca-se entre as 150 melhores universidades do mundo na área de Ciências Agrárias e Florestais de acordo com o *QS World University Rankings by Subject 2015/2016* (QUACQUARELLI SYMONDS, 2015). Ademais, conforme o *UI GreenMetric World University Ranking* (UI GREENMETRIC, 2016), a UFV destaca-se como a segunda universidade mais sustentável do Brasil, ocupando a posição número 139 entre as 516 participantes da pesquisa. Com um corpo discente que congrega estudantes de 37 diferentes nacionalidades, a UFV tem oferecido oportunidades cada vez mais frequentes de programas de intercâmbio, mantendo acordos com cerca de 100 instituições renomadas de 24 diferentes países. Dessa maneira, seu investimento em formação baseada em uma política de engajamento e divulgação da ciência e tecnologia tem sido disseminado em várias partes do mundo.

Anualmente, a UFV diploma mais de três mil estudantes entre as modalidades de Ensino Médio, Graduação e Pós-Graduação nas mais diversas áreas de conhecimento (UFV, 2015). Todos esses egressos são potenciais profissionais e cidadãos responsáveis por tomadas de decisões que poderão impactar o meio ambiente, seja de forma direta ou indireta. As instituições de ensino superior

(IES) desempenham um importante papel na qualificação de seus egressos para serem capazes de levar conhecimentos, habilidades e valores absorvidos ao longo da vida acadêmica para as diversas áreas de atuação. Incluindo em suas práticas profissionais a preocupação com as questões ambientais, esses egressos contribuem para a melhoria das comunidades onde estarão inseridos (TAUCHEN; BRANDLI, 2006). Por conseguinte, destaca-se a importância de conhecer a forma com que a problemática ambiental está inserida nessa comunidade acadêmica.

## 2. Revisão teórica da literatura

O presente trabalho procurou investigar o papel de características individuais importantes para explicar o comportamento proativo em relação ao meio ambiente. Foram considerados fatores socioeconômicos e opinião pública sobre políticas ambientais, com ênfase em questões como renda e conhecimento (educação e conhecimento sobre legislação ambiental e mudanças climáticas). Essa seção apresenta, portanto, breve revisão teórica da literatura que trata dessas questões. Ressalta-se que foram considerados alguns estudos seminais que, embora não tenham relação direta com o contexto universitário (alvo desta pesquisa), são importantes para compreender alguns dos preditores do comportamento pró-ambiental numa perspectiva mais ampla.

A ligação entre renda e preocupação ambiental é muito discutida à luz do trabalho de Kuznets (1955), que estimou a relação entre renda *per capita* e desigualdade de renda como uma curva em formato de U-invertido, onde os estágios iniciais de crescimento econômico exibem aumento da desigualdade de renda. Mas existe um ponto de inflexão a partir do qual a desigualdade passa a ser decrescente em relação ao aumento do nível de renda. A ideia original de Kuznets (1955) foi adaptada por Grossman e Krueger (1991), dando origem à Curva Ambiental de Kuznets – CAK. Essa curva descreve a relação entre indicadores de qualidade ambiental e renda *per capita*. A justificativa por trás do formato de U-invertido decorre do fato de que nos estágios iniciais da industrialização, a poluição cresce rapidamente, uma vez que a preocupação ambiental dos indivíduos é reprimida pela preocupação com o crescimento da renda e, portanto, pela melhoria nas suas condições econômicas. Entretanto, existe um ponto de inflexão a partir do qual o crescimento econômico promoverá a redução da degradação ambiental, pois à medida que a renda se eleva, as pessoas exigem maior qualidade ambiental e as instituições reguladoras serão fortalecidas. Os resultados empíricos realizados, em geral, não são convergentes.

Dasgupta *et al.* (2002) sugerem que as nações mais ricas apresentam maior grau de regulação ambiental, porque, após a sociedade completar seus investimentos básicos em educação e saúde, as preocupações ambientais tornam-se prioridade. De certa forma, a preservação do meio ambiente é vista como um bem de luxo, o qual as pessoas com maiores rendas estariam dispostas a pagar para possuir, enquanto as pessoas de menor renda concentram-se em necessidades mais básicas, como alimentação e moradia. Por outro lado, Aklin *et al.* (2013) argumentam que os indivíduos com maior renda podem investir em adaptação, como mudar para uma área menos poluída, ao invés de pagar pela regulamentação que garantiria proteção ao meio ambiente. Os resultados empíricos mais recentes para a relação entre renda e comportamento pró-ambiental ainda são controversos. Viscusi, Huber e Bell (2011) observaram relação positiva entre renda e predisposição à reciclagem. Por outro lado, Ferreira e Moro (2013) não encontram evidências de que a disposição marginal a pagar pela qualidade ambiental seja proporcional à renda, da mesma forma que De Silva e Pownall (2014) não observaram evidências empíricas para a relação entre valores ambientais e renda.

Em relação ao nível de escolaridade, a relação com a percepção/preocupação ambiental documentada na literatura é geralmente positiva, como atestam os estudos de Franzen e Meyer (2010), Meyer (2015) e Meyer (2016). De modo geral, argumenta-se que os indivíduos mais escolarizados também sabem mais sobre as questões ambientais e estão mais dispostos a se envolver com elas. Nessa linha, De Silva e Pownall (2014) concluem que indivíduos que possuem ensino superior são mais propensos a sacrificar o bem-estar financeiro para melhorar a qualidade ambiental. De forma similar, Xiao *et al.* (2013) observam que indivíduos com maiores níveis educacionais apresentam maiores níveis de preocupação ambiental. Segundo Meyer (2015), a educação faz com que os

indivíduos se preocupem mais com o bem-estar social e, conseqüentemente, comportem-se de forma mais alinhada com a conservação do meio ambiente. Segundo o autor, a educação faz com que os indivíduos percebam que natureza tem impacto direto em suas vidas. O mesmo autor, em estudo posterior (MEYER, 2016), analisou os efeitos de um ano adicional de estudo no ensino superior, utilizando dados demográficos e fatores externos, para explicar a heterogeneidade nas preferências e comportamento pró-ambiental dos estudantes universitários, fornecendo evidências de que há aumento no comportamento pró-ambiental, representado pela predisposição a reciclar, ao longo do tempo na faculdade.

Segundo Vicente-Molina, Fernández-Sáinz e Izagirre-Olaizola (2013), além da educação formal, o conhecimento das questões ambientais, seja ele objetivo ou subjetivo, também apresenta clara, porém complexa, influência sobre o comportamento pró-ambiental. O conhecimento objetivo é medido pelo conhecimento de questões específicas relacionadas ao meio ambiente, enquanto o conhecimento subjetivo é autodeclarado. Vicente-Molina, Fernández-Sáinz e Izagirre-Olaizola (2013) analisaram a influência do conhecimento ambiental sobre o comportamento pró-ambiental entre estudantes universitários de quatro países com diferentes níveis de desenvolvimento econômico, a saber, Estados Unidos, Espanha, México e Brasil. Os resultados mostraram que os estudantes brasileiros apresentam maiores níveis de motivação altruística e conhecimento objetivo, além do Brasil destacar-se pelo número de assuntos relacionados a questões ambientais nas universidades.

Em relação ao gênero, há maior consenso de que indivíduos do sexo feminino sejam mais propensos a apresentar comportamento pró-ambiental. Dessa forma, Vicente-Molina, Fernández-Sáinz e Izagirre-Olaizola (2013), De Silva e Pownall (2014), Meyer (2015) e Meyer (2016) observam que o sexo masculino afeta negativamente probabilidade de comportamento pró-ambiental. Isso ocorre, segundo Hoffman (1977), porque as mulheres são mais sensíveis a problemas ambientais por possuírem maior “orientação afetiva pró-social”.

Além disso, segundo Dienes (2015), a preocupação ambiental é um dos principais determinantes das intenções pró-ambientais de um indivíduo, cuja predisposição para contribuir para a solução de problemas ecológicos está relacionada ao nível de preocupação com o meio ambiente. Dienes (2015) leva em consideração o efeito das variáveis educação, gênero e idade, sobre a relação entre a preocupação individual sobre a mudança climática e as ações que reduzem os efeitos da mudança climática e as intenções de pagar para atenuar tais efeitos. Os resultados sugerem que maior preocupação com as mudanças climáticas aumenta a predisposição a pagar por sua mitigação. Assim, além da análise dos efeitos de variáveis socioeconômicas, o presente trabalho procura contribuir considerando também o efeito do nível de preocupação ambiental e de conhecimento sobre questões ambientais para uma análise mais ampla dos determinantes do comportamento pró-ambiental. Além disso, como pouco se sabe se os estudos dos países industrializados são válidos para explicar o comportamento das pessoas nos países emergentes, a presente pesquisa também procura contribuir nesse sentido.

### 3. Metodologia

A metodologia desta pesquisa foi dividida em duas etapas principais: (i) coleta de dados primários, por meio da aplicação de um questionário para identificar o comportamento pró-ambiental da comunidade universitária da UFV, bem como as suas características socioeconômicas (sexo, idade, nível de escolaridade e renda) e o seu nível de conhecimento e preocupação com questões ambientais atuais, tais como as mudanças climáticas; e (ii) construção de modelos analíticos para entender quais são os fatores determinantes do comportamento pró-ambiental dos entrevistados.

Os participantes da pesquisa foram estudantes de graduação, pós-graduação, professores e técnicos administrativos do *campus* Viçosa da UFV. Eles foram selecionados por amostragem aleatória simples (grau de confiança de 95%), sendo o tamanho da amostra para cada tipo de participante obtido conforme proposto por Triola (2014). A população considerada para o cálculo da amostra foi de 17.778 pessoas, considerando 12.044 estudantes de graduação, 2.551 estudantes de pós-graduação, 1.001 professores e 2.182 técnicos administrativos, pertencentes ao *campus* de

Viçosa, conforme dados publicados anualmente pela Pró-Reitoria de Planejamento e Orçamento (UFV, 2014). Desse universo, foi selecionada uma amostra de 749 pessoas assim organizadas: 330 estudantes de graduação, 173 estudantes de pós-graduação, 81 professores e 165 técnicos administrativos. O desenho amostral foi criado respeitando as participações relativas de cada um dos centros de ciências sob os quais a UFV está organizada (Ciências Agrárias, Biológicas e Saúde, Exatas e Tecnológicas e Humanas e Sociais).

O comportamento pró-ambiental foi considerado neste trabalho como a predisposição dos indivíduos a se sensibilizarem com questões ambientais atuais da agenda brasileira de desenvolvimento sustentável. Nesse sentido, o estudo está em linha com a visão de Lavelle, Rau e Fahy (2015) e Krettenauer (2017), segundo a qual o comportamento pró-ambiental relaciona-se à tomada de decisão individual que procura minimizar o impacto negativo das suas ações sobre o meio ambiente e a sociedade de modo geral.

Com o intuito de identificar e classificar o perfil dos indivíduos mais sensíveis em termos de conservação do meio ambiente, realizou-se pesquisa de opinião na qual as respostas foram classificadas em ordem crescente do nível de comportamento pró-ambiental. Dessa forma, assim como proposto por Aklin *et al.* (2013), Dienes (2015) e Meyer (2016), para todas as variáveis dependentes, os valores mais altos indicam maior comportamento pró-ambiental. A Tabela 1 sumariza as variáveis dependentes consideradas para a caracterização do comportamento pró-ambiental.

**Tabela 1 – Descrição das variáveis dependentes utilizadas para a caracterização do comportamento pró-ambiental**

Nome da Variável	Descrição da questão e codificação das respostas
Poluição	<p>“É compreensível que o Governo Federal permita o aumento da poluição para que se possa ter maior crescimento econômico do Brasil”</p> <p>Concordo = 0 Discordo = 1</p>
Desmatamento	<p>“É compreensível que o Governo Federal permita o aumento do desmatamento para que se possa ter maior produção de alimentos no Brasil.”</p> <p>Concordo = 0 Discordo = 1</p>
Voto	<p>“Ao escolher alguém para votar, você leva em consideração as propostas ambientais do(a) candidato(a)?”</p> <p>Nunca = 0 Raramente = 1 Às vezes = 2 Frequentemente = 3 Sempre = 4</p>
Mudança de hábitos	<p>“Você está disposto a mudar alguns de seus hábitos para contribuir no combate às mudanças climáticas?”</p> <p>Não = 0 Sim = 1</p>

Fonte: Elaboração Própria.

Seguindo a proposta metodológica de Aklin *et al.* (2013), que cria um índice representativo do comportamento pró-ambiental, foi construído o *Índice de Comportamento Pró-Ambiental* (ICPA) da comunidade acadêmica da UFV a partir das variáveis descritas na Tabela 1, utilizando a técnica multivariada de Análise de Componentes Principais (ACP). Com essa técnica, torna-se possível converter, através de uma transformação ortogonal, o conjunto de observações das variáveis originais (*poluição, desmatamento, voto e mudança de hábitos*), possivelmente correlacionadas, em outro

conjunto de variáveis linearmente não correlacionadas (componentes principais). Basicamente, o que ocorre é a redistribuição das variáveis nos eixos originais para se obter um conjunto de eixos ortogonais não correlacionados.

Como três das variáveis utilizadas são dicotômicas, foi utilizada uma matriz de correlações do tipo policórica (*polychoric*) para a obtenção dos componentes, seguindo o procedimento descrito por Kolenikov e Angeles (2004). Tal procedimento assume que cada variável binária (*poluição, desmatamento e mudança de hábitos*) é uma manifestação de variáveis contínuas subjacentes e estima a Análise de Componentes Principais com base nessa nova matriz. A partir da matriz de correlação policórica (Tabela A1 – Material Suplementar), foram obtidos os componentes em ordem decrescente de proporção da variabilidade explicada (Tabela A2 – Material Suplementar).

Assim, observou-se que o primeiro componente, que apresenta a máxima variância possível, explicou aproximadamente 60% da variabilidade total do sistema, composto pelas variáveis *Poluição, Desmatamento, Voto e Mudança de hábitos*. Ademais, os escores dos componentes principais extraídos dessa matriz (Tabela A3 – Material Suplementar) indicam que o primeiro componente é composto principalmente pelo negativo das categorias de menor impacto pró-ambiental. Dessa forma, optou-se por utilizar esse componente como medida do ICPA. O referido índice foi padronizado de modo que seu valor variasse entre 0 e 1. O valor médio do ICPA foi 0,74 (desvio-padrão = 0,1781), sendo que aproximadamente 60% dos entrevistados apresentaram valores maiores do que 0,75. Esse resultado indica alto nível de comportamento pró-ambiental na comunidade acadêmica da UFV (mais detalhes sobre o ICPA são apresentados na Tabela 2).

**Tabela 2 – Estatísticas descritivas do Índice de Comportamento Pró-Ambiental (ICPA) da comunidade acadêmica da Universidade Federal de Viçosa no ano de 2014**

ICPA (intervalos)	Estudantes Graduação	Estudantes Pós-graduação	Técnicos	Professores	Comunidade Acadêmica
0 – 0,25	3,3%	2,6%	3,0%	–	2,7%
0,26 – 0,50	4,8%	7,1%	5,5%	11,0%	6,1%
0,51 – 0,75	34,6%	29,4%	40,6%	32,9%	34,6%
0,76 – 1	57,2%	61,2%	50,9%	56,1%	56,6%
Média	0,74	0,75	0,73	0,73	0,74
Desvio-padrão	0,1831	0,1773	0,1735	0,1694	0,1781
Mínimo	0	0,09	0,12	0,28	0
Máximo	1	1	1	1	1

Fonte: Resultados da pesquisa.

Para compreender os fatores determinantes do comportamento pró-ambiental da comunidade universitária da UFV, foram utilizados dois tipos de variáveis explicativas na construção dos modelos analíticos: (i) características socioeconômicas dos indivíduos entrevistados (nível de renda, escolaridade, idade e sexo) e (ii) grau de conhecimento e, ou, preocupação com as questões ambientais atuais. Esse conjunto de variáveis explicativas está descrito na Tabela 3.

**Tabela 3 – Descrição das variáveis explicativas utilizadas para determinar os fatores responsáveis pelo comportamento pró-ambiental**

	Nome da variável	Descrição da questão e codificação das respostas
Características Socioeconômicas	Renda	<p>“Qual é o nível de renda do seu grupo familiar?”</p> <p>Até 1 salário mínimo = 0            Acima de 1 até 3 salários mínimos = 1            Acima de 3 até 5 salários mínimos = 2            Acima de 5 até 10 salários mínimos = 3            Acima de 10 salários mínimos = 4</p>
	Escolaridade	<p>“Qual é o seu nível mais alto de escolaridade?”</p> <p>Ensino fundamental incompleto ou inferior = 0            Ensino fundamental completo = 1            Ensino médio incompleto = 2            Ensino médio completo = 3            Ensino superior incompleto = 4            Ensino superior completo = 5            Especialização <i>latu sensu</i> = 6            Mestrado = 7            Doutorado = 8            Pós-Doutorado = 9</p>
	Idade	<p>“Qual é a sua idade atual?”</p> <p>Variável contínua</p>
	Sexo	<p>“Sexo”</p> <p>Masculino = 0            Feminino = 1</p>
Grau de conhecimento e, ou, preocupação com as questões ambientais atuais	Conhecimento clima	<p>“Como você avalia o seu grau de conhecimento sobre as mudanças climáticas?”</p> <p>Desconheço = 0            Conheço pouco = 1            Conheço, mas de modo incompleto = 2            Conheço de modo abrangente = 3</p>
	Conhecimento LAB	<p>“Você conhece a Legislação Ambiental Brasileira (LAB)?”</p> <p>Não conheço = 0            Muito pouco = 1            Pouco = 2            Razoavelmente bem = 3            Muito bem = 4</p>
	Preocupação clima	<p>“Qual o seu grau de preocupação com as mudanças climáticas?”</p> <p>Não estou preocupado = 0            Pouco preocupado = 1            Preocupado = 2            Muito preocupado = 3            Não sei responder = 4</p>
	Preocupação meio ambiente	<p>“Qual a sua maior preocupação hoje?”</p> <p>Problemas gerais não relacionados ao meio ambiente (Segurança pública, educação, corrupção, emprego, custo de vida, dentre outros.) = 0            Problemas relacionados ao meio ambiente = 1</p>

Fonte: Elaboração Própria.

Na construção dos modelos analíticos, para as variáveis dependentes “Poluição”, “Desmatamento” e “Mudança de hábitos”, optou-se por utilizar o modelo econométrico *Probit*, que considera a possibilidade de escolhas binárias. Dessa forma, torna-se o modelo de regressão apropriado para abordar questões relacionadas à predisposição individual ao comportamento pró-ambiental (VISCUSI; HUBER; BELL, 2011; AKLIN *et al.*, 2013; DIENES, 2015; MEYER, 2016). Seguindo Cameron e Trivedi (2005), seja  $p_i$  a probabilidade de o indivíduo  $i$  discordar da poluição, do desmatamento ou estar disposto a mudar de hábitos,  $y$  representa as variáveis dependentes,  $x$  o vetor de variáveis explicativas da Tabela 3 (*renda, escolaridade, idade, sexo, conhecimento clima,*

conhecimento LAB, preocupação clima e preocupação meio ambiente) e  $\beta$  o vetor de parâmetros. O modelo de regressão pode ser definido da seguinte forma:

$$p_i \equiv P_r[y_i = 1|x] = F(x_i' \beta) \quad (1)$$

em que  $F(.)$  é especificado como uma função de distribuição acumulada (FDA) de modo a garantir que  $0 \leq p \leq 1$ . Se na equação (1)  $F(.)$  for uma FDA normal padrão, tem-se o chamado modelo *Probit*, cuja especificação é dada por:

$$p = \Phi(x' \beta) = \int_{-\infty}^x \phi(z) dz \quad (2)$$

em que  $\Phi(.)$  é a FDA normal padrão e sua derivada  $\phi(z) = (1/\sqrt{2\pi})\exp(-z^2/2)$  é a função densidade da normal padrão. Neste estudo, o modelo foi estimado pelo método da Máxima Verossimilhança (MV) e seus coeficientes interpretados em termos de efeitos marginais.

Para a variável dependente “Voto”, estimou-se um modelo *Probit Ordenado*, que leva em consideração a ordenação de cada uma das cinco opções de escolha disponíveis (as categorias *Nunca*, *Raramente*, *Às vezes*, *Frequentemente* e *Sempre*). Assim, como existe uma ordenação natural para as categorias da variável de resposta, a adoção dos modelos ordenados torna-se adequada. As categorias de resposta assumem valores numéricos (de 0 a 4) para denotar a ordenação (*rank*) da frequência em que a proposta ambiental do candidato é levada em consideração na hora do voto, sendo que os *rankings* não necessariamente representam as magnitudes reais em uma determinada escala.

Seguindo Wooldridge (2010), a derivação desse modelo pode ser feita partindo-se de um modelo de variável latente:

$$y_i^* = x_i' \beta + u_i \quad (3)$$

em que  $x$  não inclui intercepto. Como  $y$  assume os valores inteiros 0 a 4, tem-se os fatores de deslocamento desconhecidos  $\alpha_0 < \alpha_1 < \alpha_2 < \alpha_3$ , nos quais:

$$\begin{aligned} y_i &= 0 \quad \text{se } y_i^* \leq \alpha_0 \\ y_i &= 1 \quad \text{se } \alpha_0 < y_i^* \leq \alpha_1 \\ &\vdots \\ y_i &= 4 \quad \text{se } y_i^* > \alpha_4 \end{aligned} \quad (4)$$

De forma geral:

$$y_i = j \quad \text{se } \alpha_{j-1} < y_i^* \leq \alpha_j \quad (5)$$

Portanto:

$$\begin{aligned} P_r(y_i = j) &= P_r[\alpha_{j-1} < y_i^* \leq \alpha_j] \\ &= P_r[\alpha_{j-1} < x_i' \beta + u_i \leq \alpha_j] \\ &= P_r[\alpha_{j-1} - x_i' \beta < u_i \leq \alpha_j - x_i' \beta] \\ &= F(\alpha_j - x_i' \beta) - F(\alpha_{j-1} - x_i' \beta) \end{aligned} \quad (6)$$

em que  $F$  é a FDA de  $u_i$ .

O modelo *Probit* ordenado é obtido quando  $u$  seguir distribuição normal padrão e  $F(.)$  for FDA normal padrão (CAMERON; TRIVEDI, 2005). A estimação do modelo também foi realizada por MV, cujo objetivo é encontrar estimativas de  $\beta$  e  $\alpha_j$  que maximizem a probabilidade conjunta de obter os valores observados. Nos modelos ordenados, o sinal dos parâmetros estimados pode ser diretamente interpretado como determinando se a variável latente,  $y^*$ , cresce ou decresce com os regressores. Ademais, seus coeficientes também podem ser interpretados em termos de efeitos marginais.

Por fim, o modelo cujo “Índice de Comportamento Pró-Ambiental” é a variável dependente foi estimado pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) (WOOLDRIDGE, 2010)<sup>2</sup>, conforme a

<sup>2</sup> Por se tratarem de modelos amplamente difundidos na literatura, suas respectivas especificações foram suprimidas deste texto. No entanto, o leitor pode obter detalhes em Wooldridge (2010).



seguinte expressão:

$$ICPA = \alpha + \beta_1 R + \beta_2 E + \beta_3 Id + \beta_4 S + \beta_5 Co + \beta_6 Clab + \beta_7 Prc + \beta_8 Prma + \varepsilon \quad (7)$$

em que *ICPA* é o Índice de Comportamento Pró-Ambiental de cada participante da pesquisa; *R* é o nível de renda; *E* é o nível de escolaridade; *Id* é a idade; *S* é o sexo; *Co* é o nível de conhecimento sobre mudanças climáticas; *Clab* é o nível de conhecimento sobre a Legislação Ambiental Brasileira; *Prc* é o nível de preocupação com as mudanças climáticas; e *Prma* é o nível de preocupação com o meio ambiente;  $\beta_i$ 's representam o efeito de cada variável sobre o comportamento pró-ambiental e  $\varepsilon$  é o termo de erro aleatório.

Em todos os modelos estimados, quando detectada heterocedasticidade nas análises de regressão, a matriz de *White* foi utilizada para calcular erros-padrão robustos, permitindo a alteração das estatísticas utilizadas nos testes *t* e *F*, sem alterar os coeficientes estimados (FÁVERO, 2014).

#### 4. Resultados e discussão

A caracterização socioeconômica da comunidade acadêmica da UFV (Tabela 4) revelou que a idade média dos entrevistados é de aproximadamente 29 anos, com aumento gradual entre as categorias (idade mínima de 16 anos entre os estudantes da graduação e máxima de 72 anos na categoria professores). No que diz respeito à renda, a média da comunidade acadêmica situou-se entre um e cinco salários mínimos. Houve predominância de níveis de renda mais baixos (de até um salário mínimo) entre estudantes de graduação (51%), ao passo que, entre os professores, o nível de renda predominante situou-se acima de dez salários mínimos (63%). Quase a metade dos entrevistados apresentou nível de escolaridade de, no mínimo, ensino superior incompleto (46%), sobretudo em função do fato que a maior parte da amostra ser caracterizada por estudantes de graduação. Em relação ao sexo, houve equilíbrio entre os gêneros, com ligeira predominância do sexo feminino (51%).

**Tabela 4 – Perfil socioeconômico da comunidade acadêmica da Universidade Federal de Viçosa no ano de 2014**

Variável	Descrição	Percentual
<i>Idade</i>	Até 18 anos	7,9
	De 19 a 30 anos	63,8
	De 31 a 50 anos	20,6
	De 51 a 60 anos	6,9
	Acima de 60 anos	0,8
<i>Renda</i>	Até 1 salário	23,1
	Acima de 1 até 3 salários	31,8
	Acima de 3 até 5 salários mínimos	24,0
	Acima de 5 até 10 salários mínimos	12,3
	Acima de 10 salários mínimos	8,8
<i>Escolaridade</i>	Ensino fundamental incompleto (ou inferior)	0,0
	Ensino fundamental completo	0,3
	Ensino médio incompleto	0,0
	Ensino médio completo	1,3
	Graduação incompleta	46,2
	Graduação completa	10,8
	Especialização	10,0
	Mestrado	19,0
	Doutorado	8,8
Pós-Doutorado	3,6	
<i>Sexo</i>	Feminino	50,9
	Masculino	49,1

Fonte: Resultados da pesquisa.

Em termos dos aspectos relacionados ao comportamento pró-ambiental apurados neste estudo (Tabela 5), observou-se que problemas ambientais não são a maior preocupação da comunidade acadêmica da UFV. Apenas 9% dos entrevistados afirmaram se preocupar, em primeiro lugar, com questões relacionadas ao meio ambiente. Esse valor é ligeiramente menor que a média nacional (11%), apurada em pesquisa de opinião pública realizada pela Secretaria de Pesquisa e Opinião Pública do Senado Federal do Brasil (DATASENADO, 2012)<sup>3</sup>. Ressalta-se, entretanto, que essa preocupação com o meio ambiente é maior entre os técnicos administrativos (10,9%) e alunos de programas de pós-graduação (10%), mas é mais baixa entre estudantes de graduação (8,7%) e professores (3,7%). Ao mesmo tempo, é digno de nota o fato de que, entre os participantes da pesquisa com nível de renda superior a dez salários mínimos, menos de 2% consideram os problemas ambientais como sua maior fonte de preocupação; já entre os entrevistados de menor renda (até um salário mínimo) esse valor sobe para 9%.

Comparativamente, o número de pessoas que concordam em aumentar a poluição em troca de maior crescimento econômico na comunidade acadêmica da UFV (10,3%) é maior do que em nível nacional (7%), segundo a pesquisa do DATASENADO (2012). Além disso, 7,7% da comunidade acadêmica concorda com o desmatamento em prol de maior produção de alimentos (Tabela 5).

A pesquisa revelou também que parcela expressiva da comunidade acadêmica da UFV (32,4%) afirma desconhecer a Legislação Ambiental Brasileira. Mas, ao mesmo tempo, destaca-se que 52,1% dos entrevistados afirma que, ao votar, levam em conta as propostas ambientais dos candidatos frequentemente ou sempre (5). No contexto nacional, esse valor é ainda maior, alcançando 66% da população (DATASENADO, 2012). Ou seja, a política ambiental deveria exercer importante papel para formulação dos planos de governo de candidatos a cargos públicos.

Em sua quase totalidade, a comunidade acadêmica da UFV assegura ter conhecimento sobre as mudanças climáticas, já que 99,9% dos entrevistados afirmam conhecer ou já ter ouvido falar sobre o assunto. Complementarmente, 88,4% afirmou estar preocupado ou muito preocupado com as mudanças climáticas (Tabela 5). Essa preocupação da comunidade acadêmica é superior à média da população brasileira, calculada em 79% pelas pesquisas do DATASENADO (2009). Sobre esse resultado, é possível afirmar que o aprendizado sobre mudanças climáticas pode acontecer por processos distintos (através de experiências pessoais, por exemplo) influenciando diferentemente a percepção ambiental entre os setores da sociedade.

Conforme os preceitos de Weber (2010), a explicação para a maior preocupação sobre mudanças climáticas encontrada no ambiente acadêmico é que, em virtude de sua educação e formação científica, os membros da comunidade acadêmica baseiam suas percepções em processos analíticos, tornando-se mais propensos a considerar a mudança climática global um risco mais sério do que membros da população em geral. Já para os não cientistas, variações na percepção das mudanças climáticas parecem estar associadas, além das experiências pessoais, a crenças políticas e outros valores profundamente arraigados em maneiras que vão além de simples preocupações pessoais e estratégicas, reduzindo assim sua preocupação.

Esses altos índices de preocupação e conhecimento sobre as mudanças climáticas são sinais de que o problema faz parte do cotidiano das pessoas e que soluções precisam ser planejadas. Isso fica mais evidente quando se observa que 98,1% dos membros da comunidade acadêmica se declaram dispostos a mudar seus hábitos para contribuir no combate às mudanças climáticas (Tabela 5).

É importante ressaltar que todos esses resultados anteriormente descritos mudam expressivamente quando o entrevistado afirma que sua maior preocupação é o meio ambiente. Entre os 9% dos respondentes que alegam que a sua maior preocupação é o meio ambiente, todos estariam dispostos a mudar alguns de seus hábitos em prol do combate às mudanças climáticas. Ao mesmo tempo, entre o restante da população, apenas 2,1% dos entrevistados afirmaram que não mudariam

---

<sup>3</sup> As pesquisas do DataSenado são feitas por meio de entrevistas telefônicas, usando levantamentos por amostragem. A população considerada é a população de pessoas com 16 anos ou mais residentes no Brasil e com acesso a telefone fixo, que pode ser residencial ou comercial.

seus hábitos. Ademais, entre os entrevistados cuja maior preocupação não é o meio ambiente, 49,7% afirmou levar em consideração as propostas ambientais dos políticos sempre ou frequentemente e 40,3% tem conhecimento sobre mudanças climáticas de modo abrangente. Ao mesmo tempo, com o meio ambiente como preocupação central, esses valores sobem para 76,1% e 46,3%, respectivamente.

Pode-se afirmar ainda que todos os que têm o meio ambiente como maior preocupação disseram estar preocupados ou muito preocupados com as mudanças climáticas; entre o restante da população, o percentual dos preocupados ou muito preocupados é de 85,8%. Aqueles que colocam o meio ambiente como preocupação central estão muito menos dispostos a concordar com a poluição para permitir o crescimento econômico. Entre eles, apenas 3% concordou com a poluição, enquanto, entre o restante da população, 11% concordou. Essa mesma característica é válida para a concordância com o aumento do desmatamento para produção de alimentos. Enquanto entre os que afirmam que o meio ambiente é a maior preocupação, apenas 1,5% concorda, mas entre o restante dos entrevistados, 8,4% concorda.

De modo geral, o nível de preocupação com o meio ambiente pode ser um passo significativo para alcançar a sustentabilidade ambiental (ANDRADE; CHAGAS, 2015). Uma das formas de aumentar a preocupação das pessoas com o assunto pode ser através do conhecimento. Evidenciou-se que, da mesma maneira que o conhecimento sobre mudanças climáticas aumenta a chance de se discordar do desmatamento e da poluição, a baixa preocupação com o clima leva à maior concordância ao desmatamento. Entre os que “já ouviram falar de mudanças climáticas”, 11,7% concorda com o desmatamento e 17,7% com a poluição, enquanto entre os que têm conhecimento abrangente, esses valores caem para 8,8% e 9,5%, respectivamente. Já entre os que afirmaram estar preocupados com as mudanças climáticas, 35,7% concorda em aumentar o desmatamento, com a redução desse índice de concordância para apenas 3,9% entre os que se declararam “muito preocupados”. Dessa forma, podemos afirmar que, quanto mais se conhece e quanto maior a preocupação a respeito do efeito das mudanças do clima, maior a propensão a discordar que o governo permita o aumento do desmatamento e a poluição, mesmo que tal aumento seja para que se possa ter maior produção de alimentos no Brasil.

Essa questão sobre o *trade-off* entre desmatamento e produção de alimentos é muito importante quando se considera o papel preponderante do Brasil no que se refere a esses temas. Sabe-se que o país será um dos maiores produtores de alimentos mundiais nas próximas décadas. Ao mesmo tempo, essa produção pode ser obtida à custa da expansão da fronteira agrícola (NELSON *et al.*, 2014). De acordo com a Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura (FAO, 2010), a produção agrícola do Brasil irá crescer mais rápido do que em qualquer outro país do mundo na década atual, aumentando em 40% de 2010 a 2019. Ao mesmo tempo, o Brasil é o país que terá o maior aumento do mundo na área plantada até 2050 (NELSON *et al.*, 2014). Portanto, ao se verificar que a comunidade universitária se preocupa com o meio ambiente e discorda do desmatamento, seria possível incentivar a realização de pesquisas que visem a intensificar de modo sustentável a produção agrícola, evitando, assim, os efeitos deletérios da expansão da fronteira agrícola.

A partir deste estudo, é possível ressaltar uma forte relação positiva entre as variáveis relativas ao conhecimento e o grau de preocupação com as mudanças climáticas, levando à consequente maior disposição à mudança de hábitos e à maior propensão a verificar questões ambientais na hora do voto. Essa relação é confirmada considerando que, entre os respondentes que têm muito conhecimento sobre mudanças climáticas, 48,4% está muito preocupado com os efeitos do clima. Dentre os que conhecem de modo incompleto e dos que apenas já ouviram falar, somente 31,1% e 23,5% está muito preocupado. Já entre os entrevistados que não estão preocupados com as mudanças climáticas, apenas 57,1% mudariam de hábitos, porém, entre os que estão muito preocupados, todos mudariam hábitos.

**Tabela 5 – Perfil do comportamento pró-ambiental (%) da comunidade acadêmica da Universidade Federal de Viçosa no ano de 2014***continua*

Questões	Respostas	Estudantes graduação	Estudantes Pós- graduação	Técnicos	Professores	Comunidade Acadêmica
<i>“Qual a sua maior preocupação hoje?”</i>	Saúde	14,2	17,0	20,0	15,9	16,3
	Segurança pública	18,7	14,1	26,7	18,3	19,4
	Educação	30,4	29,4	18,2	30,5	27,5
	Corrupção	3,9	3,5	6,1	13,4	5,3
	Meio ambiente	8,7	10,0	10,9	3,7	9,0
	Emprego	7,5	16,5	1,8	4,9	8,0
	Custo de vida	7,5	5,9	8,5	4,9	7,1
	Habitação	0,3	0,0	5,5	0,0	1,3
	Infraestrutura	2,4	1,8	0,6	7,3	2,4
	Outros	6,3	1,8	1,8	1,2	3,7
<i>“Ao escolher alguém para votar você leva em consideração as propostas ambientais do(a) candidato(a)?”</i>	Nunca	3,3	3,5	4,2	8,5	4,1
	Raramente	12,7	12,4	15,2	19,5	13,9
	Às vezes	27,7	25,9	38,2	30,5	29,9
	Frequentemente	32,2	31,8	26,1	22,0	29,6
	Sempre	24,1	26,5	16,4	19,5	22,4
<i>“Você conhece a Legislação Ambiental Brasileira?”</i>	Nada	17,2	10,6	15,2	12,2	14,7
	Muito pouco	29,5	31,2	32,1	25,6	30,0
	Pouco	30,4	28,2	27,3	31,7	29,4
	Razoavelmente bem	21,1	24,1	23,6	24,4	22,7
	Muito	1,8	5,9	1,8	6,1	3,2

**Tabela 5 – Perfil do comportamento pró-ambiental (%) da comunidade acadêmica da Universidade Federal de Viçosa no ano de 2014***Conclusão*

Questões	Resposta	Estudantes graduação	Estudantes Pós- graduação	Técnicos	Professores	Comunidade Acadêmica
<i>“É compreensível que o Governo Federal permita o aumento da poluição para que se possa ter maior crescimento econômico do Brasil.”</i>	Concordo	99,9	12,9	9,1	8,5	10,3
	Discordo	90,1	87,1	90,9	91,5	89,7
<i>“É compreensível que o Governo Federal permita o aumento do desmatamento para que se possa ter maior produção de alimentos no Brasil.”</i>	Concordo	9,0	5,9	7,3	7,3	7,7
	Discordo	91,0	94,1	92,7	92,7	92,3
<i>“Como você avalia o seu grau de conhecimento sobre as mudanças climáticas (aquecimento global, secas, enchentes, dentre outros)?”</i>	Desconheço	0,3	0,0	0,0	0,0	0,1
	Conheço pouco	1,8	2,4	3,6	1,2	2,3
	Conheço de modo incompleto	55,1	50,0	63,6	63,4	56,7
	Conheço de modo abrangente	42,8	47,6	32,7	35,4	40,9
<i>“Qual o seu grau de preocupação com as mudanças climáticas?”</i>	Não estou preocupado	1,5	2,4	1,2	1,2	1,6
	Pouco preocupado	10,5	13,5	8,5	13,4	11,1
	Preocupado	52,1	50,6	44,2	43,9	49,1
	Muito preocupado	35,2	33,5	46,1	41,5	37,9
	Não sei responder	0,6	0,0	0,0	0,0	0,3
<i>“Você está disposto a mudar alguns de seus hábitos para contribuir no combate às mudanças climáticas?”</i>	Não	0,9	4,7	0,6	2,4	1,9
	Sim	99,1	95,3	99,4	97,6	98,1

Fonte: Resultados da pesquisa.

A relação entre a propensão a considerar questões ambientais na hora do voto com o aumento do conhecimento sobre mudanças climáticas é destacada quando, dentre os respondentes que já ouviram falar sobre as mudanças climáticas, mais de 40% nunca ou raramente pensa em propostas ambientais, enquanto entre os que conhecem de modo abrangente, apenas 12% nunca ou raramente pensa em propostas ambientais, sendo que, nesse caso, 64% pensa frequentemente ou sempre nas propostas ambientais. Apenas um indivíduo afirma desconhecer as mudanças climáticas e afirma que raramente leva em conta a proposta ambiental dos candidatos para fazer sua escolha.

Após a caracterização do perfil socioeconômico e das questões indicativas do comportamento pró-ambiental da comunidade acadêmica da UFV, os resultados dos modelos de regressão estimados, indicativos dos fatores determinantes do comportamento pró-ambiental, são apresentados na Tabela 6.

**Tabela 6 – Coeficientes dos modelos econométricos indicativos dos fatores determinantes do comportamento pró-ambiental da comunidade acadêmica da Universidade Federal de Viçosa**

Variáveis	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
	<i>Poluição</i>	<i>Desmatamento</i>	<i>Mudança de hábitos</i>	<i>Voto</i>	<i>ICPA</i>
<i>Renda</i>	-0,0065 (0,0853)	-0,1605* (0,0822)	0,0757 (0,2037)	-0,1174** (0,0492)	-0,0132* (0,0073)
<i>Escolaridade</i>	0,0309 (0,0554)	0,0985* (0,0586)	-0,3130** (0,1299)	0,0363 (0,0322)	0,0067 (0,0047)
<i>Idade</i>	0,0020 (0,0085)	0,0050 (0,0087)	0,0185 (0,0233)	-0,0114** (0,0048)	-0,0005 (0,0007)
<i>Sexo</i>	0,6696*** (0,1479)	0,1541 (0,1461)	0,3861 (0,3729)	0,0179 (0,0811)	0,0313*** (0,0112)
<i>Conhecimento clima</i>	0,0967 (0,1433)	-0,0863 (0,1466)	0,6126* (0,3472)	0,0462 (0,0829)	-0,0004 (0,0121)
<i>Conhecimento LAB</i>	-0,0082 (0,0705)	0,0457 (0,0740)	-0,2571 (0,1629)	0,4234*** (0,0430)	0,0742*** (0,0057)
<i>Preocupação clima</i>	0,5046*** (0,0939)	0,4050*** (0,0963)	1,2623*** (0,2424)	0,5359*** (0,060)	0,0760*** (0,0104)
<i>Preocupação meio ambiente</i>	0,3650 (0,3478)	0,5473 (0,4175)	-	0,3400** (0,1457)	0,0346*** (0,0126)
<i>Constante</i>	-0,4893 (0,4623)	0,2594 (0,4661)	0,5198 (0,9710)	-	0,4311*** (0,0419)
R <sup>2</sup>	0,1435	0,0776	0,4486	0,1080	0,3272
Observações	749	749	749	749	749

Notas: (\*), (\*\*), (\*\*\*) indicam significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os valores entre parênteses referem-se ao desvio-padrão. A variável “Preocupação meio ambiente” não foi incluída na estimação do Modelo 3, pois todos os indivíduos cuja preocupação principal seria o meio ambiente alegaram estar dispostos a mudar de hábitos para contribuir no combate às mudanças climáticas.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Conforme apontam Gujarati e Porter (2011), em dados *cross-section*, com várias observações, em geral, obtém-se valores baixos para o R<sup>2</sup> devido à diversidade das unidades de corte transversal. De fato, nos resultados da Tabela 6, observam-se valores baixos para essa estatística. Por outro lado,

nesse tipo de análise, é necessário dar atenção à especificação correta do modelo e ao sinal correto dos regressores e espera-se que os coeficientes de regressão sejam estatisticamente significativos. Como o interesse do presente trabalho é identificar o efeito das variáveis explicativas sobre a probabilidade do indivíduo apresentar comportamento pró-ambiental, optou-se por dar ênfase na relação entre eles, conforme apresentado a seguir.

A relação entre as variáveis *renda* e comportamento pró-ambiental (Modelos 2, 4 e 5 – Tabela 6) mostrou-se negativa e estatisticamente significativa. Esse resultado confronta os resultados obtidos por Viscusi, Huber e Bell (2011), numa análise para os Estados Unidos, que observa relação positiva entre renda e comportamento pró-ambiental representado pela predisposição à reciclagem; ou os resultados encontrados por Ferreira e Moro (2013) e De Silva e Pownall (2014), para Irlanda e Holanda, respectivamente, que não observam evidências empíricas para essa relação. Porém, é necessário levar em consideração que o presente trabalho trata de moradores de um país em desenvolvimento, cuja relação entre renda e comportamento pró-ambiental pode estar muito mais associada aos custos relativos à adaptação e mitigação. Resultado semelhante já havia sido obtido por Aklin *et al.* (2013), cujo estudo aponta que os brasileiros com nível de renda superior a dez salários mínimos têm menor nível de preocupação com questões ambientais. Afinal, os problemas ambientais não são percebidos da mesma forma em todos os países e, dessa forma, o nível de desenvolvimento do país deve ser considerado (VICENTE-MOLINA; FERNÁNDEZ-SÁINZ; IZAGIRRE-OLAIZOLA, 2013).

Os resultados da presente pesquisa, juntamente com os de Aklin *et al.* (2013), sugerem que os indivíduos de baixa renda, por estarem mais expostos a degradações ambientais locais, tais como desmoronamentos, enchentes e secas, geralmente são mais vulneráveis aos riscos ambientais (DUNLAP; MERTIG, 1995) e, por isso, mais propensos a apresentarem altos níveis de preocupação com o meio ambiente quando comparados a pessoas de renda mais alta. Conforme Aklin *et al.* (2013), o Brasil apresenta desigualdade de renda e economia baseada em recursos naturais, portanto, os mais ricos, ao modificarem seu comportamento, estariam pagando um preço mais alto pela mitigação, o que podem não estar dispostos a fazer, uma vez que possuem recursos financeiros para se adaptarem a grande parte dos problemas ambientais.

Conforme resultados empíricos observados por Xiao *et al.* (2013), De Silva e Pownall (2014), Meyer (2015) e Meyer (2016), o nível educacional impacta positivamente o comportamento pró-ambiental. Mais especificamente, um ano adicional na faculdade pode aumentar, por exemplo, a probabilidade de o indivíduo estar mais propenso a empreender atividades relacionadas à reciclagem (MEYER, 2016). Ou seja, é consenso entre esses trabalhos que existe relação positiva entre educação e comportamento pró-ambiental. Porém, no presente trabalho, essa relação não é clara. O nível de escolaridade apresentou efeito estatisticamente significativo apenas para as regressões relativas ao *Desmatamento* e à *Mudança de hábitos* (Modelos 2 e 3 – Tabela 6). Entretanto, os efeitos foram opostos. Indivíduos com maior nível de escolaridade não concordam com o desmatamento, mesmo que seja para aumentar a produção de alimentos. Porém, ao mesmo tempo, não estão dispostos a alterar seus hábitos em prol do combate às mudanças climáticas. A possível explicação para esse resultado ambíguo é que o fato de este trabalho utilizar uma parcela muito específica da população, que apresenta elevado grau de escolaridade (aproximadamente 52% da população original tem, no mínimo, ensino superior completo). Assim, parece não haver variação expressiva da escolaridade entre os entrevistados que possa diferenciar certos tipos de comportamento pró-ambiental. Essa ideia ganha respaldo nas conclusões de Aklin *et al.* (2013), segundo os quais, no Brasil, o diferencial necessário para o despertar da consciência ambiental estaria principalmente entre a obtenção do ensino fundamental e médio, sendo a contribuição da formação superior considerada em menor grau.

Embora o nível de escolaridade não tenha se tornado forte preditor do comportamento pró-ambiental na comunidade acadêmica da UFV, a preocupação com as mudanças climáticas e com questões ambientais de modo geral se mostraram peça-chave para explicar o comportamento dos entrevistados. A variável *Preocupação clima*, por exemplo, apresentou efeito positivo e significativo em todos os modelos estimados (Tabela 6). Esse resultado está em linha com a hipótese de Dienes (2015) sobre a importância da preocupação com o meio ambiente como determinante do

comportamento pró-ambiental. Conforme coloca Jacobi (2003), a inquietação com as questões ambientais representa a possibilidade de alcançar mudanças sociais positivas que não comprometam os sistemas ecológicos e sociais. Ademais, segundo Hornsey *et al.* (2016), o fato de a preocupação com mudanças climáticas condicionar o comportamento pró-ambiental sugere que os fatores psicológicos atrelados à disposição dos indivíduos em conservar o meio ambiente podem ser mais importantes do que suas características socioeconômicas.

Nesse sentido, destaca-se o papel da Universidade na formação de profissionais com maior preocupação sobre as questões ambientais (LEFF, 2011). As evidências do presente estudo demonstram que pessoas com maior conhecimento sobre as mudanças climáticas estão dispostas a tomar decisões pró-ambientais, como alterar seus hábitos (Modelo 3 – Tabela 6). Igualmente, aqueles que conhecem a legislação ambiental do Brasil apresentam comportamento positivo em relação ao meio ambiente (Modelos 4 e 5 – Tabela 6). Este resultado vai de encontro ao observado por Vicente-Molina, Fernández-Sáinz e Izagirre-Olaizola (2013), que observaram que o conhecimento subjetivo tem efeito positivo significativo sobre a probabilidade de comportamento ambiental elevado. Assim, a Universidade possui base para transmitir o conhecimento sobre as questões ambientais, uma vez que os estudantes universitários têm oportunidades de cursar disciplinas que lidam com a ciência ambiental ou com complexas questões éticas relacionadas à influência das mudanças climáticas em relação ao meio ambiente. A partir disso, eles têm a possibilidade de adquirir consciência do ambiente e seus problemas sensibilizando-se para as questões ambientais.

Ainda em relação ao nível de conhecimento, Harker-Schuch e Bugge-Henriksen (2013) concluem que o conhecimento sobre o clima afeta as opiniões sobre o assunto. Em sua pesquisa, esses autores concluíram que estudantes de ensino médio da Áustria e da Dinamarca mudaram suas opiniões sobre mudanças climáticas após assistirem um seminário sobre o assunto. No presente trabalho, também foi verificada essa relação positiva entre o conhecimento sobre as mudanças climáticas e a formação de opiniões, fortalecendo a hipótese de que a educação ambiental na Universidade pode impactar positivamente na preservação do meio ambiente.

Quanto às demais variáveis socioeconômicas incluídas na análise, deve-se destacar o papel desempenhado pelos indivíduos do sexo feminino em relação ao comportamento pró-ambiental (Modelos 1 e 5 – Tabela 6). Os resultados deste estudo parecem confirmar a hipótese de Hoffman (1977), segundo a qual as mulheres são mais sensíveis a problemas ambientais por possuírem maior “orientação afetiva pró-social”. Os estudos de Vicente-Molina, Fernández-Sáinz e Izagirre-Olaizola (2013), De Silva e Pownall (2014), Dienes (2015), Meyer (2015), Meyer (2016) e Hornsey *et al.* (2016) também concluíram que mulheres tendem a estar mais alinhadas com atitudes pró-ambientais.

## 5. Conclusões

Apesar do grande esforço empenhado em avaliar as respostas do comportamento da sociedade em geral às questões ambientais, o entendimento dessas relações no contexto universitário ainda é negligenciado e avaliado apenas qualitativamente. Neste estudo, uma avaliação quantitativa da comunidade acadêmica da Universidade Federal de Viçosa (UFV) apontou que os principais fatores determinantes do comportamento pró-ambiental de seus membros foram, principalmente, o conhecimento e a preocupação com as mudanças climáticas. Desta maneira, destaca-se a importância de incluir essas discussões no processo de formação acadêmica, quer seja por meio da inclusão do tema na ementa de disciplinas existentes ou quer seja na oferta de novas disciplinas, seminários ou cursos.

Em contrapartida, os fatores socioeconômicos se mostraram fracos preditores do comportamento pró-ambiental, sugerindo que os fatores psicológicos atrelados à disposição dos indivíduos em conservar o meio ambiente podem ser mais importantes do que suas características socioeconômicas. Considerando que na grande maioria dos trabalhos apenas as variáveis socioeconômicas são consideradas, este resultado destaca a importância do presente estudo. Reforçando essa hipótese, aponta-se que a variável socioeconômica mais significativa dos modelos de regressão estimados destaca o papel desempenhado pelos indivíduos do sexo feminino em relação



ao *Índice de Comportamento Pró-Ambiental* (ICPA), confirmando que as mulheres são mais sensíveis a problemas ambientais por possuírem maior “orientação afetiva pró-social”, o que também guarda relação com fatores psicológicos. No entanto, níveis de renda mais elevados mostraram-se negativamente relacionados ao ICPA que, apesar da baixa significância, sugere que pessoas de renda superior podem estar mais propensas em se adaptar às mudanças ambientais do que se preocupar com sua mitigação.

O alto nível de comportamento pró-ambiental detectado na comunidade acadêmica da UFV foi caracterizado principalmente pela elevada relevância em se considerar as propostas ambientais na escolha de candidatos para cargos públicos e predisposição a mudar de hábitos para combater as mudanças climáticas. Isso demonstra que a questão ambiental deve estar presente na formulação da agenda dos governantes e que as pessoas anseiam por medidas pró-ambientais por parte dos políticos eleitos, pelo menos no contexto universitário.

A baixa predisposição dos indivíduos em concordar com a poluição em prol do crescimento econômico ou com o desmatamento em prol do aumento da produção de alimentos complementa a caracterização do elevado nível de comportamento pró-ambiental. Esses valores tornam-se ainda mais reduzidos quanto maior o conhecimento e a preocupação sobre as mudanças climáticas. Nesse cenário, destaca-se a possibilidade de incentivar a realização de pesquisas que visem a intensificar de modo sustentável a produção agrícola, evitando, assim, os efeitos deletérios da expansão da sua fronteira. Considerando que o Brasil será um dos maiores produtores de alimentos mundiais nas próximas décadas e que essa produção pode ser obtida à custa da expansão da fronteira agrícola, o entendimento do *trade-off* entre desmatamento e produção agrícola torna-se essencial. Esse é um tema que raramente tem sido abordado neste tipo de literatura, sobretudo em estudos de caso brasileiros.

De maneira geral, a preocupação com a sustentabilidade do padrão de vida das gerações futuras e o crescimento econômico a qualquer custo não demonstra ser uma opção na comunidade acadêmica da UFV, que assegura ter conhecimento sobre as mudanças climáticas em sua quase totalidade e estar preocupada ou muito preocupada com essas questões. Os modelos de regressão estimados apontaram respectivamente a preocupação com o clima e o conhecimento sobre a legislação ambiental brasileira como os principais fatores determinantes do comportamento pró-ambiental na comunidade estudada. Dessa forma, destaca-se a relevância do papel da educação ambiental no meio universitário como ferramenta adicional para modificar o quadro de crise ambiental o qual a sociedade moderna vivencia. Responsável pela formação de profissionais que responderão por decisões em todos os setores da sociedade, a UFV tem a oportunidade de transmitir o conhecimento sobre as questões ambientais, fazendo com que seus egressos tomem decisões conscientes de seus impactos sobre o meio ambiente.

Apesar do destaque dado à predominância do conhecimento e da preocupação com as mudanças climáticas sobre as variáveis socioeconômicas na determinação do comportamento pró-ambiental encontrado no âmbito desta pesquisa, ela se refere à realidade de uma única comunidade acadêmica, o que é uma limitação. A fim de verificar se essas relações sustentam-se em um contexto universitário mais amplo, sugere-se que este estudo seja ampliado a outras comunidades acadêmicas de forma a se tornar representativo do contexto universitário brasileiro como um todo. Por fim, vale ressaltar que o comportamento pró-ambiental pode ter padrões diferenciados que variam entre comportamento habitual e comportamento ocasional. O primeiro é mais de longo prazo e exige ações focadas, ao passo que o segundo tende a exigir menos esforço comportamental e tem menor custo. Nesse sentido, futuras pesquisas que levassem em consideração essas diferenças poderiam aprimorar as discussões apresentadas no presente estudo.

## Referências

- AKLIN, M.; BAYER, P.; HARISH, S. P.; URPELAINEN, J. Understanding environmental policy preferences: New evidence from Brazil. *Ecological Economics*, v. 94, p. 28-36, 2013.
- ALSTON, L. J.; MELO, M. A.; MUELLER, B.; PEREIRA, C. *Political Institutions, Policymaking Processes and Policy Outcomes in Brazil*. Inter-American Development Bank Research Paper Series, Washington, D.C.: Inter-American Development Bank, 2006. (Working paper, n. R-509)
- ANDRADE, L. C.; CHAGAS, A. L. S. Custo de oportunidade da preservação ambiental: o caso da Amazônia Legal brasileira. In: *Anais do XIII Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, 2015, Curitiba-PR. Curitiba: UFPR, 2015.
- BILERT, V. S. S. *A educação ambiental na universidade: um estudo nos cursos da área das ciências sociais aplicadas nas Instituições de Ensino Superior Públicas (IES) no Paraná*. 2013. 145 f. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Regional) – Universidade Tecnológica Federal do Paraná, Pato Branco, 2013.
- BITTAR, M. *As questões ambientais e a formação de professores nos cursos de ciências biológicas e geografia em duas Universidades de Mato Grosso do Sul*. 2007. 138 f. Dissertação (Mestrado em Educação), Universidade Católica Dom Bosco, Campo Grande, 2007.
- BRASIL. Ministério da Ciência, Tecnologia e Inovação. *Estimativas anuais de emissões de gases de efeito estufa no Brasil*. Brasília, 2014.
- BRAUCH, H. G. Securitizing global environmental change. In: BRAUCH, H. G. et al. (Eds). *Facing global environmental change*. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg, 2009.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. New York: Cambridge University Press, 2005.
- DASGUPTA, S.; LAPLANTE, B.; WANG, H.; WHEELER, D. Confronting the environmental Kuznets curve. *The Journal of Economic Perspectives*, v. 16, n. 1, p. 147-168, 2002.
- DATASENADO. *Meio Ambiente e Desenvolvimento Sustentável Rio+20*. Brasília, 2012. Disponível em: <<http://www.senado.gov.br>>. Acesso em: 8 jun. 2015.
- DATASENADO. *O Brasileiro e as mudanças climáticas*. Brasília, 2009. Disponível em: <<http://www.senado.gov.br>>. Acesso em: 8 jun. 2015.
- DE SILVA, D. G.; POWNALL, R. A. J. Going green: does it depend on education, gender or income? *Applied Economics*, v. 46, n. 5, p. 573-586, 2014.
- DIAS, A. B. Questões tropicais urbanas do aquecimento global. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 2, n. 2, p. 155-174, 2008.
- DIENES, C. Actions and intentions to pay for climate change mitigation: Environmental concern and the role of economic factors. *Ecological Economics*, v. 109, p. 122-129, 2015.
- DUNLAP, R. E.; MERTIG, A. G. Global concern for the environment: is affluence a prerequisite? *Journal of Social Issues*, v. 51, n. 4, p. 121-137, 1995.
- FAO – Food and Agriculture Organization of the United Nations. 2010. *Agricultural Outlook 2010-2019*. Disponível em: <<http://www.oecd.org/site/oecd-faoagriculturaloutlook/>>. Acesso em: 8 jun. 2015.

- FÁVERO, L. P. (Org.). *Métodos quantitativos com Stata: procedimentos, rotinas e análise de resultados*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2014.
- FERREIRA, S.; MORO, M. Income and preferences for the environment: evidence from subjective well-being data. *Environment and Planning A*, v. 45, n. 3, p. 650-667, 2013.
- FRANZEN, A.; MEYER, R. Environmental attitudes in cross-national perspective: A multilevel analysis of the ISSP 1993 and 2000. *European Sociological Review*, v. 26, n. 2, p. 219-234, 2010.
- GROSSMAN, G.; KRUEGER, A. Environmental impacts of a North American free trade agreement. *National Bureau of Economic Research*, Cambridge, MA, 1991. (Working Paper 3914)
- GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. *Econometria Básica*. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011
- HADDAD, E. A.; PORSSE, A. A.; PEREDA, P. C. Regional economic impacts of climate anomalies in Brazil. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 7, n. 2, p. 19-33, 2013.
- HARKER-SCHUCH, I.; BUGGE-HENRIKSEN, C. Opinions and Knowledge About Climate Change Science in High School Students. *AMBIO*, v. 42, n. 6, p. 755-766, 2013.
- HOFFMAN, M. L. Sex differences in empathy and related behaviors. *Psychological Bulletin*, v. 84, n. 4, p. 712-722, 1977.
- HOLGAARD, J. E.; HADGRAFT, R.; KOLMOS, A.; GUERRA, A. Strategies for education for sustainable development e Danish and Australian perspectives. *Journal of Cleaner Production*, v. 112, p. 3479- 3491, 2016.
- HORNSEY, M. J.; HARRIS, E. A.; BAIN, P. G.; FIELDING, K. S. Meta-analyses of the determinants and outcomes of belief in climate change. *Nature Climate Change*, v. 6, n.6, p. 622-627, 2016.
- IPCC – Intergovernmental Panel on Climate Change. Summary for Policymakers. In: STOCKER, T. F.; QIN, D.; PLATTNER, G. K.; TIGNOR, M.; ALLEN, S. K.; BOSCHUNG, J.; NAUELS, A.; XIA, Y.; BEX, V.; MIDGLEY, P. M. (Eds.). *Climate Change 2013: The Physical Science Basis Working Group I Contribution to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. Cambridge: Cambridge University Press, 2013.
- JACOBI, P. Educação ambiental, cidadania e sustentabilidade. *Cadernos de Pesquisa*, v. 118, n. 1, p. 189-205, 2003.
- KOLENIKOV, S.; ANGELES, G. *The use of discrete data in principal component analysis with applications to socio-economic indices*. North Carolina: CPC/MEASURE, 2004. (Working paper, n. WP-04-85)
- KOLLMUSS, A.; AGYEMAN, J. Mind the Gap: why do people act environmentally and what are the barriers to pro-environmental behavior? *Environmental Education Research*, v. 8, n. 3, p. 239-260, 2002.
- KRETTENAUER, T. Pro-Environmental Behavior and Adolescent Moral Development. *Journal of Research on Adolescence*, p. 1-13, 2017.
- KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955.
- LAVELLE, M. J.; RAU, H.; FAHY, F. Different shades of green? Unpacking habitual and occasional pro-environmental behavior. *Global Environmental Change*, v. 35, p. 368-378, 2015.

- LEFF, E. Educação ambiental e desenvolvimento sustentável. In: REIGOTA, M. (Org.) *Verde Cotidiano, o meio ambiente em discussão*. Rio de Janeiro: DP&A, 1999.
- LEFF, E. *Saber ambiental: sustentabilidade, racionalidade, complexidade e poder*. 8. ed. Petrópolis: Vozes, 2011.
- LEISEROWITZ, A. Climate change risk perception and policy preferences: the role of affect, imagery, and values. *Climatic Change*, v. 77, n. 1, p. 45-72, 2006.
- LORENZONI, I.; PIDGEON, N. F. Public views on climate change: European and USA perspectives. *Climatic Change*, v. 77, n. 1, p. 73-95, 2006.
- LOZANO, R.; CEULEMANS, K., ALONSO-ALMEIDA, M.; HUISINGH, D.; LOZANO, F. J.; WAAS, T.; LAMBRECHTS, W.; LUKMAN, R.; HUG, J. A review of commitment and implementation of sustainable development in higher education: Results from a worldwide survey. *Journal of Cleaner Production*, v. 108, p. 1-18, 2015.
- MANCHA, R. M.; YODER, C. Y. Cultural antecedents of green behavioral intent: An environmental theory of planned behavior. *Journal of Environmental Psychology*, v. 43, p. 145-154, 2015.
- MELAZO, G. C. Percepção ambiental e educação ambiental: uma reflexão sobre as relações interpessoais e ambientais no espaço urbano. *Olhares & Trilhas*, v. 6, n. 6, p. 45-51, 2009.
- MEYER, A. Does education increase pro-environmental behavior? Evidence from Europe. *Ecological Economics*, v. 116, p. 108-121, 2015.
- MEYER, A. Heterogeneity in the preferences and pro-environmental behavior of college students: the effects of years on campus, demographics, and external factors. *Journal of Cleaner Production*, v. 112, p. 3451-3463, 2016.
- MONTEIRO, D. C.; REJANI, F. C.; LOPES, R. L.; RODRIGUES, R. L. Emissões de CO<sub>2</sub> e consumo de energia no Paraná: uma abordagem insumo-produto. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 6, n. 2, p. 19-35, 2012.
- NELSON, G. C. VALINB, H.; SANDSC, R. D.; HAVLÍKB, P.; AHAMMADD, H.; DERYNGE, D.; ELLIOTTF, J.; FUJIMORIH, S.; HASEGAWAH, T.; HEYHOED, E.; KYLEI, P.; VON LAMPEJ, M.; LOTZE-CAMPEN, H.; D’CROZA, D.; VAN MEIJLL, H.; VAN DER MENSBRUGGHEM, D.; MÜLLER, C.; POPP, A.; ROBERTSONA, R.; ROBINSONA, S.; SCHMIDN, E.; SCHMITZK, C.; TABEAUL, A.; WILLENBOCKELO, D. Climate change effects on agriculture: Economic responses to biophysical shocks. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, v. 111, n. 9, p. 3274-3279, 2014.
- QUACQUARELLI SYMONDS. *QS World University Rankings by Subject 2015/16*. London: Quacquarelli Symonds Limited, 2015. Disponível em: <<http://www.topuniversities.com>>. Acesso em: 8 out. 2015.
- RAMOS, T. B.; CAEIRO, S.; VAN HOOF, B.; LOZANO, R.; HUISINGH, D.; CEULEMANS, K. Experiences from the implementation of sustainable development in higher education institutions: Environmental management for sustainable universities. *Journal of Cleaner Production*, v. 106, p. 3-10, 2015.
- RUF – RANKING UNIVERSITÁRIO FOLHA. *Ranking de universidades 2015*. São Paulo: Folha de São Paulo, 2015. Disponível em: <<http://ruf.folha.uol.com.br>> Acesso em: 8 out. 2015.
- TAUCHEN, J.; BRANDLI, L. L. A gestão ambiental em instituições de ensino superior: Modelo para implantação em campus universitário. *Gestão e Produção*, v. 13, n. 3, p. 503-515, 2006.

- TRIOLA, M. F. *Essentials of statistics*. 5 ed. Boston, MA, USA: Pearson Addison Wesley, 2014.
- UFV – Universidade Federal de Viçosa. UFV em números 2014. In: SILVA, L. M. P. (Org.); JACOB, M. (Ed.). *Relatório de Atividades da UFV 2014*. Elaborado em jun. 2014 – Base de dados 2013.
- UFV – Universidade Federal de Viçosa. UFV em números 2015. In: SILVA, L. M. P. (Org.); JACOB, M. (Ed.). *Relatório de Atividades da UFV 2015*. Elaborado em jul. 2015 – Base de dados 2014. Viçosa: UFV, 2015.
- UI GREENMETRIC. *UI GreenMetric World University Ranking 2016*. Disponível em: <http://greenmetric.ui.ac.id/>. Acesso em: 20 mar. 2017.
- VAN LIERE, K. D.; DUNLAP, R. E. The social bases of environmental concern: A review of hypotheses, explanations and empirical evidence. *Public Opinion Quarterly*, v. 44, n. 2, p. 181-197, 1980.
- VERDI, M.; PEREIRA, G. R. A educação ambiental na formação de educadores: o caso da Universidade Regional de Blumenau – FURB. *Revista Eletrônica do Mestrado em Educação Ambiental*, v. 17, n. 1, p. 375-391, 2006.
- VICENTE-MOLINA, M. A.; FERNÁNDEZ-SÁINZ, A.; IZAGIRRE-OLAIZOLA, J. Environmental knowledge and other variables affecting pro-environmental behavior: comparison of university students from emerging and advanced countries. *Journal of Cleaner Production*, v. 61, p. 130-138, 2013.
- VISCUSI, W. K.; HUBER, J.; BELL, J. Promoting recycling: private values, social norms, and economic incentives. *The American Economic Review*, v. 101, n. 3, p. 65-70, 2011.
- WALS, A. E. J. Sustainability in higher education in the context of the UN DESD: a review of learning and institutionalization processes. *Journal of Cleaner Production*, v. 62, p. 8-15, 2014.
- WEBER, E. U. What shapes perceptions of climate change? *Wiley Interdisciplinary Reviews: Climate Change*, v. 1, n. 3, p. 332-342, 2010.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 2. ed. Cambridge, MA: MIT Press, 2010.
- XIAO, C.; DUNLAP, R. E.; HONG, D. The nature and bases of environmental concern among Chinese citizens. *Social Science Quarterly*, v. 94, n. 3, p. 672-690, 2013.

**Material suplementar****Tabela A1 – Matriz de correlação policórica**

	<i>Voto</i>	<i>Poluição</i>	<i>Desmatamento</i>	<i>Mudança de hábitos</i>
<i>Voto</i>	1			
<i>Poluição</i>	0,3423	1		
<i>Desmatamento</i>	0,2987	0,6970	1	
<i>Mudança de hábitos</i>	0,3801	0,5160	0,3626	1

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Tabela A2 – Análise de componentes principais**

Componentes	Autovalores	Proporção explicada	Proporção explicada acumulada
1	2,3218	0,5805	0,5805
2	0,7992	0,1998	0,7803
3	0,6023	0,1506	0,9308
4	0,2766	0,0692	1,0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Tabela A3 – Escores dos componentes principais estimados**

Variáveis	Coefficiente 1	Coefficiente 2	Coefficiente 3
<i>Voto</i>			
0	-0,8685	-1,6369	-1,0719
1	-0,5099	-0,9611	-0,6294
2	-0,1849	-0,3485	-0,2282
3	0,1348	0,2540	0,1663
4	0,5400	1,0178	0,6665
<i>Poluição</i>			
0	-0,9943	0,5759	-0,0095
1	0,1130	-0,0654	0,0011
<i>Desmatamento</i>			
0	-0,9841	0,9027	-0,6376
1	0,0817	-0,0749	0,0529
<i>Mudança de hábitos</i>			
0	-1,1838	-0,6670	1,9487
1	0,0216	0,0122	-0,0355

Fonte: Resultados da pesquisa.



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

Vol. 11, n. 2, pp. 233-250, 2017

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

---

**ADENSAMENTO URBANO COMO CONDICIONANTE DA MOBILIDADE: O CASO DA  
REGIÃO METROPOLITANA DO RECIFE\***

**Marina Rogério de Melo Barbosa**

Doutoranda do PIMES/UFPE

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

**Raul da Mota Silveira Neto**

Professor da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE)

E-mail: [netoraul2015@gmail.com](mailto:netoraul2015@gmail.com)

**RESUMO:** A Região Metropolitana do Recife (RMR) apresentou a maior elevação do tempo de *commuting* entre todas as demais regiões metropolitanas do Brasil entre 2003 e 2013, período de forte aumento na sua densidade urbana. O presente trabalho fornece evidências a respeito da influência do adensamento urbano sobre o tempo de *commuting* na referida Região Metropolitana, através do estudo do tempo de deslocamento casa-trabalho dos empregados. Os resultados são obtidos usando modelos de econometria espacial aplicados aos dados do Censo Demográfico do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) para as Áreas de Ponderação. São considerados o Modelo Espacial de Durbin (*Spatial Durbin Model – SDM*) e o Modelo de Erro Espacial (*Spatial Error Model - SEM*). A principal evidência indica que a densidade local tem uma influência positiva e significativa no tempo de *commuting* das Áreas de Ponderação da RMR, resultado consistente com a presença de externalidades negativas derivadas da congestão no uso do espaço público nessas localidades. Tal resultado é, além disso, robusto e está sempre presente mesmo com a consideração da influência de variáveis tradicionalmente associadas ao tempo de *commuting* nos centros urbanos, como, por exemplo, a renda e a distância ao Centro.

**Palavras-chave:** Tempo de *commuting*; Recife; Econometria espacial.

**Classificação JEL:** R41; R23.

**ABSTRACT:** The Metropolitan region of Recife presented the highest growth in its commuting time between 2003 e 2013, a period of strong increase in its urban density. The present work provides evidence about the influence of urban density on commuting time for the Metropolitan Region of Recife (RMR), by studying the home-work translation time of the employed. The results are obtained using spatial econometrics models applied to data provided by the 2010 IBGE Demographic Census for the Areas de Ponderação. The main evidence indicates that local density has a positive and significant influence on commuting time of the Areas de Ponderação of RMR, a result consistent with the presence of negative externalities associated with the congestion of local urban space. Furthermore, this result is robust to the consideration of traditional influence of different variables on commuting time arising, for example, from local income and distance to the CBD.

**Keywords:** Commuting time; Recife; Spatial econometrics.

**Código JEL:** R41; R23.

---

\*Recebido em: 22/03/2017; Aceito em: 18/04/2017.

## 1. Introdução

O tempo gasto no deslocamento da residência ao local de trabalho (*commuting*, para a literatura de Economia Urbana) das cidades brasileiras é reconhecidamente elevado para os padrões mundiais (PEREIRA; SCHWANEN, 2013; SILVEIRA NETO; DUARTE; PÁEZ, 2014). Nesse contexto, entre os centros urbanos do país, a situação da Região Metropolitana do Recife (RMR) merece particular destaque, uma vez que, de acordo com os dados da PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) do ano de 2013, no referido ano, a RMR apresentava o terceiro maior tempo de *commuting* entre as 10 Regiões Metropolitanas do país; seu tempo médio de *commuting* (cerca de 40 minutos) situava-se abaixo apenas daqueles registrados para as regiões metropolitanas do Rio de Janeiro e de São Paulo, os dois maiores centros urbanos do país.

Na verdade, tal situação na RMR resulta do significativo aumento do tempo gasto no percurso de casa ao trabalho entre 2003 e 2013: novamente segundo dados da PNAD, no referido intervalo de tempo, o tempo de *commuting* da RMR apresentou a maior taxa de aumento (cerca de 23%) entre todas as regiões metropolitanas do país registradas na PNAD. Consequência dessa situação, em 2013, por exemplo, cerca de 14% dos ocupados da RMR já levavam mais de uma hora no trajeto da residência ao local de trabalho, um percentual acima do verificado para demais regiões metropolitanas do Nordeste, do Sul e do Centro-Oeste do Brasil e mesmo acima daquela verificada na RM de Belo Horizonte, uma metrópole do Sudeste.

É importante apontar que tal piora nas condições de mobilidade da RMR não parece ser explicada nem por seu crescimento populacional no período, nem por um possível espraiamento urbano vivenciado na referida região metropolitana. De fato, de acordo com os dados do Censo Demográfico de 2010, a Cidade do Recife (maior cidade da RMR), com crescimento populacional em torno de 8%, situa-se apenas na 24<sup>a</sup> colocação entre as capitais brasileiras em termos de crescimento populacional, e mesmo a RMR é, entre as 10 principais RMs do país, apenas a penúltima colocada em termos de expansão populacional no mesmo período. Ao mesmo tempo, ao contrário de espraiamento, observou-se entre 2000 e 2010 um adensamento urbano na principal cidade da RMR: os bairros que mais cresceram no Recife não foram os mais distantes do centro da cidade, mas os relativamente próximos.

De fato, a piora das condições de mobilidade é consistente com um maior adensamento urbano da RMR, com as residências assumindo formas mais verticais e maior utilização do transporte individual no período. Num espaço urbano de tamanho relativamente reduzido e com ruas antigas e pouco apropriadas para o uso intensivo do transporte individual (Recife é a 5<sup>a</sup> menor capital do país em termos de área e está entre as três mais antigas capitais do Brasil), o maior adensamento urbano, expresso pela rápida verticalização observada na RMR (entre 2001 e 2012 no Recife, 96% das residências negociadas na cidade eram de edificações de 4 pavimentos ou mais, de acordo com dados do ITBI (Imposto Sobre Transmissão de Bens Imóveis) da prefeitura da cidade), aliado ao uso mais intensivo do transporte individual (entre 2001 e 2012 a frota de veículos aumentou 70% na Cidade do Recife), provavelmente estão entre os fatores por trás da piora das condições de mobilidade da RMR.

Dada a relevância da mobilidade urbana para a qualidade de vida dos indivíduos nas cidades brasileiras e a vasta literatura internacional sobre o tema (CRANE, 2007; GORDON; LEE; RICHARDSON, 2004; WHITE, 1986; JOHNSTON-ANUMONWO, 1992; LEE; MACDONALD, 2003), há curiosamente um número bastante reduzido de estudos que tratam dos determinantes do tempo de *commuting* no Brasil. Recentemente, Pereira e Schwanen (2013) evidenciaram a elevação do tempo de *commuting* das maiores regiões metropolitanas brasileiras nas últimas duas décadas. Silveira Neto, Duarte e Páez (2014), por sua vez, realizaram um estudo específico para a Região Metropolitana de São Paulo (RMSP). Contudo, ao menos na literatura econômica, não existe estudo específico dos condicionantes do tempo de ida ao trabalho para a Região Metropolitana do Recife (RMR).

Nesse contexto, é interessante perceber que, como já havia apontado anteriormente Gordon, Kumar e Richardson (1989) e apontaram mais recentemente Kirby e Lesage (2009), no estudo dos



determinantes do tempo de *commuting*, é necessário levar em consideração que este é um fenômeno que tipicamente envolve dependência espacial: devido ao uso do espaço urbano comum, o tempo de *commuting* de um indivíduo ou dos indivíduos de um bairro ou localidade pode ser afetado pelo tempo de *commuting* dos outros indivíduos ou dos outros bairros. Na verdade, como se discutirá adiante, há tipicamente dois tipos de interação espacial envolvidos no tratamento empírico do *commuting*: o uso do espaço comum, “*crowding*”, que congestiona as vias; e a presença de variáveis omitidas afetando a variável dependente em ocorrências (choques) espacialmente correlacionadas. Na interação do primeiro tipo, a dependência espacial pode ser caracterizada pela presença de variável dependente espacialmente correlacionada, como em Kirby e Lesage (2009), ou pela presença de variável explicativa que capte o efeito “*crowding*” dentro da unidade geográfica utilizada (a exemplo da densidade populacional) como em Gordon, Kumar e Richardson (1989) e Gordon, Kumar e Richardson (2004).

O objetivo desta pesquisa é, pois, investigar a influência do adensamento urbano sobre o tempo de *commuting* na RMR, o que é levado a efeito, considerando-se, também, como controles, os condicionantes diretamente vinculados à teoria econômica e explicitamente a possibilidade de dependência espacial entre as unidades espaciais analisadas. Os resultados, obtidos a partir de dados do Censo Demográfico de 2010 e da utilização das Áreas de Ponderações (APs, agregados de bairros), indicam que, de fato, a densidade demográfica das localidades está positiva e robustamente associada ao tempo de *commuting*, um resultado consistente com a existência de externalidades negativas associadas à congestão das vias públicas nas APs e com a literatura (GORDON; KUMAR; RICHARDSON, 1989). As evidências também indicam que tanto a distância ao Centro da Cidade do Recife como a renda influenciam no tempo de *commuting* dos habitantes das APs. Diferentemente do obtido por Kirby e Lesage (2009), a dependência espacial identificada nos modelos econométricos faz-se presente a partir dos resíduos das regressões e não no *lag* espacial da variável dependente.

Este trabalho está organizado em mais cinco seções, além desta introdução. A Seção 2 apresenta breve discussão da literatura disponível, em âmbito nacional e internacional, sobre os condicionantes do tempo de *commuting*. Na Seção 3, é apresentada a metodologia utilizada, sendo na Seção 4 apresentada e discutida a base de dados. A Seção 5 apresenta e discute os resultados; e, na Seção 6, são apresentadas as conclusões.

## 2. Revisão da literatura

Os condicionantes do tempo de ida ao trabalho dos indivíduos dentro das cidades já foram amplamente estudados na literatura de Economia Urbana. O Modelo Monocêntrico, devido a Alonso (1964), Muth (1969) e Mills (1967), fundamenta a explicação tradicional para o tempo de ida ao trabalho. Nesse modelo, a renda familiar é apontada como importante condicionante do dilema existente entre espaço para moradia (tamanho das residências) e acessibilidade (maior proximidade do Centro). Na abordagem que não considera o custo do tempo gasto, apenas os gastos com a acessibilidade (custo de transporte público e combustível, por exemplo), as famílias de maior renda estariam localizadas a maiores distâncias do Centro que as famílias mais pobres, uma vez que as primeiras demandariam maior espaço (com custos menores a maiores distâncias).

Contudo, ao incluir o tempo gasto no trajeto como um item na restrição orçamentária das famílias, o efeito torna-se ambíguo: enquanto que o desejo por mais espaço leva as famílias ricas a se instalarem mais afastadas do Centro, o custo de maior perda com tempo de ida ao trabalho a longas distâncias do Centro traz um incentivo para os mais ricos aproximarem-se do Centro. Como resultado, o efeito da relação entre renda e tempo de deslocamento depende da elasticidade-renda da demanda por espaço em relação à elasticidade renda da demanda por redução do custo na ida ao trabalho.

Gleaser, Kahn e Rappaport (2008), no estudo do tempo de deslocamento, consideram o papel dos diferentes modais de transporte e concluem que a localização dos pobres nas cidades é fortemente associada à localização das vias de transporte público, uma vez que eles não podem arcar com custos de aquisição de automóveis particulares. Com isso, a localização dos mais pobres nos Centros das

idades deve ser entendida como uma estratégia para elevação da mobilidade urbana, o que reduziria seu tempo de ida ao trabalho.

Brueckner e Rosenthal (2009) chamam atenção para a idade do imóvel, com os mais ricos preferindo imóveis mais novos, que se localizam mais afastados do centro, o que eleva o seu tempo de deslocamento casa-trabalho em relação aos mais pobres. Tal configuração é observada no padrão de localização das cidades americanas. Brueckner, Thisse e Zenou (1999), contudo, mostram que tal padrão pode modificar-se caso os Centros apresentem amenidades urbanas valorizadas pelos indivíduos de maior renda, o que seria o caso de algumas cidades europeias, como Paris.

Para o caso do Brasil, conjuntura semelhante é observada para as regiões metropolitanas de São Paulo (RMSP) e de Recife (RMR), onde os mais elevados tempos de deslocamento são observados entre trabalhadores de renda média, enquanto os mais ricos e os mais pobres são os que levam menos tempo para chegar ao local de trabalho (LIMA; SILVEIRA NETO, 2012).

Em estudo realizado por Silveira Neto, Duarte e Páez (2014), além da renda, fatores apontados como determinantes para o tempo de ida ao trabalho são: o gênero e o estado civil, sobretudo das mulheres. Em comparação aos homens, as mulheres são mais propensas a ter menor tempo de deslocamento independentemente da estrutura familiar, porém o efeito é mais pronunciado para mulheres casadas, especialmente em famílias nas quais os dois cônjuges trabalham. Outro fator considerado é a presença de crianças na família que também parece diminuir a capacidade das mulheres para trabalharem em áreas mais distantes do local de moradia. Porém, o mesmo fator não é observado para os homens.

Tal conjuntura, afirmam os autores, pode refletir outros fatores culturais e ambientais no Brasil. O menor tempo de deslocamento observado para as mulheres (casadas ou não, com crianças na família ou não) pode ser resultado do menor número de cargos de trabalho especializados ocupados por mulheres, que estão envolvidas em trabalho informal ou de baixa qualificação, mas perto de sua moradia.

Para a RMR, Lima e Silveira Neto (2012) obtém evidências sobre o tempo de ida ao trabalho na região a partir da estimação dos parâmetros de um modelo *probit* ordenado. Como resultados, os autores mostraram que o maior tempo gasto está associado ao indivíduo de cor branca e relativamente escolarizado, ao indivíduo que está ocupado na Indústria da Construção e, sobretudo, ao fato do indivíduo ser empregado formal e não informal, por conta própria ou empresário.

Johnston-Anumonwo (1992) aponta que as características a serem levadas em conta no estudo dos determinantes do tempo de *commuting* incluem situação de emprego (formal ou informal), localização residencial e modo de deslocamento. Enquanto que Madden (1981) considera que a diferença dos gêneros com respeito à divisão do trabalho em casa e à criação das crianças é, em parte, responsável pelo deslocamento mais curto das mães.

Gordon, Kumar e Richardson (1989), em estudo para os Estados Unidos usando o estimador de Mínimos Quadrados em dois estágios (2SLS), inserem como condicionantes: área urbanizada, densidade comercial e industrial, população, número de empregos no centro e na região metropolitana, razão de empregos em manufatura, variável que capta número de proprietários e de locatários de imóveis, densidade comercial, renda média familiar, proporção de trabalhadores na indústria e no comércio e proporção de trabalhadores que se locomovem sozinhos em seus carros. Como resultados, os autores encontram que regiões metropolitanas com orientação policêntrica e mais dispersa facilitam o menor tempo de *commuting*, assim como baixa densidade residencial e alta densidade de indústrias.

Em estudo de 2004, Gordon, Lee e Richardson, em análise do Censo americano de 2000, através de um modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) (OLS, na sigla em inglês), encontram que a proporção de trabalhadores utilizando o trânsito, a população, a renda média e o número de veículos por domicílio têm efeito positivo sobre o tempo médio de *commuting*, enquanto que a densidade populacional bruta e a proporção de empregos nos subúrbios têm impacto negativo. Para uma determinada densidade (mantendo constantes todas as demais variáveis), o emprego nos subúrbios beneficia o tráfego; nesse sentido, o espraiamento ajuda. No entanto, para qualquer nível

de urbanização, densidades populacionais mais elevadas reduzem o tempo de *commuting* neste estudo.

Mais recentemente, Kirby e Lesage (2009) consideraram três conjuntos de variáveis para explicar o tempo de *commuting* usando setores censitários dos Estados Unidos: variáveis relacionadas à localização de residência; variáveis demográficas; e variáveis de controle, como população residente, tamanho da região, número de residentes com ensino superior e número de domicílios alugados. O trabalho desses autores pode ser considerado pioneiro ao considerar e modelar explícita e empiricamente a dependência espacial. As variáveis de maior impacto nesse trabalho, que analisa as mudanças ocorridas entre o ano de 1990 e 2000, são: o número de homens e mulheres empregados em cada setor censitário e o número de residentes que se mudaram no último ano.

Na modelagem empírica dos determinantes do tempo de *commuting*, é necessário determinar o tipo de interação que ocorre na região estudada. Quando a dependência espacial deriva do compartilhamento do espaço público comum (*crowding*), as especificações econométricas incluem o modelo de *lag* espacial, como observado no trabalho de Kirby e Lesage (2009), e o modelo em que a dependência espacial é apreendida pelas variáveis explicativas, como na variável “densidade”, como no trabalho de Gordon, Kumar e Richardson (1989). Por outro lado, há também casos em que os erros são espacialmente correlacionados, como quando a dependência espacial ocorre devido à variável omitida que afeta a variável dependente e espacialmente correlacionada, ou em decorrência de choques ou variações imprevistas no tempo de *commuting* espacialmente correlacionados.

### 3. Metodologia

O uso da modelagem espacial para o tratamento dos dados em estudos de deslocamento justifica-se pela presença de dependência espacial entre as observações ou de heterogeneidade espacial nas relações modeladas, o que fere os pressupostos básicos de Gauss-Markov, que são utilizados tradicionalmente em modelos de regressão (LESAGE, 1999). Congestionamento é sabidamente espacialmente dependente, pois ações dos vizinhos acabam por afetar a variável de interesse.

Quando há a presença de heterogeneidade espacial, o comportamento econômico não é estável através do espaço, podendo gerar padrões espaciais característicos sob a forma de agrupamentos ao longo do *set* de dados, além de variar com a unidade (VIEIRA, 2009). Problemas gerados pela heterogeneidade espacial podem ser corrigidos com o uso de instrumentos fornecidos pela econometria padrão, porém o problema torna-se mais complexo em situações em que, além de heterogeneidade, têm-se a presença de autocorrelação espacial.

A metodologia utilizada neste trabalho segue, em parte, a sugestão de Kirby e Lesage (2009), que mostraram as mudanças no tempo de *commuting* (tempo ou distância gastos no trajeto de casa ao local de trabalho) dos setores censitários dos Estados Unidos para o período de 1990 a 2000 utilizando um *Spatial Durbin Model* (SDM) e dados do Censo dos EUA. O modelo do trabalho apresenta defasagem espacial tanto na variável dependente quanto nas variáveis explicativas. A partir do SDM, é possível verificar os impactos totais, diretos e indiretos, das variáveis explicativas sobre a variável explicada e sobre as variáveis explicativas dos vizinhos.

No presente caso, a unidade geográfica de observação é a Área de Ponderação do Censo Demográfico de 2010. O menor tamanho de uma Área de Ponderação não municipal é de 400 domicílios particulares ocupados na amostra, desse modo, o número de observações para este estudo ficou limitado a 85 Áreas de Ponderação: 40 em Recife, 17 em Jaboatão dos Guararapes, 15 em Olinda e 13 em Paulista. Tal restrição é importante, dado que se incorreria num grau de liberdade muito baixo caso fosse usado um grande número de variáveis.

O Censo 2010 do IBGE divulgou microdados do universo, que pra Pernambuco representa 8.796.448 observações no universo, 892.250 na amostra de pessoas e 253.677 observações na amostra de domicílio. As malhas digitais das Áreas de Ponderação foram divulgadas apenas para os municípios de Recife, Olinda, Paulista, Jaboatão dos Guararapes, Caruaru e Petrolina, dos quais foram selecionados os quatro primeiros pela contiguidade (vizinhança).

Para contornar tal dificuldade, que impõe um número reduzido de informações, foi utilizada uma especificação fundamental, considerando um conjunto de variáveis que, além de suporte teórico, empiricamente apresentam regularmente impacto no tempo de *commuting*, de acordo com a literatura.

Especificamente, para a variável explicativa de interesse maior do trabalho, o adensamento urbano local, foi utilizada a densidade demográfica da Área de Ponderação. Como mostraram Gordon, Kumar e Richardson (1989), Gordon, Lee e Richardson (2004) e, mais recentemente, Kirby e Lesage (2009), tal variável parece capturar com precisão a influência do adensamento urbano sobre o tempo de *commuting*. Para obter influência minimamente crível dessa variável, foram também utilizadas como controles variáveis tradicionais na literatura: a distância ao centro (considerando o centro como a Área de Ponderação onde se encontra o Marco Zero do Recife) e a distância ao centro ao quadrado (para captar efeitos de descentralização do emprego), a renda *per capita* [Gordon, Kumar e Richardson (1989); Gordon, Lee e Richardson (2004)] e proporção de domicílios alugados por Área de Ponderação (KIRBY; LESAGE, 2009). Espera-se que os parâmetros das variáveis tenham os sinais em consonância com a literatura.

Especificamente, além do efeito de aumento do tempo de *commuting* associado à densidade urbana, produto de um nível maior de congestão das vias públicas, também se espera uma relação positiva entre distância ao centro (que concentra parte importante das ocupações e poucas residências) e tempo de *commuting*, embora com possibilidade de tal efeito decrescer com a distância (capturado pela influência negativa do termo quadrático), uma vez que se permite alguma descentralização do emprego ou mesmo a existência de centros menos importantes (sedes dos municípios menores). Por sua vez, tanto para a renda domiciliar *per capita* como para o percentual de imóveis alugados de cada Área de Ponderação, aguarda-se uma relação negativa com o tempo de *commuting* nas APs, o que estaria associado, respectivamente, a melhores infraestruturas urbanas dos bairros mais ricos e a maior poder ou flexibilidade de localização dos indivíduos não proprietários dos imóveis (o que os permite estar mais próximos de suas ocupações).

É importante frisar que há importantes consequências da utilização das Áreas de Ponderação para as evidências geradas. Como geralmente abrangem mais de um bairro, a interação espacial da variável dependente dentro das APs tende a tornar-se mais fraca e a dependência espacial associada ao uso do espaço tende a ser mais forte dentro da própria Área de Ponderação (como exemplo, via variável densidade). Como o número de Áreas de Ponderação não é muito grande, o limitado número de variáveis explicativas aumenta a probabilidade de variável omitida espacialmente correlacionada, o que pode gerar dependência espacial também nos resíduos.

Os dois modelos considerados para o estudo empírico foram o *Spatial Durbin Model* (SDM), modelo que contém uma defasagem espacial da variável dependente, bem como uma defasagem espacial das variáveis explicativas, e o *Spatial Error Model* (SEM), que apresenta autocorrelação espacial no termo de erro. Ambos os modelos necessitam da especificação de uma matriz de vizinhança. Foram feitas regressões considerando seis matrizes de vizinhança diferentes, a QUEEN, que caracteriza uma região *j* como vizinha de uma região *i* se *j* tiver fronteira ou nó comum com *i*; três matrizes de vizinhança *W* para os *k* vizinhos de maior proximidade, considerando *k* = 4, *k* = 5 e *k* = 8 vizinhos; e as matrizes de inverso da distância e de inverso da distância ao quadrado.

Formalmente, o SDM é expresso como:

$$Y = \rho WY + X\beta_1 + WX\beta_2 + \varepsilon \quad \text{sendo } \beta_1 = \beta + \gamma \text{ e } \beta_2 = -\rho\beta \quad (1)$$

em que *Y* é o tempo de deslocamento diário de casa para o trabalho, em minutos, de cada Área de Ponderação; *W* é uma matriz de proximidade geográfica entre as Áreas de Ponderação; *X* é um conjunto de variáveis que influenciam o tempo de ida ao trabalho das pessoas;  $\varepsilon$  é um termo de erro;  $\rho$  mede a influência média das observações vizinhas sobre as observações do vetor *y*; e as demais letras gregas representam parâmetros a serem estimados. *WY* representa uma média do tempo de deslocamento ao local de trabalho de Áreas de Ponderação vizinhas e *WX* é o vetor de variáveis explicativas das Áreas de Ponderação vizinhas.

Os resultados do modelo SDM não são interpretados diretamente como derivadas parciais, como no caso do modelo clássico de regressão linear. Seus estimadores possuem interpretação mais elaborada devido à presença de *spillovers* espaciais e são divididos em impactos diretos, indiretos e totais. O impacto direto é uma medida sintética que captura a média dos efeitos da observação  $i$  sobre ela mesma e é dada pelo traço da diagonal principal de  $S_r(W)$ . Essa medida deve ser interpretada de forma similar aos coeficientes de um modelo OLS. O impacto total mede o efeito médio de todas as observações  $j$  incorporadas na matriz de vizinhança sobre a observação  $i$ , incluído seu próprio efeito. O impacto indireto mensura a influência média das observações vizinhas sobre a observação  $i$ . Matematicamente, é dado pela diferença entre os efeitos total e direto.

Já o SEM é representado formalmente por:

$$y = X\beta + \varepsilon, \text{ com } \varepsilon = \lambda W\varepsilon + \mu \text{ e } \mu \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (2)$$

O parâmetro de erro espacial,  $\lambda$ , quando significativo, reflete a autocorrelação espacial nos erros ou nas variáveis que foram omitidas do modelo. Também pode ser escrito como  $(y - \rho W y) = (x - \rho W x)\beta + \varepsilon$ . A interpretação dos resultados dos parâmetros do SEM é feita da mesma forma que a dos resultados do modelo OLS, de forma direta.

Ambos os modelos são comumente estimados por máxima verossimilhança (ML), que faz uso de métodos iterativos para maximização da função, pois seus parâmetros não possuem forma fechada. Já a determinação do modelo adequado sugere um teste empírico para a presença de variáveis omitidas que estão correlacionadas com as variáveis incluídas. Especificamente, um teste de razão de verossimilhança baseado nos valores da função de log-verossimilhança do modelo de erro e do modelo de defasagem espacial que não possa rejeitar a restrição  $\hat{\beta}_2 = -\hat{\rho}\hat{\beta}_1$  (para os coeficientes de  $x$  e  $Wx$ ) indicaria a ausência de variáveis omitidas que estão correlacionados com as variáveis incluídas, e que o modelo SEM seria mais apropriado (KIRBY; LESAGE, 2009). Rejeitando-se tal hipótese, o teste indica que devemos confiar no modelo SDM, que inclui uma defasagem espacial das variáveis dependentes e independentes.

#### 4. Dados e análise descritiva

A base de dados utilizada neste trabalho foi o Censo Demográfico 2010, fornecido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Em todo o Brasil foram entrevistados 67,6 milhões de domicílios nos 5.565 municípios brasileiros, em 314.018 setores censitários. Para a amostra, foram selecionados 6.192.332 domicílios, totalizando 20.635.432 pessoas. Para Pernambuco, são 8.796.448 no banco do universo. São dois tipos de questionários. O questionário básico do universo é aplicado em todas as unidades domiciliares e contém perguntas relativas às características do domicílio e dos moradores. Já o questionário da amostra é aplicado sobre as unidades domiciliares que são selecionadas para a amostra; além das perguntas básicas, esse tipo de questionário contém informações sociais, econômicas e demográficas de seus moradores.

Os microdados da amostra para Pernambuco contém 253.677 domicílios totalizando 892.250 pessoas. A base mais completa da amostra é divulgada no nível de Áreas de Ponderação, definidas nas notas metodológicas como sendo uma unidade geográfica, formada por um agrupamento de setores censitários, para a aplicação dos procedimentos de calibração das estimativas com as informações conhecidas para a população como um todo.

Em suas notas metodológicas, o IBGE detalha os critérios de formação das Áreas de Ponderação. Para tal, o maior nível geográfico utilizado é o município. Isso significa que uma Área de Ponderação é composta por setores censitários contíguos dentro de um único município, podendo ser o próprio município. O menor tamanho de uma área não municipal é de 400 Domicílios Particulares Ocupados na Amostra (DPOA), seguindo esse critério, municípios com menos de 800 DPOA, que não poderiam, portanto, ser subdivididos em pelo menos duas áreas com 400 DPOA ou mais, formam automaticamente uma Área de Ponderação; em alguns municípios, as Áreas de Ponderação foram definidas automaticamente considerando suas divisões administrativas distritais.

Nesse caso, cada distrito deveria possuir entre 400 e 799 DPOA (CORTEZ; MONTENEGRO; BRITO, 2012).

Para o conjunto de municípios grandes (mais de 190 mil habitantes, como é o caso dos estudados neste trabalho), foi realizada uma consulta aos órgãos de planejamento municipal para que as Áreas de Ponderação fossem definidas em conjunto com o IBGE. Nesses municípios, também foram considerados os critérios de tamanho mínimo e de contiguidade do conjunto de setores para a definição das Áreas de Ponderação.

Em Pernambuco, são 388 Áreas de Ponderação. Por motivos de resguardo do sigilo das informações, as informações sociais, econômicas e demográficas do banco da amostra são divulgadas apenas para Áreas de Ponderação e apenas para alguns municípios estão disponíveis nas malhas digitais, que são necessárias para montar as matrizes de vizinhança utilizadas nos modelos espaciais. Para Pernambuco, são: Caruaru, Jaboatão do Guararapes, Olinda, Paulista, Petrolina e Recife.

**Tabela 1 – Descrição das variáveis**

Variáveis	Descrição	Mínimo	Máximo	Média	Desvio Padrão
<i>tempo</i>	Tempo médio (em minutos) de deslocamento de casa para o trabalho da Área de Ponderação	26,91	53	39,03	4,81
<i>distancia</i>	Distância do ponto central da Área de Ponderação ao Marco Zero do Recife (em km)	1,66	13,99	10,10	109,52
<i>distancia2</i>	Variável de distância ao quadrado (em km)	2,76	195,72	124,84	343,72
<i>densidade</i>	Densidade populacional de cada Área de Ponderação (população/km <sup>2</sup> )	20,61	1483,28	575,23	944,43
<i>renda</i>	Renda <i>per capita</i> de cada Área de Ponderação (em Reais)	303,9	6493,4	835,41	4,05
<i>renters_pc</i>	Percentual do número de imóveis alugados por Área de Ponderação	12,60	32,55	20,16	6,73

Fonte: Elaboração própria com base no Censo 2010.

A Tabela 1 apresenta as variáveis utilizadas no trabalho. O tempo médio de deslocamento (tempo) dos quatro municípios, medido em minutos, é de 39 minutos. A distância média das áreas de ponderação (*distancia*) ao centro do Recife é de 10 km, e a distância ao quadrado (*distancia2*) é de 125 km. A densidade populacional média (*densidade*) é de 575 pessoas por quilômetro quadrado e a renda média (*renda*) em 2010 era de 835 reais. Em média, cada Área de Ponderação tem 20% do total de domicílios em situação de aluguel (*renters\_pc*).

A variável de interesse, tempo de deslocamento, é categórica. No questionário, assinalou-se o tempo habitual gasto no deslocamento entre o domicílio da pessoa e o seu local de trabalho (único ou o principal). Se o deslocamento para o trabalho ocorreu a partir do local de estudo, o tempo de duração deveria corresponder a este percurso. Caso a pessoa utilizasse mais de um meio de locomoção até o trabalho, considerou-se o somatório do tempo gasto. Especificamente, a seguinte classificação da informação é encontrada:

- 1 - Até 05 minutos;
- 2 - De 06 minutos até meia hora;
- 3 - Mais de meia hora até uma hora;
- 4 - Mais de uma hora até duas horas; e
- 5 - Mais de duas horas.

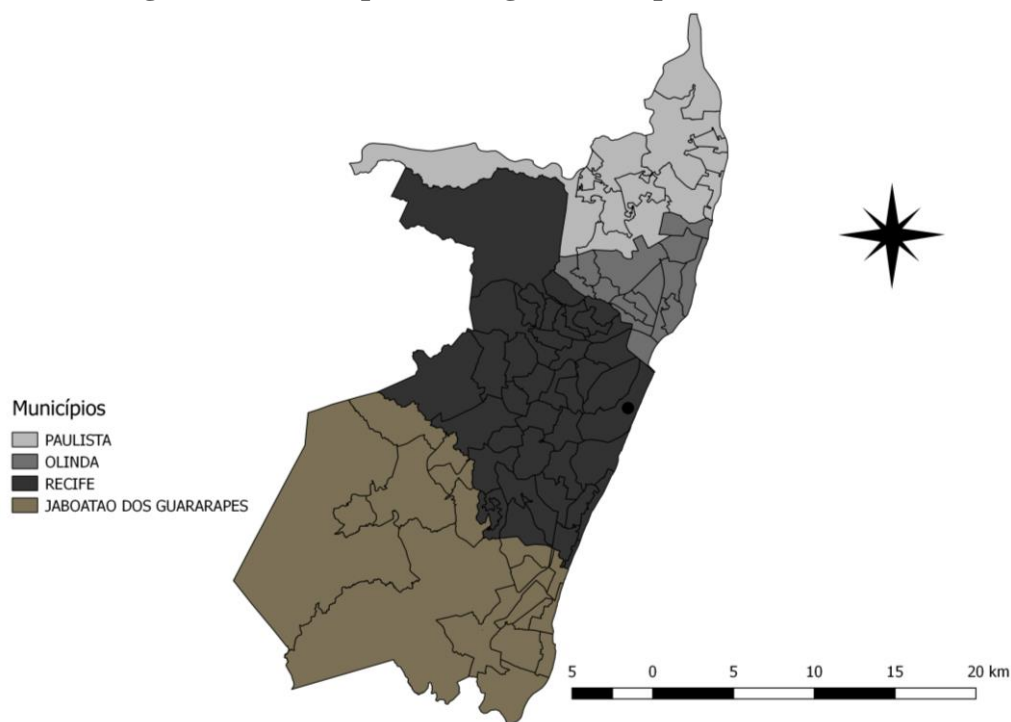
Para o desenvolvimento da variável utilizada nos modelos, o tempo médio de deslocamento das viagens foi calculado utilizando o ponto médio de cada categoria intermediária e o primeiro ponto da última categoria aberta, conforme sugerido em Bussab e Morettin (1987):

$$(2.5 * F_1 + 18 * F_2 + 45 * F_3 + 90 * F_4 + 120 * F_5) / \text{Total} \quad (3)$$

em que  $F_n$  representa a frequência com que cada categoria foi computada em cada Área de Ponderação e o total representa o total de ocupados da Área de Ponderação que se deslocam para o trabalho.

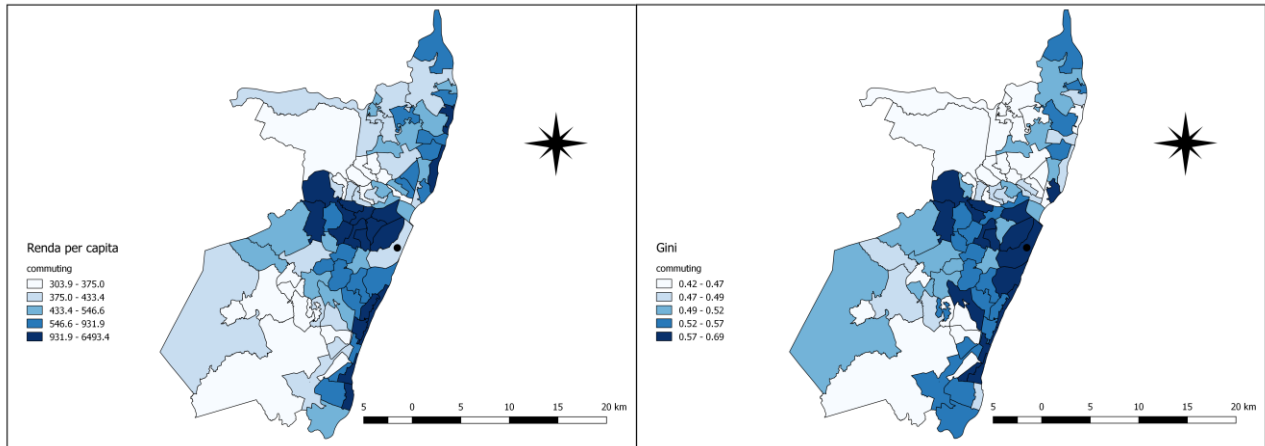
Objetos deste trabalho, os municípios de Paulista, Olinda, Recife e Jaboatão dos Guararapes, representados na Figura 1, estão localizados no litoral do estado e fazem fronteira entre si. São os municípios mais populosos, juntos concentram 2.899.361 habitantes numa área de 611,57 km<sup>2</sup> (densidade populacional de 4.740,85 hab/km<sup>2</sup>). Juntos somam ainda um PIB *per capita* anual (a preços de 2012) de R\$ 557.041,54 e têm rendimento domiciliar *per capita* anual de R\$ 2.423,29. Apesar de representar apenas 22% da área total da RMR, os quatro municípios concentram 77% da população e 70% da renda da região (IBGE).

**Figura 1 – Municípios da Região Metropolitana do Recife**



Fonte: Elaboração própria baseado no *shapefile* fornecido pelo IBGE.

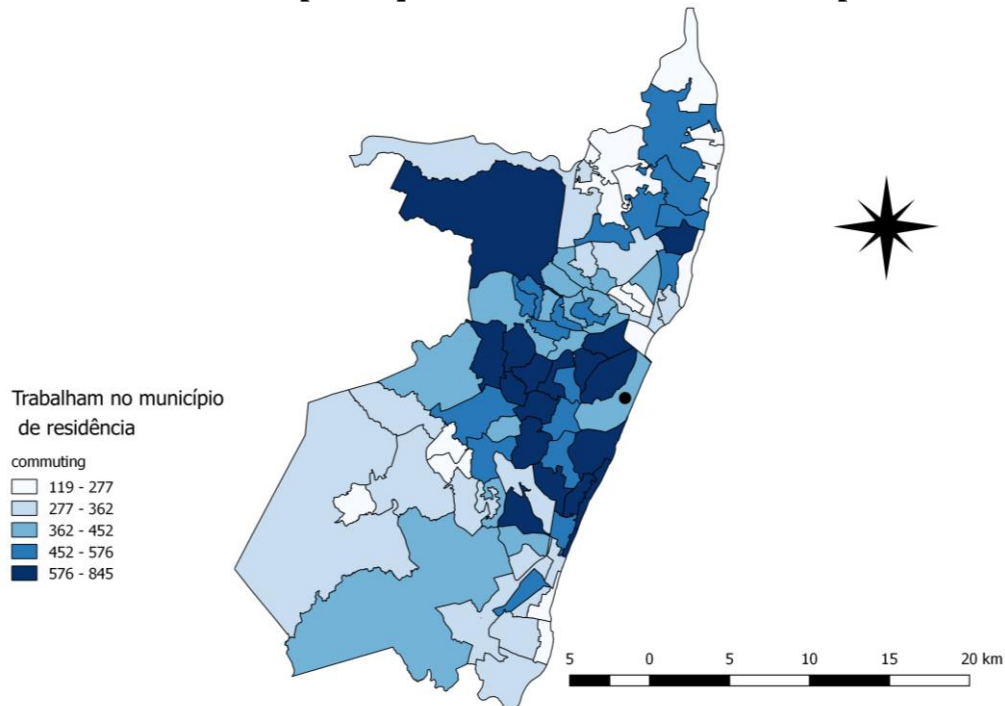
Também fazem parte da RMR os municípios de Abreu e Lima, Araçoiaba, Cabo de Santo Agostinho, Camaragibe, Igarassu, Ilha de Itamaracá, Ipojuca, Itapissuma, Moreno e São Lourenço da Mata. Apenas os municípios de Camaragibe e São Lourenço da Mata fazem fronteira com Recife e não foram considerados no presente estudo.

**Figura 2 – Renda per capita e Índice de Gini da renda por Área de Ponderação**

Fonte: Elaboração própria baseado no *shapefile* fornecido pelo IBGE.

Como pode ser visto nos mapas da Figura 2 acima, algumas regiões dos municípios são consideradas de alta renda, algumas de renda média e outras de renda baixa. Como o mapa do Gini indica, as regiões de maior renda são também as de renda mais concentrada e é comum no retrato das cidades áreas de prédios e casarões ladeadas por favelas e casas humildes.

É o caso do litoral da cidade de Paulista, que inclui os bairros de Maria Farinha (onde a presença de condomínios de luxo salta aos olhos), Pau Amarelo e Janga. Em Olinda, é o caso da orla da praia, que concentra prédios de alta renda. Recife tem dois pontos bem característicos: o bairro de Boa Viagem e a Zona Norte da Cidade, que inclui os bairros de Casa Forte, Parnamirim, Jaqueira, Tamarineira, entre outros. Jaboatão dos Guararapes tem os bairros de Piedade e Candeias, muitas vezes considerados seguimentos de Boa Viagem.

**Figura 3 – Número de ocupados que trabalham no mesmo município de residência**

Fonte: Elaboração própria baseado no *shapefile* fornecido pelo IBGE.



Para a construção do modelo espacial, considerou-se o *Central Business District* (CBD) como sendo a Área de Ponderação em que se encontra o Marco Zero do Recife. Essa suposição parece bastante razoável. Dados do Censo Demográfico 2010 mostram que, dos ocupados que trabalham em outro município que não o de residência, em Paulista, 70,21% trabalha em Recife. Os números são ainda maiores para Olinda, 87,32%, e para Jaboatão dos Guararapes, 83,91%. Portanto, a utilização de modelos espaciais aplicados a dados dos quatro municípios, principalmente um modelo de deslocamento, parece apropriado e de grande interesse de estudo. A Figura 3 mostra o número de ocupados que trabalham no mesmo município de residência. Pode-se perceber que as cidades vizinhas ao Recife têm poucos ocupados nessa situação.

Evidências empíricas corroboram com a escolha do Marco Zero (Praça Rio Branco) como epicentro comercial e, desse modo, com a escolha da Área de Ponderação em que esse se encontra. A RPA 1 (Região Político Administrativa I), onde fica localizado o Marco Zero, figura como a região economicamente mais importante do Recife, tanto em função da presença do centro administrativo municipal e estadual, representados respectivamente pela Prefeitura da Cidade do Recife e pelo Palácio do Governo, quanto por causa da concentração de empresas dos setores de saúde, bancário e de tecnologia (SEABRA; SILVEIRA NETO, 2014). Ademais, a RPA 1 possui a menor quantidade de residentes por empresa instalada na região e concentra 43,26% da arrecadação do ISS (Imposto Sobre Serviços de Qualquer Natureza), o que sugere que sua formação de renda é maior (IDEM).

A cidade do Recife, principalmente em sua área central, é entrecortada por rios e pontes, o que torna a delimitação das Áreas de Ponderação não homogênea. Em adição, apesar de ser constituída por bairros próximos e de alguma forma semelhantes, algumas Áreas de Ponderação são muitos extensas e englobam muitos bairros, como é o caso da área 002 do Recife, que engloba os bairros da Boa Vista, Soledade, Santo Amaro, Paissandu e Ilha do Leite, todos próximos ao CBD.

## 5. Resultados

### 5.1. Dependência espacial no tempo de commuting: análise exploratória

O índice global de Moran (I) é amplamente utilizado na Economia Regional para detectar autocorrelação espacial nas variáveis. Essa estatística varia entre -1 e 1. Valores próximos de zero indicam inexistência de autocorrelação espacial significativa: quanto mais próximo do valor unitário, mais autocorrelacionado estará. Se o valor dessa estatística for positivo (negativo), a autocorrelação será positiva (negativa). O índice tem a seguinte forma:

$$I = \frac{\sum_{i \neq j}^n w_{ij} (z_i - \bar{z})(z_j - \bar{z})}{\sum_{i=1}^n (z_i - \bar{z})^2} \quad (4)$$

em que  $n$  é o número de observações;  $w_{ij}$  é o elemento na matriz de vizinhança para o par  $i$  e  $j$ ;  $z_i$  e  $z_j$  são desvios em relação à média; e  $\bar{z}$  é a média.

A Tabela 2, abaixo, descreve as estatísticas globais I de Moran construídas para o tempo de deslocamento, considerando-se diferentes tipos de matrizes espaciais. As estatísticas foram positivas e mostram-se estatisticamente significantes a 1% para as matrizes QUEEN e W de quatro e de oito vizinhos e a 5% para a matriz inversa da distância. Esse resultado mostra indícios de dependência espacial positiva entre o tempo de deslocamento médio das Áreas de Ponderação dos quatro municípios.

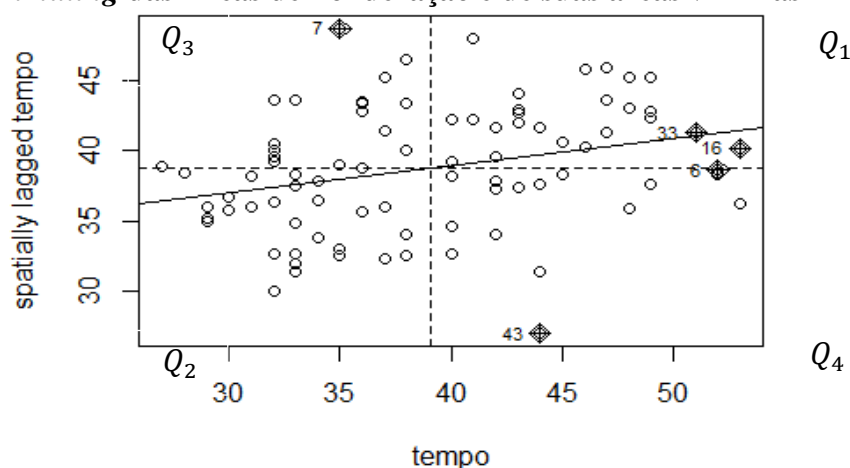
**Tabela 2 – Tempo de commuting (I-Moran)**

I-Moran(queen)	0,194**
I-Moran(4k)	0,198**
I-Moran(8k)	0,161**
I-Moran(inverso da distância)	0,0694*

Fonte: Elaboração própria com base no Censo 2010.

A figura a seguir mostra o *plot* do I de Moran obtido com a utilização da matriz QUEEN. O gráfico da Figura 4 representa quatro quadrantes que correspondem a quatro padrões de associação local espacial entre as Áreas de Ponderação e seus vizinhos. O primeiro quadrante, Q1, conhecido como alto-alto (AA), ou *high-high* – (HH), mostra regiões com altos valores para a variável, valores acima da média, assim como seus vizinhos (VIEIRA, 2009). O segundo quadrante representa localidades com baixos valores cercadas por vizinhos de baixos valores (*low-low* – (LL)). Os terceiro e quarto quadrantes são o baixo-alto e o alto-baixo, respectivamente.

**Figura 4 – Distribuição espacial do tempo médio de deslocamento: tempo de *commuting* das Áreas de Ponderação e de suas áreas vizinhas**



Fonte: Elaboração própria com base em dados do Censo 2010.

## 5.2. Condicionantes do tempo de *commuting* na RMR

Na Tabela 3, a seguir, são apresentadas as estimativas dos coeficientes das variáveis explicativas para o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (OLS), *Spatial Error Model* (SEM) e *Spatial Durbin Model* (SDM). As variáveis *lag.distancia ao centro*, *lag.distancia ao centro ao quadrado*, *lag.densidade populacional*, *lag.renda per capita* e *lag.percentual de domicílios ocupados* representam as defasagens espaciais das respectivas variáveis.

Os resultados obtidos para as estimativas OLS dos parâmetros da Tabela 3 devem ser vistos como uma primeira aproximação, pois não consideram a dependência espacial, nem as possibilidades de variáveis omitidas espacialmente correlacionadas. Entretanto, note-se que todos os valores estimados indicam efeitos das variáveis sobre o tempo de *commuting* em perfeita consonância com os resultados esperados e com a literatura. Ou seja, depois do controle para a influência da localização em relação ao Centro mais importante, da renda das localidades e do percentual de imóveis alugados, há uma relação positiva entre a densidade demográfica e o tempo de *commuting* das APs da RMR. Além disso, o tempo de *commuting* tende a ser maior para localidades mais afastadas do Centro, embora tal efeito diminua com a distância, e menor para as localidades mais ricas e com maior percentual de residências alugadas. Todos esses resultados mantêm-se nas demais especificações que consideram explicitamente algum tipo de interação espacial e são analisados com mais detalhes a seguir.

**Tabela 3 – Resultados das estimações dos modelos – Variável dependente é o tempo médio de deslocamento**

	OLS	SEM	SDM
Densidade (log)	0,0271** (0,0151)	0,0271** (0,0134)	0,0268* (0,0143)
Dist. ao Centro	0,0454*** (0,0100)	0,0507*** (0,0090)	0,0472*** (0,0094)
Dist. ao Centro ao quadrado	-0,0009** (0,0005)	-0,001*** (0,0004)	-0,0009** (0,0004)
Renda <i>per capita</i> (log)	-0,0357** (0,0166)	-0,0328** (0,0154)	-0,035** (0,0156)
Perc. de Domicílios Alugados	-0,0085*** (0,0031)	-0,0078*** (0,0029)	-0,008*** (0,0029)
lag,dist. ao centro	-	-	0,0365** (0,0192)
lag,dist. ao centro ao quadrado	-	-	-0,0011 (0,0009)
lag,densidade	-	-	0,0041 (0,033)
lag,renda <i>per capita</i>	-	-	-0,0046 (0,0377)
lag,perc. de domicílios alugados	-	-	0,0018 (0,0075)
$\rho$	-	-	-0,3525* (0,1777)
$\lambda$	-	0,3918** (0,1786)	-
R <sup>2</sup>	0,7399	-	-
R <sup>2</sup> Ajustado	0,7234	-	-
Log-Verossimilhança	-	88,4691	89,8288
AIC	-	-160,94	-153,66
AIC para lm	-	-159,03	-152,16
Teste LM sobre os resíduos			
	Estatística	Parâmetros	p.value
LMerr	2,7221	1	0,099*
LMlag	0,0128	1	0,9100
RLMerr	3,8752	1	0,0490**
RLMlag	1,165924	1	0,2802
SARMA	3,888105	2	0,1431
Número de observações	85	85	85

Nota: \*\*\* Significante a 1%. \*\* Significante a 5%. \* Significante a 10%.

Fonte: Elaboração própria com base no Censo 2010.

As estatísticas e informações tradicionais das estimativas do modelo OLS também parecem favoráveis. Os valores do  $R^2$  e do  $R^2$  ajustado são em torno de 0,7, valores bastante elevados, revelando a importância das variáveis consideradas. Por sua vez, os testes realizados também mostram que os resíduos parecem normais (*Jarque-Bera*: estatística de teste = 0.1088,  $p = 0.9471$ ) e homoscedásticos (*Breusch-Pagan*: estatística de teste = 10.3767,  $p = 0.06524$ ). A depender do tipo de dependência espacial presente, contudo, tais estimativas podem ser ineficientes (no caso do modelo SEM capturar tal dependência) ou viesadas (no caso do modelo SDM ser a melhor especificação para tal dependência).

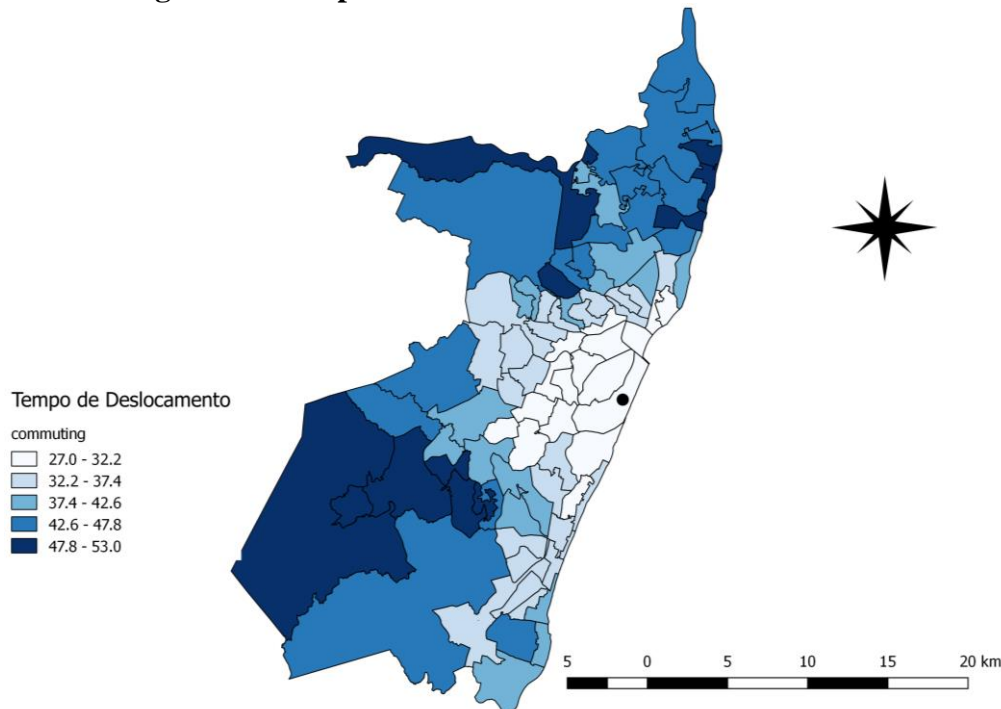
Com respeito a esses modelos espaciais alternativos, o teste para dependência espacial LM robusto a partir dos resíduos de mínimos quadrados (utilizando como matriz de pesos a matriz QUEEN) indicou que o tipo de dependência espacial ocorre via resíduos e não via *lag* espacial. Além disso, a estatística do teste da razão de verossimilhança mencionado anteriormente apresentou valor muito baixo, o que não permitiu a rejeição da hipótese de que não há variáveis omitidas associadas espacialmente às variáveis utilizadas. Isso indica que, para a análise dos dados da região estudada, o modelo empírico adequado é o SEM, que apresenta autocorrelação espacial no termo de erro. Tal teste da razão de verossimilhança baseia-se na comparação dos ajustes de dois modelos, com e sem restrição e consiste na razão entre as verossimilhanças dos dois modelos, que, rearranjado, podem ser calculadas como:

$$RV = -2(\log Ver(modelo com restrição) - \log Ver(modelo sem restrição)) = 2,7194 \quad (5)$$

Uma estatística que tem distribuição *Qui-quadrada*. A não rejeição da hipótese indica que as análises dos resultados devem ser feitas com base nas estimativas do modelo SEM e não pelo SDM, um resultado diferente daquele obtido por Kirby e Lesage (2009), o que provavelmente é explicado pelo fato de que o presente trabalho considera unidades geográficas muito maiores que aquelas utilizadas pelos referidos autores. Por essa razão, no presente contexto, é possível que a maior parte da interação espacial ocorra dentro das próprias Áreas de Ponderação, que representam, na maioria das vezes, um conjunto de bairros. Note-se que tal fato é consistente com a significância estatística e com o sinal já observado para a variável densidade demográfica das APs. Perceba-se que tal resultado é consistente com a não significância da estimativa do parâmetro  $\rho$  (do *lag* espacial), para níveis de significância padrões e com a significância estatística do parâmetro  $\lambda$ , de autocorrelação espacial nos resíduos.

A dependência espacial do tempo de *commuting* através dos resíduos (modelo SEM), por seu turno, pode ocorrer em virtude de divisão/definição espacial um pouco arbitrária das Áreas de Ponderação, que não necessariamente considera, por exemplo, a existência de pontes ou vias que ligam diferentes localidades das Áreas de Ponderação. Isso faz com que choques ou eventos irregulares ou imprevistos em uma Área de Ponderação, não associados às variáveis incluídas (inundações, por exemplo), terminem por também afetar as APs vizinhas. Adicionalmente, o reduzido número de variáveis explicativas pode também favorecer a presença de variáveis explicativas correlacionadas espacialmente e não consideradas explicitamente no modelo.

Foram feitas regressões considerando seis matrizes de vizinhança diferentes, a QUEEN, que caracteriza uma região  $j$  como vizinha de uma região  $i$  se  $j$  tiver fronteira ou nó comum com  $i$ ; três matrizes de vizinhança  $W$  para os  $k$  vizinhos de maior proximidade, considerando  $k = 4$ ,  $k = 5$  e  $k = 8$  vizinhos e as matrizes de inverso da distância e de inverso da distância ao quadrado. Foram considerados dois métodos de estimação: "*eigen*", que é exato; e "*MC*", método inexato, de aproximações, indicado quando a matriz  $W$  é muito grande. Como critério de comparação foi eleita a matriz em que os resultados apresentaram simultaneamente o maior valor de log-verossimilhança e o menor valor de AIC (*Akaike Information Criterion*).

**Figura 5 – Tempo de deslocamento médio casa-trabalho**

Fonte: Elaboração própria baseado no *shapefile* fornecido pelo IBGE.

Como é possível observar no mapa da Figura 5, acima, regiões mais afastadas do centro do Recife (indicado pelo ponto) têm maior tempo de deslocamento médio quando comparadas às regiões mais próximas, principalmente às Áreas de Ponderação que se encontram no município de Recife. Note-se, porém, que a variável de distância ao centro ao quadrado tem influência negativa, o que sugere alguma descentralização do emprego. Descentralização que, em parte, está associada ao emprego em sub-centros representados, por exemplo, pelas sedes dos municípios que orbitam a Cidade do Recife, mas que também podem representar empregos em atividades descentralizadas.

O mesmo vale para a variável densidade populacional. Quanto maior a densidade da região, mais pessoas ocupam as mesmas vias para se deslocar, gerando maior dificuldade de circulação, causando congestionamento. Esse resultado é semelhante ao obtido por Gordon, Kumar e Richardson (1989) e parece capturar, dado o nível elevado de agregação da unidade de observação, parte importante da dependência espacial entre os tempos de *commuting* dentro das Áreas de Ponderação.

Espera-se que a proporção de imóveis alugados na Área de Ponderação de fato exerça uma influência negativa no tempo médio de deslocamento dos ocupados, uma vez que se torna mais fácil para um locatário de imóvel alugado responder a aumentos no congestionamento no trajeto de sua casa ao trabalho mudando-se para mais perto do local de trabalho, por exemplo, do que um proprietário de imóvel. Intuitivamente, o custo de realocação deve ser mais baixo para locatários do que para proprietários (KIRBY; LESAGE, 2009).

Também é plausível a renda apresentar influência negativa sobre o tempo de deslocamento. Pereira e Schwanen (2013), por exemplo, encontraram em seu estudo que, no Brasil, os trabalhadores de baixa renda (1º decil de renda) fazem viagens, em média, 20% mais longas do que os mais ricos (10º decil) e 19% dos mais pobres gastam mais de uma hora de viagem contra apenas 11% dos mais ricos.

O modelo tradicional de Economia Urbana também aponta que indivíduos de maior renda são mais capazes de arbitrar quanto à sua localização: por ter custo de oportunidade mais elevado, preferem morar perto do trabalho e perder menos tempo no deslocamento. Ademais, maior renda está relacionada à posse de carro, o que geralmente diminui o tempo de deslocamento.

Por terem sido modelados como *log*, os efeitos da renda *per capita* e da densidade populacional das Áreas de Ponderação podem ser interpretados como elasticidades. Através da Tabela

3, percebe-se que aumento de 1% na densidade demográfica implica aumento de aproximadamente 0,03% no tempo de *commuting*. O resultado, positivo e estatisticamente significativo, está em consonância com o resultado obtido no trabalho de Gordon, Kumar, e Richardson (1989), que examina a influência da estrutura espacial metropolitana no tempo de *commuting*, e com os resultados encontrados por Kirby e Lesage (2009). O resultado sugere que, dado o atual estado dos modais de transporte, políticas que favoreçam o adensamento urbano levarão a um aumento do tempo de *commuting* na RMR.

No sentido oposto, o aumento de 1% na renda *per capita* da Área de Ponderação implica uma diminuição de 0,03% no tempo de *commuting*. Esse resultado (negativo e estatisticamente significativo) também está em consonância com os estudos mencionados anteriormente e com a literatura vasta de Economia Urbana sobre o impacto da renda sobre o tempo de deslocamento casa-trabalho.

A variável de distância ao centro foi calculada em km, e, como adiantado, apresentou coeficiente com sinal positivo e estatisticamente significativo. O impacto da distância depende da localização em relação ao centro (devido ao termo quadrático). Como os resultados para a distância ao centro ao quadrado indicam, para distâncias muito grandes, o impacto pode até ser negativo (o resultado é estatisticamente significativo a 1%). Como explicação, pode ser apontado que os indivíduos que moram muito longe do centro acabam por se empregar perto de suas residências ou em outros sub-centros, que podem ser a sede de outros municípios, por exemplo.

Para conhecer a partir de qual distância o efeito é nulo (e, com o aumento da distância, negativo) calcula-se:

$$d_0 = \frac{\text{distância ao centro}}{\text{distância ao centro ao quadrado}} = \frac{0,0507}{0,001} = 50,7 \quad (6)$$

O que indica que, para a Região Metropolitana do Recife, a partir de 50,7 km, a influência da distância ao centro passa a ser nula e, depois, torna-se negativa. De forma interessante, esses 50,7 km são consistentes com a ideia de sub-centros, uma vez que representa a distância média do Centro do Recife a municípios mais afastados da RMR, como Araçoiaba, Ipojuca e Ilha de Itamaracá.

O percentual de domicílios alugados, como esperado, tem impacto negativo (significante a 1%) sobre o tempo de *commuting*. Tal resultado é similar ao obtido por Kirby e Lesage (2009) e se fundamenta, como relatado anteriormente, no fato do custo de realocação ser menor para locatários que para os proprietários de imóveis, fazendo com que os primeiros tenham maior possibilidade de se localizar perto do local de trabalho para evitar deslocamentos muito longos.

## 6. Conclusões

O presente trabalho procurou levantar evidências e analisar a influência do adensamento urbano, medido pela densidade demográfica, sobre o tempo de deslocamento casa-trabalho dos ocupados da Região Metropolitana do Recife (RMR). A região apresentava em 2013 o terceiro maior tempo de *commuting* entre as maiores regiões metropolitanas brasileiras e o maior crescimento do tempo de *commuting* entre 2003 e 2013 para o conjunto das dez maiores cidades do país na última década

Dada a característica de dependência espacial do tempo de *commuting* (uso do espaço urbano comum (limitado, por definição)), a econometria tradicional não é suficiente para tratar da questão e se faz necessária uma modelagem que considere explicitamente tal fenômeno da dependência espacial, por isso é necessário um tratamento dentro da Econometria Espacial. Para tal, seguiu-se, em parte, a metodologia proposta por Kirby e Lesage (2009), que utilizam dados do Censo norte-americano em modelos de Econometria Espacial para entender os determinantes do tempo de *commuting* em nível de setores censitários. Para este trabalho foram utilizados dados do Censo Demográfico 2010 do IBGE, em que informações sociais, econômicas e demográficas só são

divulgadas para a amostra e no nível de Áreas de Ponderação, porção geográfica menor que o município e maior que o bairro.

Para a RMR o número de Áreas de Ponderação com informações da amostra disponível, assim como malhas digitais (necessárias para o desenvolvimento de modelos espaciais) se limitaram a 85, contemplando quatro municípios: 40 em Recife, 17 em Jaboatão dos Guararapes, 15 em Olinda e 13 em Paulista. Por restrições no número de observações disponíveis, não foi possível realizar estudo tão aprofundado como o de 2009, tendo se trabalhado com uma especificação fundamental, utilizando as variáveis de distância ao centro (considerando o Centro como a Área de Ponderação onde se encontra o Marco Zero do Recife), distância ao centro ao quadrado, densidade demográfica da Área de Ponderação, renda per capita e proporção de domicílios alugados por Área de Ponderação.

Os resultados, obtidos após se considerar diferentes tipos de dependência espacial afetando o tempo de *commuting*, indicam que há uma associação positiva robusta entre a densidade das APs e o tempo de *commuting* de seus moradores na RMR. Tal efeito é tradicionalmente interpretado como um efeito congestão do espaço público, no caso, no interior das áreas de ponderação: maior número de pessoas num dado espaço, maior o tempo de *commuting*. Embora não possa ser rigorosamente interpretado em termos de causalidade, uma vez que os métodos empregados não permitem a precisa identificação do efeito congestão sobre o tempo de *commuting*, tal evidência é perfeitamente consistente com o recente adensamento urbano e verticalização observados na RMR na última década. Como tal adensamento ocorreu sem a expansão e melhoria do transporte público, tal processo também foi acompanhado da expansão do uso do transporte individual (favorecido adicionalmente pelas políticas públicas de redução de impostos), o que certamente, através da congestão das vias públicas, potencializou os efeitos do adensamento sobre o tempo de *commuting* dos residentes da RMR.

Adicionalmente, as demais variáveis incluídas no modelo como controles se mostraram estatisticamente significantes e com sinal em perfeito acordo com a literatura. Tais estimativas indicam que a distância ao centro do Recife exerce influência positiva no tempo médio de deslocamento casa-trabalho, embora tal influência decresça com a própria distância, enquanto que a renda per capita e a proporção de imóveis alugados na Área de Ponderação estão associados a menores tempos de *commuting*. Na verdade, os resultados observados para distância e distância ao quadrado são consistentes com a presença da Cidade do Recife como polo econômico mais importante, mas também com descentralização das ocupações a partir dos sub-centros representados pelas sedes dos municípios menores. Para a renda per capita, o resultado obtido está em consonância com a ideia de que os mais ricos usam os meios mais eficazes para ir ao local de trabalho (carro) e moram em localidades com melhor infraestrutura.

## Referências

ALONSO, W. *Location and Land Use*. Harvard University Press, 1964.

BRUECKNER, J. K.; THISSE, J-F.; ZENOU. Y. Why is central Paris rich and downtown Detroit poor? An amenity-based theory. *European Economic Review*, v. 43, n. 1, p. 91-107, 1999.

BRUECKNER, J. K.; ROSENTHAL, S. S. Gentrification and neighborhood housing cycles: will America's future downtowns be rich? *Review of Economics and Statistics*, v. 91, n. 4, p. 725-743, 2009.

BUSSAB, W.; MORETTIN, P. *Estatística básica*. 4.ed. São Paulo: Atual, 1987.

CORTEZ, B. F.; MONTENEGRO, F. M. T.; BRITO, J. A. M. Censo Demográfico 2010 - definição das áreas de ponderação para o cálculo das estimativas provenientes do questionário da amostra. In: *Anais do XVIII Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, 2012, Águas de Lindóia, 2012.

- CRANE, R. Is There a Quiet Revolution in Women's Travel? Revisiting the Gender Gap in Commuting. *Journal of the American Planning Association*, v. 73, p. 298-316, 2007.
- GLEASER, E. L.; KAHN, M. E.; RAPPAPORT, J. Why do the poor live in cities? The role of public transportation. *Journal of Urban Economics*, v. 63, n. 1, p. 1-24, 2008.
- GORDON, P.; KUMAR, A.; RICHARDSON, H. W. The Influence of Metropolitan Structure on Commuting Time. *Journal of Urban Economics*, v. 26, p. 138-151, 1989.
- GORDON, P.; LEE, B.; RICHARDSON, H. W. *Travel Trends in U.S. Cities: Explaining the 2000 Census Commuting Results*. Lusk Center for Real Estate, University of Southern California, 2004. (Working paper)
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Micro dados do Censo Demográfico 2010*. Rio de Janeiro: IBGE, 2012.
- JOHNSTON-ANUMONWO, I. *The influence of household type on gender differences in work trip distance*. *Professional Geographer*, v. 44, n. 2, p. 161-169, 1992.
- KIRBY, D. K.; LESAGE, J. P. Changes in commuting to work times over 1990 and 2000 period. *Regional Science and Urban Economics*, v. 39, n. 4, p. 460-471, 2009.
- LEE, B. S.; MACDONALD J, F. Determinants of commuting time and distance for Seoul Residents: The impact of family status on the commuting of women. *Urban Studies*, v. 40, n. 7, p. 1283-1302, 2003.
- LESAGE, J. P. *The theory and practice of spatial econometrics*. University of Toledo. Toledo, Ohio, 1999.
- LIMA, K.V.; SILVEIRA NETO, R. M. Renda como Condicionante da Mobilidade Urbana: uma Análise do Caso da Região Metropolitana do Recife. In: *Anais do I Encontro Pernambucano de Economia*, Recife, 2012.
- MADDEN, J. F. *Why Women Work Closer to Home*. *Urban Studies*, v. 18, p. 181-194, 1981.
- MILLS, E. S. An Aggregative Model of Resource Allocation in a Metropolitan Area. *American Economic Review*, v. 57, n. 2, p. 197-210, 1967.
- MUTH, R. F. *Cities and Housing*. Chicago University Press, 1969.
- PEREIRA, R. H. M.; SCHWANEN, T. *Tempo de Deslocamento Casa - Trabalho no Brasil (1992-2009): Diferenças Entre Regiões Metropolitanas, Níveis de Renda e Sexo*. Rio de Janeiro: IPEA, 2013 (Texto para discussão, n. 1813).
- SEABRA, D. M. S.; SILVEIRA NETO, R. M. Amenidades Urbanas e Valor das Residências: Uma Análise Empírica para a Cidade do Recife. In: *Anais do Encontro Nacional de Economia*, Natal-RN, 2014.
- SILVEIRA NETO, R.; DUARTE, G.; PÁEZ, A. Gender and Commuting Time in São Paulo Metropolitan Region. *Urban Studies*, v. 52, n. 2, p. 298-313, 2014.
- VIEIRA, R. S. *Crescimento econômico no estado de São Paulo: uma análise espacial*. São Paulo: Editora UNESP; São Paulo: Cultura Acadêmica, 2009. 103 p.
- WHITE, M. Sex differences in urban commuting patterns. *American Economic Review*, v. 76, n. 2, p. 368-372, 1986.



**DISTRIBUIÇÃO DE RENDA E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO: ANÁLISE DA HIPÓTESE DE KUZNETS PARA OS ESTADOS BRASILEIROS NO PERÍODO 1992-2010\***

**Moisés Pais dos Santos**

Doutor em Teoria Econômica pela Universidade Estadual de Maringá (UEM)

Professor na Universidade Metodista de São Paulo

E-mail: moisespais@yahoo.com.br

**Marina Silva da Cunha**

Professora Titular do Programa de Pós-Graduação em Ciências

Econômicas da Universidade Estadual de Maringá (PCE/UEM)

E-mail: mscunha@uem.br

**Sérgio Ricardo de Brito Gadelha**

Analista de Finanças e Controle da Secretaria do Tesouro Nacional

E-mail: professor.sergio.gadelha@gmail.com

**RESUMO:** O presente trabalho tem como objetivo verificar a existência de um padrão linear ou não na relação entre desigualdade e desenvolvimento econômico nas vinte e seis unidades federativas brasileiras durante o período 1992-2010. O embasamento teórico de Kuznets propõe que essa relação seja não linear, sendo positiva nos estágios iniciais de desenvolvimento e negativa nos estágios mais avançados, e seja caracterizada pelos impactos do processo de industrialização. A metodologia utilizada foi a técnica de dados em painel para testar a hipótese de Kuznets, levando em consideração os modelos teóricos que abordam os efeitos da desigualdade sobre o crescimento. Os resultados sugerem que: sob dados em painel estático, confirma-se a hipótese de Kuznets de relação não linear entre a desigualdade e o desenvolvimento; já sob dados em painel dinâmico, com base na teoria do *path dependence*, foi possível constatar a importância da persistência da desigualdade para explicar a desigualdade contemporânea. Conforme estimativas obtidas, a desigualdade de renda nas unidades da federação possui um componente inercial em que a desigualdade contemporânea corresponde a cerca de 28,6% da desigualdade do período imediatamente anterior.

**Palavras-chave:** Hipótese de Kuznets; *Path dependence*; Informalidade.

**Classificação JEL:** O18; R5.

**ABSTRACT:** This main aim of this article is study the relationship between inequality and economic development within Brazilian states during the period 1992-2010, from Kuznets theoretical basis of this relationship is nonlinear. It is positive in the early stages of development and negative in the later stages of development, characterized by the impact of the industrialization process. The methodology used was the panel data technique to test the hypothesis of Kuznets and also the theoretical models that address the effects of inequality on growth. The results suggest that under static panel data confirms the hypothesis Kuznets nonlinear relationship between inequality and development. However, under dynamic panel data, based on the theory of path dependence, it was established the importance of the persistence of inequality to explain the contemporary inequality. As the estimates, income inequality in the federation units has an inertial component in the contemporary inequality corresponds to approximately 28.6% of the inequality in the previous period.

**Keywords:** Kuznets hypothesis; Panel data; Path dependence; Informality.

**JEL Code:** O18; R5.

## 1. Introdução

A ideia da existência de uma relação entre a desigualdade e o desenvolvimento foi introduzida por Kuznets (1955; 1963). Partindo de evidências empíricas para séries temporais da Inglaterra, da Alemanha e dos Estados Unidos, nos séculos XIX e XX, esse pesquisador postulou sua hipótese de uma relação com o formato de um U-invertido, segundo a qual a desigualdade aumenta num primeiro momento, para diminuir posteriormente. A partir desse estudo, inúmeros trabalhos têm se dedicado a analisar a relação teórica entre a desigualdade e o desenvolvimento, utilizando argumentos tanto a favor como contra a hipótese de Kuznets, além da proposição de análises empíricas baseadas em séries temporais e dados de corte transversal para diferentes países.<sup>1</sup> Assim, em seu trabalho de 1955, Kuznets descreve, a partir de uma economia dual com um setor tradicional e outro moderno, como as migrações intersetoriais de mão de obra da agricultura para setores não agrícolas, com maior renda *per capita*, produziam um padrão em que a desigualdade de renda aumentaria, inicialmente, para depois diminuir.

As evidências encontradas por Kuznets despertaram o surgimento de diversos trabalhos, quer seja para confirmar a sua hipótese como também para rejeitá-la. Pesquisadores, tais como Ahluwalia (1976), Robinson (1976), Ram (1989), Perotti (1996), Deininger e Squire (1998), Barro (2000, 2008), Zhou e Li (2011), Rodríguez, Suárez e Menéndez (2006), Charles-Coll (2013), utilizando dados de corte transversais e dados em painel, confirmaram a hipótese de Kuznets. Por outro lado, algumas pesquisas que fizeram uso desses mesmos procedimentos metodológicos refutaram a hipótese de Kuznets, por exemplo, Ravallion (1995), Fields (2002), Glaeser (2005) e Piketty (2006).

As pesquisas para o caso brasileiro que têm investigado a relação distribuição e desenvolvimento econômico são diversificadas no que tange ao aspecto regional e à técnica de estimação dos parâmetros. Enquanto algumas delas focam os municípios, outras têm como dimensão as unidades federativas do Brasil ou unidades federativas de determinadas regiões do país. Quanto às técnicas, os pesquisadores têm utilizado dados de corte temporal e, também, dados em painel. Os resultados dessas pesquisas têm sido divergentes. Trabalhos como os de Barreto, Jorge Neto e Tebaldi (2001), Bêrni, Marquetti e Kloeckmer (2002), Bagolin, Gabe e Ribeiro (2004), Jacinto e Tejada (2009), Salvato *et al.* (2008), Castro, Porto Jr. e Sabino (2007), Figueiredo, Silva Jr. e Jacinto (2011) encontraram resultados que confirmam a hipótese de Kuznets. Alguns estudos sugerem que o desenvolvimento econômico não tem relação com a desigualdade de renda, como, por exemplo, o de Taques e Mazzutti (2011).

Nesse contexto, a presente pesquisa norteia-se pelas seguintes questões: i) existe uma relação não linear entre desenvolvimento econômico e desigualdade de renda no Brasil? ii) quais fatores estariam afetando positivamente e negativamente a desigualdade de renda nos estados brasileiros? O objetivo geral desta pesquisa se fundamenta nos seguintes aspectos: a) analisar o tipo de relação (linear ou não) existente entre desigualdade e desenvolvimento econômico nas vinte e seis unidades federativas brasileiras durante o período 1992-2010; b) analisar a importância dos modelos teóricos que abordam os efeitos negativos da desigualdade sobre o desenvolvimento econômico, entre esses o de mercado imperfeito de crédito, o de economia política (teorema do eleitor mediano) e o de instabilidade social; c) testar a importância da inércia da desigualdade para explicar a desigualdade contemporânea.

A hipótese deste trabalho é que a relação entre desenvolvimento econômico e distribuição de renda nas unidades federativas brasileiras seja não linear, portanto, apresenta o formato em “U” invertido, sendo uma relação direta e positiva nos estágios iniciais de desenvolvimento e indireta e negativa nos estágios mais avançados de desenvolvimento, caracterizada pelos impactos do processo de industrialização. Nos estágios iniciais de desenvolvimento, a relação positiva entre desenvolvimento e desigualdade deve-se aos efeitos indiretos do grau da abertura comercial, da instabilidade social e da taxa de informalidade na economia. Nos estágios mais avançados de desenvolvimento, os efeitos

<sup>1</sup> Esses trabalhos pioneiros surgiram como consequência do interesse do autor em coletar e analisar os dados relativos ao crescimento econômico moderno, a partir de informação extraída das declarações de impostos de diferentes países.

indiretos do capital humano e do gasto social estariam contribuindo para a redução da desigualdade. Neste estudo, utiliza-se a variável renda domiciliar *per capita* média como sendo a medida do desenvolvimento econômico. Sabe-se que a variação dessa variável indica o crescimento econômico, entretanto, o uso dessa variável justifica-se diante da inexistência de um indicador capaz de contemplar todos os aspectos importantes para mensurar a qualidade de vida e considerando que existe uma correlação forte entre a renda *per capita* e o acesso à saúde, educação, cultura, saneamento básico etc.

Buscando responder a essas questões e verificar a hipótese levantada, utiliza-se a técnica de dados em painel, tanto estático quanto dinâmico. Assim, este estudo deve contribuir à literatura sobre o tema ao ampliar a discussão sobre a relação entre desenvolvimento e desigualdade, considerando a heterogeneidade existente entre cada uma das unidades federativas do Brasil e, também, um período importante da economia brasileira o qual se inicia com reflexos de um novo modelo de desenvolvimento econômico caracterizado pelo processo de abertura comercial e estabilidade de preços. O diferencial deste estudo, em relação àqueles que procuram testar a hipótese de Kuznets, está na preocupação em contemplar diferentes especificações com base nos modelos teóricos que abordam os efeitos da desigualdade sobre o crescimento econômico.

Com o intuito de preencher uma lacuna existente na literatura que aborda o binômio desenvolvimento-distribuição, além de testar a hipótese de Kuznets, também são analisados alguns canais de transmissão da desigualdade para o crescimento econômico com base nos modelos teóricos de economia política, mercado imperfeito de crédito e conflito social. Isso foi possível mediante a inclusão de algumas variáveis em um modelo básico para testar a hipótese de Kuznets, selecionadas com base nesses referidos modelos teóricos. Em um primeiro momento, realiza-se o teste mediante a uma especificação reduzida para após, então, testar a hipótese de Kuznets com a inclusão de variáveis adicionais. Este trabalho também testa a persistência da desigualdade de renda mediante as estimativas por painel dinâmico.

Além desta introdução, o presente trabalho contém mais cinco seções. A segunda realiza um resgate teórico das ideias de Kuznets e de suas variantes nos trabalhos mais recentes, destaca os principais trabalhos na literatura que procuram explicar o formato da curva de Kuznets e faz uma revisão de literatura sobre o tema. A terceira e a quarta partes deste trabalho apresentam os dados e os procedimentos metodológicos. Finaliza-se a discussão da relação entre desigualdade e desenvolvimento econômico com os resultados da pesquisa e suas considerações finais.

## 2. Referencial teórico e evidências empíricas

Kuznets (1955) analisou a relação entre a desigualdade de renda e o desenvolvimento econômico mediante a um modelo dual cuja hipótese básica era de que a desigualdade de renda se elevaria no curto prazo e o desenvolvimento econômico se encarregaria de reduzi-la, configurando o formato de um U invertido para a relação entre as variáveis. O autor também associou a estrutura de renda desigual dos países subdesenvolvidos com a baixa taxa de crescimento da renda *per capita*. Assim, países da América Latina, África e particularmente os da Ásia encontram explicação para seu atraso no desempenho fraco da economia. Para a superação do atraso e da concentração econômica, o autor sugeriu mudanças relacionadas à aceleração do crescimento econômico e alterações na política econômica.

Uma evidência empírica adicional possibilitou Kuznets (1963) postular a curva que leva seu nome, também denominada de U-invertido, com um formato em que a desigualdade reage positivamente e, depois, negativamente conforme a economia se desenvolve. Sendo assim, conforme o processo de desenvolvimento econômico avançava, a desigualdade aumentava em um primeiro momento e, a partir de um determinado ponto (*turning point*), diminuiria. Essa mudança de comportamento da variável que mensura a desigualdade deve-se à migração da mão de obra entre os setores da economia, da agricultura, caracterizada pela baixa produtividade, para a indústria, de elevada produtividade. Esse deslocamento da mão de obra estimulava a desigualdade nos estágios iniciais de desenvolvimento.

Ao discorrer sobre os fatores que contribuíram para diminuir a desigualdade na distribuição de renda entre as classes sociais nos países desenvolvidos durante os primeiros anos posteriores à Segunda Guerra Mundial, Kuznets (1974) destaca o peso das chamadas “decisões legislativas”, que incluem herança, imposto de renda, seguro social, pleno emprego e auxílio econômico. Assim, parte da solução para a concentração de renda consistiria na geração de oportunidades econômicas e na compensação por “fracasso causado por defeitos nas estruturas econômica e social”. O aumento da participação da indústria na composição do produto nacional bem como a migração dos campos para as cidades e o aumento da produtividade foram apontados como fatores causadores da concentração de renda nos estágios iniciais de desenvolvimento de alguns países.

Conforme Rodríguez, Suárez e Menéndez (2006), a abordagem inicial de Kuznets parte da consideração de um modelo econômico dual, em que  $x$  mensura o grau de desenvolvimento econômico, representando a proporção da população dedicada ao setor moderno,  $\mu_i$  e  $I_i$  ( $i = 1,2$ ) representam as rendas médias e os níveis de desigualdade setoriais,  $\theta$  refere-se à razão entre as rendas médias dos dois setores, para os quais assume-se que:

$$\theta = \frac{\mu_1}{\mu_2} > 1; \frac{I_1}{I_2} > 1 \quad (1)$$

A hipótese segundo a qual as forças que conduzem a desigualdade predominam durante as primeiras fases de desenvolvimento pode ser formulada como:

$$\left[ \frac{\partial}{\partial x} \right]_{x=0} > 0 \quad (2)$$

Enquanto que a existência de um ponto de inflexão equivale à seguinte condição:

$$\left[ \frac{\partial}{\partial x} \right]_{x=1} < 0 \quad (3)$$

A primeira condição indica que a desigualdade aumenta nas primeiras fases de desenvolvimento, enquanto a segunda reflete a existência de um ponto de inflexão em que a desigualdade passa a ser decrescente na última etapa de desenvolvimento.

A dualidade proposta nessa formulação inicial e a utilização da proporção da população dedicada ao setor agrário enquanto indicador de desenvolvimento econômico foram motivos de críticas. A hipótese de desigualdade intersetorial constante no longo prazo seria muito restritiva, razão pela qual os estudos mais recentes consideram outras variáveis como, por exemplo, o PIB ou a renda *per capita* e até mesmo indicadores sintéticos de desenvolvimento (RODRÍGUEZ; SUÁREZ; MENÉNDEZ, 2006). Pesquisas posteriores, tais como as de Robinson (1976) e Knight (1976), propõem modelos similares aos de Kuznets, porém com medidas de desigualdade diferentes. Robinson (1976) focou sua pesquisa na análise das migrações das pessoas da agricultura para a indústria. Desenvolveu um modelo em que inicialmente o setor agrícola (rural) responde pela maior parte da riqueza econômica e se caracteriza pela baixa renda *per capita* e pouca desigualdade dentro do setor. O setor industrial (urbano) começa pequeno com elevada renda *per capita* e com intensa desigualdade de renda. Assim, o desenvolvimento econômico levaria a mudanças de pessoas e recursos da agricultura para indústria.

Segundo Knight (1976), para explicar a distribuição de renda, seria necessário um embasamento teórico, porém, apesar de a teoria dos preços ou das participações dos fatores indicar como a renda pode ser distribuída entre os fatores de produção, não explica a distribuição entre as famílias ou como ocorre a distribuição da propriedade dos fatores de produção entre as famílias. Após os artigos de Kuznets (1955) e de Robinson (1976), outros estudos apresentaram diferentes

explicações para a possível forma de “U” invertido na relação entre desigualdade e desenvolvimento econômico.

A hipótese de que as imperfeições no mercado de crédito exercem um papel importante na explicação do nível de desigualdade de renda em uma economia foi confirmada em Galor e Zeira (1993), quando eles mostraram que a distribuição inicial da riqueza influencia na decisão de investimento em capital humano dos indivíduos por causa da assimetria existente no custo e no padrão de financiamento desse investimento entre grupos de indivíduos com diferentes dotações iniciais de riqueza. Muitos autores utilizaram os modelos teóricos discutidos anteriormente para justificar o formato da curva de Kuznets. Perotti (1993), mediante aos modelos de economia política (teorema do eleitor mediano), alerta para o fato de que o formato da curva Kuznets também pode ser consequência do efeito de políticas redistributivas, uma vez que, com a maturidade do desenvolvimento em regimes democráticos, a população mais pobre, às vezes em maior número, obtém maior representatividade no governo. Glomm e Ravikumar (1998) propõem que, se a acumulação de capital humano apresentar retornos crescentes somente no curto prazo, a economia pode exibir um comportamento do tipo curva de Kuznets.

Barro (2000) admite que a curva com o formato de “U” invertido não explica boa parcela da variação na desigualdade de renda. Diante dessa evidência, destaca que as diferenças de efeitos da desigualdade para o crescimento entre os países ricos e pobres reflete o impacto das imperfeições do mercado de crédito nos países pobres. A influência da globalização, mediante o comércio internacional, sobre as relações entre desigualdade e crescimento econômico ao longo do tempo, foi estudada por Barro (2008), que argumenta que o efeito direto da abertura comercial sobre a desigualdade é positivo, no entanto, constata que a contribuição da abertura para o crescimento é modesta. Alerta também para o fato de que a abertura estimula o crescimento e, portanto, há que se considerar o efeito indireto do comércio internacional sobre a desigualdade de renda.

Acemoglu e Robinson (2002), através da teoria da economia política da curva de Kuznets, argumentam que as evidências históricas e contemporâneas sugerem que o segmento descendente da curva deve-se às reformas políticas e aos seus impactos subsequentes. Por sua vez, as mudanças políticas são induzidas pelo aumento do conflito social e pela instabilidade política que tem como causa o aumento da desigualdade representado no segmento ascendente da curva. Entretanto, a evidência empírica sugere que essa curva não caracteriza toda a trajetória do desenvolvimento. Se, por exemplo, a desigualdade for muito baixa, os agentes econômicos poderiam investir de modo que o desenvolvimento ocorreria sem conflitos sociais e dispensaria as reformas políticas.

Conforme Kranzinger (2016), a teoria *path dependence* enfatiza que os eventos no passado influenciam o presente e o futuro. Sydow, Schreyogg e Koch (2009) dividem o processo de *path dependence* em três fases: a primeira delas (pré-formação) caracteriza-se pela ausência de restrições no objetivo da ação (acumulação de riqueza, por exemplo), não existem mecanismos que estimulem a acumulação de riqueza, portanto, não existem diferenças significativas entre os indivíduos nesse processo cumulativo. Na segunda fase (formação), o estabelecimento de instituições sociais estimula a acumulação de capital e, com isso, estabelecem-se as bases da desigualdade social.

A importância da herança para explicar a desigualdade contemporânea também é destacada por Piketty (2014, p.369). Segundo ele, a desigualdade na relação retorno do capital ( $r$ ) e taxa de crescimento econômico ( $g$ ) representada por  $r > g$  implica no fato de que as heranças progridem mais rapidamente que as riquezas advindas do trabalho, criando uma “importância desproporcional e duradoura das desigualdades criadas no passado”. Se a taxa de retorno do capital ( $r$ ) estiver permanentemente acima da taxa de crescimento econômico da economia, então o produto da taxa de retorno do capital pela razão capital/produto aumenta por definição e a participação do capital na renda nacional ( $\beta$ ) aumenta proporcionalmente.

Ademais, além da literatura empírica sobre o tema já apresentada na introdução deste trabalho, ainda é possível destacar alguns trabalhos para o Brasil. A relação linear entre crescimento econômico e desigualdade de renda foi estudada por Koshiyama e Fochezatto (2012), que consideraram as vinte e seis unidades federativas brasileiras, contemplando o período 1986-2004. Os resultados do teste de causalidade de Granger sugerem a existência de uma relação de causalidade unidirecional da

desigualdade para o crescimento e que a desigualdade de renda desacelera o crescimento. Entretanto, quando se considera um horizonte de tempo mais extenso, essa relação torna-se ambígua. Os autores apontam como provável explicação para isso a existência de uma relação não linear entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico. A preocupação com a harmonia entre crescimento e equidade fica evidente no trabalho de Penna *et al.* (2013) que testaram a hipótese de Kuznets para a região Nordeste, baseando-se na decomposição vetorial da renda, especialmente a do trabalho e a das transferências realizadas pelo governo. Os resultados encontrados validaram a hipótese de Kuznets e sugeriram que os efeitos da elevação da renda do trabalho são mais eficientes do que os efeitos das transferências governamentais.

Gomide, Amaral Filho e Tabosa (2014) testaram a hipótese de Kuznets para o Brasil no período de 1981 a 2009 mediante a dados em painel. Essa hipótese foi rejeitada, no entanto, os resultados sugerem a retomada do aumento da desigualdade de renda no Brasil, sinalizando que a trajetória da desigualdade caracteriza-se pelo formato de “S” invertido. Os pesquisadores destacam que a tendência ascendente da desigualdade pode ser revertida mediante a implantação de políticas públicas efetivas capazes de ofertar serviços sociais básicos de qualidade para a população brasileira. Diferentemente dos trabalhos tradicionais, Neves e Almeida (2015) estudaram a relação entre eficácia e qualidade educacional, baseando-se na hipótese da existência de uma relação em formato de U invertido, seguindo a proposição da Curva de Kuznets Educacional (CKE) e contemplando a questão espacial. Mediante a técnica de dados em painel estático para os municípios brasileiros, rejeitou-se a hipótese da existência de uma relação não linear entre desigualdade e qualidade educacional. Também, não foram encontradas evidências de efeitos de transbordamentos espaciais para os dados utilizados.

O crescimento econômico e a desigualdade também estão relacionados com a pobreza. Sendo assim, Silva, Araújo Júnior e Silva (2009) estimaram a elasticidade da pobreza no Brasil com relação à desigualdade na distribuição interpessoal de renda medida pelo coeficiente de Gini e pelo Produto Interno Bruto *per capita*. Baseando-se na técnica econométrica de dados em painel estático e dinâmico, os resultados sugeriram significativa sensibilidade da pobreza com relação ao Produto Interno Bruto *per capita* e à desigualdade de renda. Entretanto, constatou-se que a incidência da pobreza é mais sensível à desigualdade do que ao crescimento.

### 3. Procedimentos metodológicos

Esta pesquisa investiga a hipótese de Kuznets para o Brasil adotando a técnica de dados em painel para 26 estados ao longo do período de 1992 a 2010. O presente trabalho baseia-se em Barro (2000), que tem como hipótese o fato de que a relação entre desigualdade e desenvolvimento, além do formato em U-invertido, comporta-se conforme a dinâmica e os estágios de desenvolvimento de cada economia. O diferencial deste em relação aos demais está na preocupação em testar a hipótese de Kuznets considerando os pressupostos dos modelos teóricos que ajudam a compreender a importância dos canais de transmissão da desigualdade para o crescimento econômico. Assim, investiga-se a influência de algumas variáveis adicionais que estariam contribuindo para o aumento e/ou para a redução da desigualdade de renda nas unidades federativas brasileiras.

#### 3.1. Dados transversais

A hipótese de Kuznets do U-invertido tem sido testada mediante a modelos econométricos para dados transversais, porém, sua principal crítica refere-se ao fato de limitar o poder de explicação dos modelos, ao ignorar as trajetórias de evolução da desigualdade e da renda em cada unidade de corte ao longo do tempo. Sendo assim, tal omissão pode levar a estimativas viesadas sob a hipótese de Kuznets.

A estimação via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) também pode ficar comprometida devido aos problemas de causalidade reversa. Baltagi (2008) propõe outras técnicas para estimar

dados em painel que podem evitar esse tipo de problema, incluindo os estimadores de efeitos fixos e o painel dinâmico via estimador Método dos Momentos Generalizados (MMG), sendo que a técnica de estimação é avaliada com base em dois critérios: i) a presença de efeitos específicos não observados ao longo do tempo e entre os estados brasileiros; ii) a provável endogeneidade de alguns regressores. Para a escolha da técnica, é necessário controlar efeitos específicos não observáveis, pois esses podem estar correlacionados com variáveis do lado direito da equação e produzir coeficientes viesados.

Os resultados estimados a partir da técnica de dados transversais consideram que cada uma das vinte e seis unidades da federação possuem as mesmas trajetórias de evolução de renda e desigualdade, ou seja, o conjunto de aspectos históricos, geográficos e institucionais não é suficiente para criar trajetórias diferenciadas conforme o desenvolvimento econômico avança e a desigualdade evolui ao longo do tempo. Apesar disso, a adoção dessa técnica justifica-se ao possibilitar a verificação das variações na desigualdade entre os estados brasileiros que estão em diferentes estágios de desenvolvimento. Conforme Ahluwalia (1976), para testar a hipótese da curva de Kuznets, pode-se utilizar a seguinte forma funcional em sua versão reduzida:

$$G_i = \alpha + \beta_1 Y_i + \beta_2 Y_i^2 + \varepsilon_i \quad (4)$$

Sendo,  $G_i$  a medida de desigualdade,  $Y$  é a renda *per capita*,  $Y^2$  a renda *per capita* ao quadrado,  $t$  o indicador do tempo e  $i$  se refere à unidade federativa. A condição necessária para que a curva apresente o formato de U-invertido é que os coeficientes apresentem os sinais de  $\beta_1 > 0$  e  $\beta_2 < 0$ . A estimação pode ocorrer via Mínimos Quadrados Ordinários ou Mínimos Quadrados Generalizados desde que o termo de erro,  $e_{it}$ , seja normalmente distribuído e com variância constante.

### 3.2. Dados em painel

Considerando os interceptos,  $\alpha_i$ , iguais para as vinte e seis unidades federativas, o estimador MQO oferece estimativas consistentes e eficientes de todos os parâmetros. Sob a hipótese de  $\alpha_i$ 's diferentes para as unidades transversais em questão, a estimação por dados em painel permite duas estruturas que generalizam esse modelo: a abordagem de efeitos fixos e a abordagem de efeitos aleatórios. A primeira delas considera que a heterogeneidade não observada dos indivíduos está correlacionada com as demais variáveis do modelo e inclui variáveis binárias para captar esse efeito não observado; enquanto a segunda considera que essa heterogeneidade não está relacionada com as demais variáveis do modelo, podendo ser incluída no termo de erro do modelo. Assim, o tratamento dado ao efeito não observado é o que diferencia essas duas abordagens de dados em painel.

Um modelo com dados em painel estimado através da abordagem de efeitos fixos apresenta-se como uma alternativa interessante para captar possíveis especificidades não observáveis na curva de Kuznets para o Brasil, uma vez que cada uma de suas unidades de observação apresenta uma trajetória de desenvolvimento e desigualdade particular às suas características econômicas e sociais. Portanto, o acréscimo de períodos de tempo e variáveis de controle gera análises mais amplas e robustas (BÉRNI; MARQUETTI; KLOECKMER, 2002).

Na abordagem de efeitos fixos se trabalha com a hipótese de que as diferenças de comportamento entre cada uma das unidades federativas, e ao longo do tempo, podem ser captadas pelo intercepto da equação. Sendo assim, cada  $\alpha_i$  é um parâmetro desconhecido e pode ser estimado mediante ao uso do modelo de Mínimos Quadrados Ordinários com variáveis binárias, cuja especificação pode ser representada por:

$$G_{it} = \alpha_i d_i + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 Y_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

sendo que  $d_i$  representa uma variável binária para cada  $i$ -ésimo estado brasileiro e os coeficientes  $\alpha_i$  correspondem aos interceptos de cada uma dessas unidades transversais. Sua estimação pode ocorrer

pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários. Por sua vez, o modelo com efeitos aleatórios pode ser representado como:

$$G_{it} = \alpha_i + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 Y_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Considerando que:

$$\alpha_i = \alpha + u_i \quad (7)$$

Sendo o termo  $u_i$  um erro aleatório não observável que capta as diferenças individuais no comportamento das unidades federativas brasileiras. Assume-se que  $E[u_i] = 0$  e  $Var[u_i] = \sigma_u^2$ .

Substituindo (7) em (6):

$$G_{it} = \alpha + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 Y_{it}^2 + u_i + e_{it} \quad (8)$$

Agregando-se o erro específico individual que capta as diferenças individuais dos estados, mas constante ao longo do tempo,  $u_i$ , com o termo de erro  $e_{it}$ , forma-se o termo estocástico:  $v_{it} = u_i + e_{it}$  e a equação (6) pode ser reescrita:

$$G_{it} = \alpha + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 Y_{it}^2 + v_{it} \quad (9)$$

As propriedades do termo  $v_{it}$  são importantes na definição do método a ser utilizado para estimar a Equação (8). Sob a hipótese de que os erros do mesmo estado em diferentes períodos de tempo sejam correlacionados,  $cov(v_{it}, v_{is}) = \sigma_u^2 (t \neq s)$ , a literatura recomenda o método de Mínimos Quadrados Generalizados.

Após apresentar o estimador de efeitos fixos e efeitos aleatórios, resta saber qual deve ser o mais adequado para estimar a curva de Kuznets para as unidades federativas brasileiras. Assumindo que a preferência por um desses dois estimadores está relacionada ao fato de  $u_i$  e as variáveis explicativas serem correlacionadas, é importante ter um método para testar essa hipótese. Isso pode ser feito mediante ao Teste de Hausman que é construído com base nas diferenças entre as estimativas dos efeitos fixos e das estimativas dos efeitos aleatórios. Considerando que o estimador de efeitos fixos é consistente quando é diferente de zero, enquanto o estimador de efeitos aleatórios é inconsistente, uma diferença estatisticamente significativa deve ser interpretada como uma evidência contra o pressuposto de efeitos aleatórios.

Além dos estimadores de dados em painel estático por efeitos fixos e aleatórios, também é utilizado o estimador para dados em painel dinâmico denominado GMM-primeiras diferenças de Arellano-Bond (1991). Esse estimador é útil para testar a importância do componente da desigualdade inercial. Considerando que a variação do erro idiossincrático não seja correlacionada com as variáveis explicativas entre os períodos, o estimador de Arellano-Bond (1991) pode ser representado por:

$$\Delta G_i = \alpha + \beta_1 \Delta Y_i + \beta_2 \Delta Y_i^2 + \Delta u_i \quad (10)$$

Sendo que o delta,  $\Delta$ , representa a primeira diferença do período  $t$  para  $t - 1$ , possibilitando que o erro não observado seja eliminado da equação, embora com esse procedimento elimine-se o efeito fixo de cada unidade federativa.



#### 4. Descrição dos dados

Com o intuito de estudar a relação entre a desigualdade de renda e o desenvolvimento econômico, esta pesquisa utiliza a técnica de dados em painel com frequência anual para 26 estados brasileiros, abrangendo o período de 1992 a 2010. Os dados utilizados neste trabalho têm como fonte, principalmente, o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA) e o Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC). Optou-se por excluir o Distrito Federal (DF) por este apresentar características típicas de um *outlier* relativamente às demais unidades federativas. As características típicas de uma capital federativa e o tamanho do setor público nas esferas do executivo, legislativo e judiciário contribuem para que a dinâmica econômica dessa unidade seja diferente das demais, necessitando de cuidados especiais na análise de sua relação entre desenvolvimento e desigualdade.

A medida da desigualdade de renda utilizada neste trabalho é o coeficiente de Gini. Baseando-se na sugestão de Glaeser (2005), optou-se por algumas especificações considerando um vetor de variáveis explicativas,  $X_{it}$ , com o intuito de testar as hipóteses dos modelos teóricos que abordam os efeitos da desigualdade sobre o crescimento econômico. As variáveis adicionadas ao modelo básico que testa a hipótese de Kuznets são: i) a média de anos de estudo como *proxy* para capital humano (*CH*) para testar o modelo de mercado imperfeito de crédito; ii) a taxa de homicídio para testar o modelo de conflito social (*CS*); iii) o gasto com assistência e previdência social estadual *per capita* (*GASP*) para testar o modelo de economia política (teorema do eleitor mediano); iv) taxa de informalidade (*info*) e; v) grau de abertura comercial (*abertura*) com o intuito de testar a importância da transferência tecnológica para o desenvolvimento econômico. Ademais, outras três variáveis foram incluídas como instrumentos, são elas: variação da população (*varpop*), taxa de desemprego (*desemp*) e investimento (*inv*):

**Coefficiente de Gini** (*Gini*) – mensura o grau de desigualdade na distribuição da renda domiciliar *per capita* entre os indivíduos. Seu valor pode variar de zero, quando não há desigualdade, em que as rendas de todos os indivíduos têm o mesmo valor, até um, quando a desigualdade é máxima e apenas um indivíduo detém toda a renda da sociedade e a renda de todos os outros indivíduos é nula. Uma vez que a PNAD não dispõe de informações para os anos de 1994, 2000 e 2010, optou-se por interpolar essas informações a partir da média aritmética entre os anos anteriores e posteriores aos dados faltantes;

**Renda domiciliar *per capita* média** (*Y*) – representa a renda média mensal da população em valores reais de outubro de 2013, atualizados conforme o deflator para rendimentos da PNAD apresentado pelo Ipeadata. Uma vez que a PNAD não dispõe de informações para os anos de 1994, 2000 e 2010, também se optou por interpolar essas informações da mesma forma com que foi feito com o Coeficiente de Gini;

**Capital humano** (*CH*) – refere-se à média de anos de estudo das pessoas com 25 anos e mais, ou seja, a razão entre o somatório do número de anos de estudo completados pelas pessoas que têm 25 ou mais anos de idade e o número de pessoas nessa faixa etária;

**Gasto com assistência e previdência social *per capita*** (*GAPS*) – razão entre despesa com assistência e previdência estadual (em R\$) e a população;

**Taxa de homicídios por 100.000 habitantes** (*CS*) – razão entre o número de homicídios ocorridos no estado e o número de habitantes do estado. Multiplica-se o resultado por 100.000. Na ausência de dados, para o ano 2010 foi considerada a média dos quatro anos anteriores;

**Taxa de informalidade** (*Info*) – corresponde ao resultado da seguinte divisão: (empregados sem carteira + trabalhadores por conta própria) / (trabalhadores protegidos + empregados sem carteira +

trabalhadores por conta própria). Na ausência de dados, para os anos 1992, 1994 e 2000 também foi realizada a interpolação das informações a partir de média aritmética;

**Abertura comercial** (*abertura*) – obtida a partir da razão entre a soma das exportações com as importações de bens e serviços e o PIB estadual nominal. O valor das exportações e importações está expresso em dólar assim como o valor do PIB, convertido pela taxa de câmbio R\$/US\$ comercial (compra), fim do período;

**Varição da população** (*varpop*) – representa a taxa de crescimento da população em um determinado ano em relação ao ano anterior. Os dados referentes aos anos 2000 e 2010 foram obtidos com base no Censo demográfico do IBGE. Para os anos 1996 e 2007, os dados são provenientes da Contagem da População. Para os demais anos, foram consideradas as estimativas do IBGE;

**Investimento** (*inv*) – razão entre o total das despesas de capital estadual e municipal (investimento) e o PIB corrente. Essas despesas, conforme o Ipeadata, baseiam-se na Lei nº 4.320/6 que inclui "as dotações para o planejamento e a execução de obras, inclusive as destinadas à aquisição de imóveis considerados necessários à realização destas últimas, bem como para os programas especiais de trabalho, aquisição de instalações, equipamentos e material permanente, e constituição ou aumento do capital de empresas que não sejam de caráter comercial ou financeiro". Também, contabilizam-se nessa rubrica as despesas com equipamentos e instalações, dentre outras;

**Taxa de desemprego** (*desemp*) – percentual da População Economicamente Ativa (PEA) que procurou, mas não encontrou, ocupação profissional remunerada. A PEA contempla todas as pessoas com 10 anos ou mais de idade que procuram ocupação ou trabalham na semana de referência da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD).

Por fim, ainda foram incluídas quatro variáveis binárias para captar as diferenças regionais entre as grandes regiões brasileiras, em que a região Sul foi considerada como de referência.

A medida da desigualdade de renda que tem sido a mais utilizada nos trabalhos mais recentes por causa da maior disponibilidade de dados é coeficiente de Gini (*Gini*). Alternativamente, também, tem sido utilizado o índice de Theil, a proporção de renda apropriada pelos mais ricos em relação àquela apropriada pelos mais pobres, o coeficiente de variação (desvio padrão dividido pela média), Índice de Atkinson etc. Conforme Charles-Coll (2013), a partir da compilação de uma base de dados com informações para a desigualdade de renda realizada por Deininger e Squire (1998), aumentou-se a qualidade das estimações, alterando a preferência para o uso do coeficiente de Gini como a medida de desigualdade mais utilizada. Até então, predominava o uso das razões entre as participações na renda.

No Brasil, a maioria das pessoas vive nas cidades, a taxa de urbanização no país supera os 80% conforme dados do Censo 2010 do IBGE e a divisão entre setor moderno (cidade) e tradicional (rural) não faz mais sentido, pois o setor agropecuário brasileiro é altamente moderno e competitivo internacionalmente. Nesta pesquisa, optou-se por utilizar a variável renda domiciliar *per capita* média (*Y*) como sendo a medida do desenvolvimento econômico que é um conceito que privilegia aspectos qualitativos de uma economia ou de uma sociedade (acesso à saúde, educação, saneamento básico etc.) em contraposição ao conceito de crescimento econômico que tem a característica de ser mais sintético no sentido de captar apenas a variação do produto ou a renda de uma economia em detrimento de outras variáveis importantes capazes de indicar melhora ou piora no padrão de vida das pessoas. Conforme Barro (2000), modelos mais recentes que testam a hipótese de Kuznets, ao invés de considerarem a migração de pessoas e recursos da agricultura para a indústria, utilizam o grau de desenvolvimento do sistema financeiro como *proxy* do desenvolvimento econômico. O capital humano (*CH*), assim como o capital físico, representa o canal de transmissão dos efeitos intermediários da desigualdade para o crescimento econômico. Esses efeitos intermediários têm como

explicações aquelas advindas dos modelos de economia política, de mercado imperfeito de crédito, de conflito social e de fertilidade. Sabe-se que o conceito de capital humano vai além da escolaridade média, devendo considerar a experiência profissional. Entretanto, diante da limitação de dados, utiliza-se, neste trabalho, o número médio de anos de estudos das pessoas com 25 anos e mais.

Pelo teorema do eleitor mediano, numa sociedade desigual, o governo tende a atender as demandas por políticas distributivas. Os gastos do governo precisam ser financiados, geralmente, com políticas tributárias que causam distorções na economia conduzindo ao debate entre eficiência econômica e equidade. O ideal seria considerar a totalidade dos gastos sociais, no entanto, diante da indisponibilidade de dados, foi considerado o gasto com assistência e previdência social *per capita* (GAPS). Na impossibilidade de construir um índice de instabilidade social capaz de medir o conflito social da mesma forma que Alesina e Perotti (1996), foi utilizada a taxa de homicídios por 100.000 habitantes (CS), conforme outros pesquisadores, como por exemplo, Cruz e Teixeira (2012).

Quanto à taxa de informalidade (*Info*), alguns estudos têm focado nos determinantes da informalidade, destacando as intervenções do governo na economia por meio de elevadas taxações e excessiva regulação, especialmente no mercado de trabalho. Chong e Gradstein (2004) destacam como sendo os determinantes do tamanho do setor informal, além da intervenção do governo, a desigualdade de renda em conjunto com a qualidade das instituições. Explicam que, quando os direitos de propriedade no setor formal são mal protegidos, indivíduos mais pobres ficam em desvantagem para angariar recursos e, portanto, tendem a migrar para o setor informal. A elevada desigualdade exacerbada pela baixa qualidade das instituições intensifica esse efeito, implicando numa relação positiva entre desigualdade e tamanho do setor informal.

Utiliza-se como *proxy* da abertura comercial<sup>2</sup> (*abertura*) a razão entre a soma das exportações com as importações e o PIB estadual. Essa variável é importante, pois reflete o resultado do fluxo de comércio que recebe influência de diversos fatores, entre eles das políticas comerciais, como, por exemplo, a adoção de tarifas e barreiras não tarifárias. Além do mais, essa variável pode contribuir para o desenvolvimento econômico na medida em que possibilita a transferência de tecnologia dos países desenvolvidos para os países em desenvolvimento.

No que tange à transformação das variáveis para melhor interpretação dos resultados, optou-se por aplicar logaritmo natural em todas as variáveis explanatórias. Diante disso, os coeficientes expressam as elasticidades renda da desigualdade, bem como as elasticidades da taxa de homicídio, do capital humano e do gasto social para cada um dos vinte e seis estados brasileiros.

Na Tabela 1, podem ser observadas as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nesta pesquisa. Considerando-se as vinte e seis unidades da federação, a renda média foi equivalente a R\$ 616,24 (valores constantes de 2013). A menor renda domiciliar *per capita* ocorreu no estado do Piauí no ano de 1992, enquanto que a maior renda do país foi registrada no estado de Santa Catarina no ano de 2009, sendo que esta superou aquela numa magnitude de 174%. Pela matriz de correlação, constata-se que a desigualdade medida pelo coeficiente de Gini é negativamente correlacionada com a renda domiciliar *per capita*. Assumindo-se a hipótese de linearidade entre essas variáveis, esperaria-se que o crescimento da renda *per capita* diminuiria a desigualdade de renda.

O número médio de anos de estudo foi igual 5,6, sugerindo que os brasileiros, na média, finalizam a primeira metade do ensino fundamental. Enquanto a menor média ocorreu no estado maranhense em 1992, a maior média ocorreu no estado paulista no ano de 2010. A violência medida pela taxa de homicídio para cem mil habitantes foi menos intensa no estado de Tocantins no ano de 1992 e mais intensa no estado de São Paulo no ano 2000. A média do gasto com assistência e previdência social *per capita* foi equivalente a R\$ 115,10 no período analisado, sendo que o menor valor foi registrado no estado do Rio Grande do Norte no ano de 1992 e o maior valor encontrado foi no estado gaúcho no ano de 2010. O menor grau de abertura comercial encontrado (0,88) foi para o estado de Alagoas no ano de 1994, enquanto que o maior valor encontrado foi para o estado capixaba no ano de 1993 (150,69).

<sup>2</sup> Alternativamente, conforme Fraga (2011), poderia utilizar os seguintes indicadores: índice de barreiras tarifárias e não tarifárias, índice de distorção nas importações, índice de prêmio de mercado de câmbio paralelo, índice de orientação externa do banco mundial e índice de distorção em comércio internacional da fundação Heritage.

**Tabela 1 – Estatística descritiva das variáveis, Brasil, 1992-2010**

Estatísticas	Variáveis									
	<i>Gini</i>	<i>Y</i>	<i>CH</i>	<i>CS</i>	<i>GAPS</i>	<i>Info</i>	<i>Abertura</i>	<i>Varpop</i>	<i>Inv</i>	<i>Desemp</i>
Média	0,56	616,24	5,61	855,46	115,10	64,14	16,77	1,81	3,77	8,54
Mínimo	0,43	225,41	2,86	19,00	0,00	36,13	0,88	-8,23	0,42	2,71
Máximo	0,66	1.218,13	8,33	8.725,00	633,75	90,48	150,69	23,46	36,39	20,54
Desvio-padrão	0,04	218,30	1,16	1.352,85	106,03	11,76	16,66	2,25	3,70	2,67
Observações	494	494	494	494	494	494	494	494	494	494

Variáveis	Variáveis									
	<i>Gini</i>	<i>Y</i>	<i>CH</i>	<i>CS</i>	<i>GAPS</i>	<i>Info</i>	<i>Abertura</i>	<i>Varpop</i>	<i>Inv</i>	<i>Desemp</i>
<i>Gini</i>	1,00	-0,58	-0,70	-0,13	-0,42	0,53	-0,19	-0,05	0,08	-0,04
<i>Y</i>	-0,58	1,00	0,82	0,47	0,53	-0,85	0,13	0,19	-0,18	-0,01
<i>CH</i>	-0,70	0,82	1,00	0,36	0,57	-0,74	0,17	0,04	-0,16	0,31
<i>CS</i>	-0,13	0,47	0,36	1,00	0,21	-0,31	0,13	-0,12	-0,25	0,25
<i>GAPS</i>	-0,42	0,53	0,57	0,21	1,00	-0,42	0,08	-0,17	-0,16	0,05
<i>Info</i>	0,53	-0,85	-0,74	-0,31	-0,42	1,00	-0,30	0,08	0,32	-0,09
<i>Abertura</i>	-0,19	0,13	0,17	0,13	0,08	-0,30	1,00	-0,01	-0,21	-0,02
<i>Varpop</i>	-0,05	0,19	0,04	-0,12	-0,17	0,08	-0,01	1,00	0,19	0,10
<i>Inv</i>	0,08	-0,18	-0,16	-0,25	-0,16	0,32	-0,21	0,19	1,00	-0,07
<i>Desemp</i>	-0,04	-0,01	0,31	0,25	0,05	-0,09	-0,02	0,10	-0,07	1,00

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados extraídos do Ipeadata.

Além das estatísticas descritivas, na Tabela 1 também pode ser observada a matriz de correlação das variáveis. Constata-se que, com exceção da taxa de informalidade, as demais variáveis estão negativamente correlacionadas com a desigualdade de renda. Apesar do sinal negativo da variável conflito social (*CS*), a correlação entre essa variável e a concentração de renda está próxima de zero. Assim, espera-se obter, a partir das estimativas dos modelos econométricos: i) uma relação negativa entre as variáveis adicionadas ao modelo básico: capital humano, gasto social, grau de abertura comercial e a desigualdade de renda nos estados brasileiros e; ii) uma relação positiva entre as variáveis conflito social e taxa de informalidade e a desigualdade de renda<sup>3</sup>.

## 5. Resultados e discussões

Para analisar a relação entre a distribuição de renda e o desenvolvimento econômico e testar a hipótese de U-invertido para o Brasil, no período 1992-2010, nesta seção são apresentadas as estimativas de regressões do coeficiente de Gini, inicialmente, contra o logaritmo da renda *per capita* e o logaritmo da renda *per capita* ao quadrado. Na sequência, incorpora-se no modelo, progressivamente, as seguintes variáveis de controle: o capital humano, o conflito social, o gasto social, a informalidade e, também, a abertura comercial<sup>4</sup>. Portanto, além do modelo básico, com o

<sup>3</sup> Vale ressaltar que foram realizados dois testes para identificar a presença ou não de multicolinearidade: (i) Fator de Inflação de Variância (VIF); (ii) *Conditional Index*. O valor do VIF encontrado foi equivalente a 3,33 e do *Conditional Index* foi igual a 6,41. Ambos os testes sugerem ausência de multicolinearidade, pois,  $VIF < 10,0$  e *Conditional Index*  $< 30,0$ . As variáveis utilizadas no teste foram: *Y*, *CH*, *CS*, *GAPS*, *info*, *abertura*.

<sup>4</sup> Todas as séries temporais utilizadas neste trabalho foram consideradas estacionárias conforme os seguintes testes de raiz unitária para dados em painel: Levin-Lin-Chu (2002), Im-Pesaran-Shin (2003) e Beitung (Apêndice A).

intuito de testar a hipótese de Kuznets, foram estimadas cinco especificações, incluindo no modelo básico, algumas variáveis, separadamente, com o objetivo de analisar os modelos teóricos dos efeitos da desigualdade para o crescimento: economia política (*GAPS*), mercado imperfeito de crédito (*CH*), conflito social (*CS*) e informalidade (*info*). Para cada uma dessas especificações, foram estimados os parâmetros mediante as técnicas de dados em painel, tanto com efeitos fixos (EF), quanto com efeitos aleatórios (EA). Ao estimar por efeitos fixos, supõe-se que os efeitos individuais são constantes no tempo, além disso, permitiu-se a correlação das variáveis condicionais com os mesmos.

O modelo básico estimado, cujos resultados estão reportados na Tabela 2, sugere que, sob efeito aleatório de dados em painel estático, confirma-se a hipótese do U-invertido, pois os parâmetros são significativos e o valor do coeficiente da variável *Y*, renda domiciliar *per capita*, sugere efeito positivo do desenvolvimento econômico na desigualdade, para baixos valores de renda *per capita*. O coeficiente com sinal negativo da variável  $Y^2$  sugere efeito contrário quando a renda *per capita* é mais elevada. Diante dessa constatação, não foi possível rejeitar a hipótese de U-invertido na relação entre a desigualdade e o desenvolvimento econômico. Assim, pode-se afirmar que, nas unidades federativas brasileiras, a desigualdade aumenta conforme a economia se desenvolve até um determinado grau para, a partir de então, mudar de comportamento tendendo para a sua redução. Destaca-se também que, ao considerar as variáveis binárias de região, os seus coeficientes negativos sugerem que a desigualdade média nas regiões Sudeste, Centro-Oeste, Nordeste e Norte é superior à desigualdade da região Sul, tomada como referência.

**Tabela 2 – Kuznets original, painel estático, Brasil, 1992-2010**

Variáveis	Efeito Aleatório	Estatística z
Constante	-0,5926	-1,23
<i>Y</i>	0,4462***	2,89
$Y^2$	-0,0410***	-3,29
SU	-0,0205	-1,36
CO	-0,0186**	-2,13
NO	-0,0361**	-2,49
NE	-0,0152	-1,37
$R^2$	0,22; 0,61; 0,41	–
Teste Wald, Wald $\chi^2$ (2)	151,10	(0,000)
Teste de Hausman, Prob $>\chi^2$	4,05	(0,1318)
Observações	494	–
U-invertido?	SIM	–

Nota: Painel balanceado para 26 estados brasileiros, período 1992-2010. (\*\*\*) significância a 1%; (\*\*) significância a 5%; (\*) significância a 10%. *Dummy* de regiões: Sul (SU); Centro-Oeste (CO); Norte (NO); Nordeste (NE). A região Sudeste foi considerada referência para evitar problema de colinearidade nas estimativas. Sob efeitos fixos, não foi possível obter as estimativas dos parâmetros das variáveis *dummy* por causa do problema de multicolinearidade. Os tipos de coeficientes de determinação ( $R^2$ ) seguem a seguinte ordem: *within*; *between* e *overall*. Os erros padrões são robustos à heterocedasticidade.

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote econométrico Stata 13.

No entanto, apesar do fato de que os resultados obtidos mediante aos modelos estimados pela técnica de dados em painel tenham sido importantes, faz-se necessário testar a hipótese de endogeneidade do termo aleatório,  $\varepsilon_i$ , para se decidir entre os modelos de efeitos fixos e aleatórios. Assim, o Teste de Hausman, apresentado na Tabela 2, sugere que dados em painel sob efeitos aleatórios são mais adequados para explicar a relação entre desigualdade e desenvolvimento econômico no modelo básico. Os resultados sugerem que as diferenças nos coeficientes não são sistemáticas. Entretanto, sabe-se que existe grande diferença entre cada um dos estados brasileiros no

que tange aos fatores políticos, culturais, históricos, geográficos e institucionais que não variam significativamente ao longo do tempo. Desse modo, justifica-se a inserção de variáveis adicionais no modelo para verificar se as diferenças nos coeficientes se tornam sistemáticas. A escolha dessas variáveis foi baseada no aparato teórico referente aos efeitos da desigualdade sobre o crescimento econômico.

A hipótese de Kuznets também foi testada com a inclusão de algumas variáveis de controle, separadamente, num primeiro momento, especificações 1, 2, 3, 4 e 5, conforme Tabela 3, para depois, então, testar a hipótese do U-invertido conjuntamente com a inclusão de todas as variáveis adicionais, especificação completa. Nas cinco especificações estimadas, os efeitos fixos apresentaram um melhor ajuste em duas delas e os efeitos aleatórios, nas três restantes, conforme os resultados para os testes de Hausman. Ademais, as duas abordagens apresentam, em geral, resultados similares.

Os resultados da especificação 1 que testa a hipótese do U-invertido com a variável capital humano, *CH*, sugerem que, sob efeitos aleatórios, essa variável é importante para explicar a relação desigualdade e desenvolvimento econômico ao confirmar a referida hipótese mediante aos sinais dos coeficientes das variáveis, *Y*,  $Y^2$  e *CH* e, também, pela significância estatística de cada uma dessas variáveis. Como era de se esperar, o capital humano contribui para reduzir a desigualdade de renda nas unidades da federação do Brasil.

A especificação 2, conforme Tabela 3, testa a hipótese do U-invertido com a variável conflito social, *CS*, em que não foi possível rejeitar a hipótese de Kuznets, no entanto, o sinal negativo do coeficiente dessa variável não se apresenta conforme o esperado. Provavelmente, esse resultado está sendo influenciado pelo efeito da inércia na desigualdade de renda, hipótese a ser testada nas próximas estimativas. Quanto à variável gasto social, *GAPS*, as estimativas obtidas por efeitos aleatórios foram favoráveis para confirmar o U-invertido da relação entre a desigualdade e o desenvolvimento econômico. Os sinais dos coeficientes das variáveis *Y*,  $Y^2$  e *GAPS*, além de estarem conforme o esperado, são significativos estatisticamente. O sinal negativo da *proxy* do gasto social sugere que os gastos com assistência e previdência social estadual são importantes para reduzir a desigualdade de renda.

Em suas estimativas para testar a hipótese de Kuznets para 82 países sob dados em painel no período 1965-2003, Iradian (2005) também encontrou sinal negativo para o coeficiente da variável governo, definida como sendo a proporção de gastos do governo em relação ao PIB. Explica-se que o governo pode ser ineficiente, pois quanto mais gastos públicos, menos crescimento econômico; no entanto, esse pode aparentar ser benevolente, pois mais governo implica menor desigualdade.

A especificação 4 testa a hipótese do U-invertido com a variável informalidade, *Info*, cujas estimativas obtidas por efeitos fixos foram consideradas favoráveis para confirmar o U-invertido da relação entre a desigualdade e o desenvolvimento econômico. Os sinais dos coeficientes das variáveis *Y* e  $Y^2$ , além de estarem conforme o esperado, são estatisticamente significativos, ademais, quanto maior a informalidade, maior a desigualdade de renda. No que se refere à variável *abertura*, os resultados da especificação 5, além de confirmarem a hipótese de Kuznets, sugerem que sob efeitos aleatórios, a abertura comercial contribui para a redução da desigualdade. Esse resultado diverge daquele encontrado por Barro (2008) para dados internacionais entre as décadas de 1960 e 2000.

Porém, esse pesquisador alerta para o fato de que o canal da abertura comercial pode contribuir para a redução da desigualdade em muitos países, dependendo do nível do PIB *per capita*. Além disso, Barro (2008) destaca que seu resultado não considera que a abertura comercial também afeta o crescimento econômico e que os efeitos sobre o PIB *per capita* devem ser considerados nas estimativas do impacto completo do comércio internacional sobre a desigualdade. Os resultados do modelo geral estão reportados na Tabela 4, cuja finalidade é confirmar ou não a hipótese do U-invertido com todas as variáveis já analisadas anteriormente. Os resultados sugerem a não rejeição da hipótese do U-invertido de Kuznets nos dois tipos de regressão, pois o sinal das estimativas, bem como o grau de significância estatística, está de acordo com o esperado. Verifica-se que a maioria das estimativas obtidas por efeitos fixos foi considerada estatisticamente significativa a 1% e a 5%.

**Tabela 3 – Determinantes da desigualdade (Gini), painel estático, Brasil, 1992-2010**

Variáveis	Especificação 1	Especificação 2	Especificação 3	Especificação 4	Especificação 5
	EA	EF	EA	EF	EA
Constante	-1,55*** (-3,45)	-1,58*** (-4,45)	-0,47 (-0,95)	-0,49 (-0,94)	-0,47 (-0,96)
Y	0,73*** (5,23)	0,76*** (6,78)	0,36** (2,15)	0,26 (1,51)	0,341** (2,67)
Y <sup>2</sup>	-0,056*** (-4,23)	-0,062*** (-7,08)	-0,030* (-2,14)	-0,022 (-1,59)	-0,039** (-3,1)
CH	-0,15*** (-4,23)				
CS		-0,029*** (-5,55)			
GAPS			-0,030*** (-3,60)		
Info				0,61*** (5,64)	
Abertura					-0,052* (-2,81)
SU	-0,028* (-1,74)		-0,021 (-1,32)		-0,021** (-1,40)
CO	-0,021 (-2,18)		0,008 (-0,96)		0,025 (-2,57)
NO	-0,016 (-0,93)		-0,027 (-1,92)		-0,044 (-3,15)
NE	0,004 (-0,30)		0,013 (0,80)		-0,026** (-0,96)
R <sup>2</sup>	0,43; 0,68; 0,55	0,37; 0,03; 0,07	0,32; 0,64; 0,48	0,40; 0,36; 0,31	0,24; 0,65; 0,44
Teste F		59,28		54,36	
Prob > F		(0,000)		(0,000)	
Teste Wald	424,89		190,32		164,91
Wald Chi2	(0,0000)		(0,0000)		(0,000)
Hausman	2,89		1,49		2,32
p-value	0,4094		0,6842		0,5096
Observações	494	494	494	494	494
U-invertido?	SIM	SIM	SIM	NÃO	SIM

Nota: Painel balanceado para 26 estados brasileiros, período 1992-2010. EF = Efeito Fixo; EA = Efeito Aleatório; (\*\*\*) significância a 1%; (\*\*) significância a 5%; (\*) significância a 10%. As estatísticas *t* (EF) e *z* (EA) estão entre parênteses. *Dummy* de regiões: Sul (SU); Centro-Oeste (CO); Norte (NO); Nordeste (NE). A região Sudeste foi considerada referência para evitar problema de colinearidade nas estimativas. Os tipos de coeficientes de determinação (R<sup>2</sup>) seguem a seguinte ordem: *within*; *between* e *overall*. Os erros padrões são robustos à heterocedasticidade.

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote econométrico Stata 13.

A variável informalidade (*Info*) pode ser considerada importante para a confirmação da hipótese de Kuznets nas regressões obtidas por dados em painel sob efeitos fixos. Chong e Gradstein (2004), mediante a um painel de dados para 57 países em desenvolvimento para o período 1970-2000, constataram uma relação positiva entre desigualdade de renda e tamanho do setor informal. No caso da variável *abertura*, diferentemente da especificação isolada, seu efeito sobre a desigualdade passa a ser positivo. Além do mais, essa variável deixa de dar sua contribuição para explicar a desigualdade sob efeitos aleatórios. Essa instabilidade de resultado pode ser explicada pela omissão da variável dependente capaz de captar a inércia da desigualdade. Essa hipótese é testada nas estimativas obtidas por dados em painel dinâmico.

Para os dados em painel, tanto sob efeitos fixos quanto aleatórios, os resultados sugerem dois tipos de efeitos: i) negativos – entre a desigualdade de renda e o capital humano, o conflito social e o gasto com assistência e previdência estadual; ii) positivos – entre a desigualdade, a informalidade e a abertura econômica. Comparando-se as estimativas obtidas por efeito fixo e aleatório, conforme o Teste de Hausman, ao nível de significância de 1%, ao incluir as variáveis que testam as hipóteses dos modelos teóricos que abordam os efeitos da desigualdade sobre o crescimento, os resultados obtidos por efeito fixo são mais adequados que aqueles obtidos por efeitos aleatórios.

**Tabela 4 – Determinantes da desigualdade de renda, painel estático, Brasil, 1992-2010**

Variável	Efeitos Fixos (EF)	Estatística <i>t</i>
Constante	-1,4143***	-2,80
<i>Y</i>	0,5953***	3,60
<i>Y</i> <sup>2</sup>	-0,0444***	-3,20
<i>CH</i>	-0,0824***	-2,01
<i>CS</i>	-0,0118**	-2,40
<i>GAPS</i>	-0,0008	-0,18
<i>Info</i>	0,4025***	5,09
<i>Abertura</i>	0,0073	0,33
R <sup>2</sup>	0,41; 0,14; 0,26	
Teste F, Prob > F	43,61 (0,0000)	
Teste de Hausman, <i>p-value</i>	24,45 (0,0000)	
Observações	468	
U-invertido?	SIM	

Nota: Painel balanceado para 26 estados brasileiros, período 1992-2010. Nota: (\*\*\*) significância a 1%. Regressão EF (*within*) com correção dos distúrbios AR(1). Baltagi-Wu LBI=1,63. Os tipos de coeficientes de determinação (R<sup>2</sup>) seguem a seguinte ordem: *within*; *between* e *overall*. Os erros padrões são robustos à heterocedasticidade.

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote econométrico Stata 13.

A hipótese do U-invertido para explicar a relação entre o desenvolvimento econômico e a desigualdade de renda foi confirmada em todos os tipos de especificações. Com exceção das variáveis *GAPS* e *Abertura*, as demais variáveis adicionais utilizadas nas estimações foram consideradas importantes para explicar a desigualdade de renda. Adicionalmente, resta verificar a importância da inércia da desigualdade de renda.

Conforme a Tabela 5, constata-se que, com a inclusão da componente inercial, não se confirma a hipótese de U-invertido de Kuznets. Nesse caso, os resultados das estimativas são de curto prazo e uma das variáveis explicativas refere-se à variável dependente com uma defasagem. Apesar disso, todos os coeficientes das variáveis adicionais apresentaram significância estatística e sinal conforme o esperado. Enquanto capital humano, gasto com assistência e previdência social e abertura comercial contribuem para a diminuição da persistência da desigualdade, conflito social e informalidade da economia contribuem para o aumento desse fenômeno. Destaca-se o fato de que nessas novas estimativas, o sinal da variável conflito social (*CS*) apresenta-se conforme o esperado, diferentemente das estimativas por painel estático. Também, a variável abertura comercial passa a ter sinal semelhante à estimativa de efeito isolado, na especificação 5, e diferente das estimativas para o modelo geral sob dados em painel estático.

Assim, ao considerar a versão dinâmica, a desigualdade de renda nas unidades da federação possui um componente inercial em que a desigualdade contemporânea corresponde a cerca de 28,60% da desigualdade do período imediatamente anterior. Segundo Taques e Mazzutti (2011), um possível efeito de inércia da desigualdade de renda está em consonância com alguns teóricos do desenvolvimento, como Easterly (2001), Acemoglu e Robinson (2002) e North (1990) que têm denominado esse efeito de *path dependence* das instituições.



Acrescenta-se como explicação para a persistência da desigualdade, a questão da herança lembrada por Acemoglu e Robinson (2009) e Piquetty (2014), conforme discutido no referencial teórico. Verifica-se que as estimativas com dados em painel dinâmico com a inclusão da inércia da desigualdade promovem três importantes mudanças nos resultados obtidos por painel estático. Inicialmente, é possível rejeitar a hipótese da existência de uma relação não linear entre o desenvolvimento econômico e a desigualdade de renda. Verifica-se que a abertura comercial passa a contribuir para a redução da desigualdade de renda. Por sua vez, o sinal da variável conflito social torna-se coerente com a literatura econômica, em especial, o modelo teórico de instabilidade política.

**Tabela 5 – Hipótese de Kuznets com efeito inercial da desigualdade, painel dinâmico, Brasil, 1992-2010**

Variável	GMM – AB	Estatísticas z
<i>Gini</i> <sub>t-1</sub>	0,2860***	3,70
<i>Y</i>	-0,1305	-0,40
<i>Y</i> <sup>2</sup>	0,0148	0,57
<i>CH</i>	-0,0642***	-2,62
<i>CS</i>	0,0111**	2,01
<i>GAPS</i>	-0,0136**	-2,06
<i>Info</i>	0,5295***	6,33
<i>Abertura</i>	-0,0725***	-3,81
Wald chi <sup>2</sup> (9)	1012,4000	
Teste Sargan (Prob>Chi2)	23,2965 (1,0000)	
Nº instrumentos	86	
AR(1) (Prob > z)	-3,1336 (0,0017)	
AR(2) (Prob > z)	0,6590 (0,5099)	
Observações	416	

Nota: (\*\*\*) significância a 1%; (\*\*) significância a 5%; (\*) significância a 10%. Entre parênteses estão as estatísticas z. Variáveis endógenas: *Gini*, *CH*; *CS*; *INFO*; *GAPS*. Variáveis exógenas: *Y*; *Y*<sup>2</sup>; *Abertura*. Instrumentos para equação em primeira diferença: GMM-típicos: L(2/2)*Gini*; L(2/2).*CH*; L(2/2).*CS*; L(2/2).*info*; L(2/2).*GAPS*. Padrão: d.*Y*; d.*Y*<sup>2</sup>; d.*Abertura*. Instrumentos adicionais: variação da população (*varpop*); investimento (*inv*); taxa de desemprego (*desemp*); L2.*GAPS*.

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote econométrico Stata 13.

Os demais resultados permanecem os mesmos, com exceção de algumas variações no valor dos parâmetros e suas respectivas significâncias estatísticas. Sendo assim, ao rejeitar a hipótese de Kuznets, as variáveis que não estão relacionadas com o desenvolvimento econômico podem ser importantes para explicar o aumento ou a redução da desigualdade de renda ao longo do tempo, nas vinte e seis unidades da federação brasileira. Entre essas variáveis, podem ser destacados os fatores sociais, históricos e políticos, conforme sugerem as estimativas das diversas especificações com a inclusão de variáveis adicionais.

## 6. Considerações finais

Este trabalho teve como objetivo verificar a relação entre distribuição de renda e desenvolvimento econômico e identificar quais fatores estariam afetando a distribuição de renda nas unidades da federação do Brasil, no período de 1992 até 2010. Enquanto o coeficiente de Gini foi utilizado para captar a distribuição de renda, a renda domiciliar *per capita* representou o desenvolvimento econômico.

Inicialmente, considerando as estimativas para painel estático, os resultados do presente trabalho sugerem que a hipótese de Kuznets é confirmada. Assim, as evidências empíricas sugerem

que, apesar da heterogeneidade existente entre os estados brasileiros, o nível de atividade econômica afeta positivamente a desigualdade num primeiro momento quando, posteriormente, a partir de um estágio de maior renda *per capita*, a atividade econômica passa a afetar negativamente a desigualdade.

Ainda considerando as estimativas para painel estático, outros fatores foram incluídos buscando verificar seu impacto na distribuição de renda e, da mesma forma, os resultados ainda confirmaram a hipótese de Kuznets. Ademais, foi possível verificar um efeito positivo da informalidade para a desigualdade de renda, o que pode ser reflexo da intervenção econômica e, também, da qualidade das instituições. Por outro lado, as estimativas sugerem que as variáveis capital humano e conflito social podem estar contribuindo para a redução da desigualdade, confirmando, portanto, as hipóteses dos modelos de mercado imperfeito de crédito e de instabilidade política.

Posteriormente, com as estimativas para painel dinâmico, evidenciou-se a importância da persistência da desigualdade para explicar a desigualdade contemporânea com base na teoria do *path dependence*. Assim, conforme os resultados deste trabalho, a desigualdade de renda nas unidades da federação possui um componente inercial em que a desigualdade contemporânea corresponde a aproximadamente 30% da desigualdade do período imediatamente anterior.

Desse modo, o trabalho contribui para o desenvolvimento da teoria ao relacionar a desigualdade de renda, o desenvolvimento econômico e os modelos teóricos que abordam determinantes da desigualdade de renda. Além disso, houve a preocupação em estabelecer relações com a teoria do *path dependence*, importante para explicar a desigualdade de renda atual no Brasil.

No que tange às proposições de política econômica, acredita-se que o governo deve interferir na economia para reverter o processo de desigualdade considerando seus aspectos passados e contemporâneos. Para isso, é importante desenvolver ações que vão além da transferência direta de renda. No caso das políticas públicas, o investimento em capital humano, o gasto com assistência e previdência social e a abertura comercial contribuem para a redução da desigualdade. Adicionalmente, devem ser consideradas as intervenções para reduzir a informalidade da economia e a instabilidade social. Para as futuras pesquisas, sugere-se o aprofundamento do estudo da relação entre a informalidade, a desigualdade e a qualidade das instituições, pois a literatura, tanto nacional quanto internacional, carece de estudos que privilegiem tais temáticas.

## Referências

- ACEMOGLU, D.; ROBINSON, J. The political economy of the Kuznets curve. *Review of Development Economics*, v. 6, n. 2, p. 183-203, 2002.
- ACEMOGLU, D.; ROBINSON, J. Foundations of societal inequality. *Science*, v. 326, p. 678-679, 2009.
- AHLUWALIA, M. S. Income distribution and development: some stylized facts. *American Economic Review*, v. 66, n. 2, p. 128-135, 1976.
- ALESINA, A.; PEROTTI, R. Income distribution, political instability and investment. *European Economic Review*, v. 81, n. 5, p. 1.170-1.189, 1996.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.
- BAGOLIN, I. P.; GABE, J.; RIBEIRO, E. P. Crescimento e desigualdade no Rio Grande do Sul: uma revisão da curva de Kuznets para os municípios gaúchos (1970-1991). In: *Anais do II Encontro de Economia Gaúcha*, 2004, Porto Alegre-RS. Porto Alegre-RS: PUCRS e Fundação de Economia e Estatística (FEE), 2004.
- BALTAGI, B. *Econometric analysis of panel data*. [S.l.]: John Wiley & Sons, 2008.

- BARRO, R. J. Inequality and growth in a panel of countries. *Journal of Economic Growth*, v. 5, n. 1, p. 5-32, 2000.
- BARRO, R. J. *Inequality and growth revisited*. Asian Development Bank. Working Paper Series on Regional Economic Integration, 2008. (Working paper, n. 11)
- BARRETO, F. A.; JORGE NETO, P. M.; TEBALDI, E. Desigualdade de renda e crescimento econômico no nordeste brasileiro. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 32, n. Especial, p. 842-859, 2001.
- BÊRNI, D. A.; MARQUETTI, A.; KLOECKMER, R. A desigualdade econômica do Rio Grande do Sul: primeiras investigações sobre a curva de Kuznets. In: *Anais do Encontro de Economia Gaúcha*. Porto Alegre-RS, 2002.
- CASTRO, R. S.; PÔRTO Jr.; SABINO da S. Efeitos da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico no Brasil: uma análise não-linear. *Perspectiva Econômica*, v. 3, n. 1, p. 27-61, 2007.
- CHARLES-COLL, J. A. *The Debate Over the Relationship Between Income Inequality and Economic Growth: Does Inequality Matter for Growth?* Universidad Autónoma de Tamaulipas, Centro Universitario Tampico-Madero, Fac. de Comercio y Admon. de Tampico. Macrothink Institute, Mexico, v. 5, n. 2, 2013.
- CHONG, A.; GRADSTEIN, M. *Inequality, institutions, and informality*. Inter-American Development Bank, Research Department Working Papers, Washington-D.C., 2004. (Working paper, n. 516)
- CRUZ, P. B.; TEIXEIRA, A. *O Efeito da desigualdade da distribuição de renda no crescimento econômico*. FUCAPE Business School, 2012. (Working papers, n. 37)
- DEININGER, K.; SQUIRE, L. New ways of looking at old issues: inequality and growth. *Journal of Development Economics*, v. 57, n. 2, p. 259-287, 1998.
- EASTERLY, W. Can institutions resolve ethnic conflict? *Economic Development and Cultural Change*, v. 49, n. 4, p. 687-706, 2001.
- FIGUEIREDO, E.; SILVA JÚNIOR, J.; JACINTO, P. A hipótese de Kuznets para os municípios brasileiros: testes para as formas funcionais e estimações não-paramétricas. *Economia*, v. 12, n. 1, p. 149-165, 2011.
- FIELDS, G. S. *Distribution and development: a new look at the developing world*. [S.l.]: MIT press, 2002.
- FRAGA, G. J. *Estudo da relação entre comércio internacional, capital humano e crescimento econômico no Brasil no período de 1995 a 2006*. 143p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo. Piracicaba, 2011.
- GALOR, O.; ZEIRA, J. Income distribution and macroeconomics. *The Review of Economic Studies*, v. 60, n. 1, p. 32-52, 1993.
- GLAESER, E. L. *Inequality*. National Bureau of Economic Research, 2005. (Working paper, n. 15.511)
- GLOMM, G.; RAVIKUMAR, B. Increasing returns, human capital, and the Kuznets curve. *Journal of Development Economics*, v. 55, n. 2, p. 353-367, 1998.
- GOMIDE, U.; AMARAL FILHO, J. do; TABOSA, F. J. S. Reexaminando a Curva de Kuznets: evidências para o Brasil no período de 1981-2009. In: *Anais do XII Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, 2014, Belo Horizonte-MG. Belo Horizonte-MG: ABER, 2014.

- IRADIAN, G. Inequality, poverty and growth: cross-country evidence. International Monetary Fund, 2005. (Working paper, n.05/28)
- JACINTO, P. de A.; TEJADA, C. A. O. Desigualdade de renda e crescimento econômico nos municípios da região nordeste do Brasil: o que os dados têm a dizer? *Revista Econômica do Nordeste*, v. 40, n. 01, p. 61-79, 2009.
- KNIGHT, J. B. Explaining Income Distribution in Less Developed Countries: A Framework and an Agenda. *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, v. 38, n. 3, p. 161-177, 1976.
- KUZNETS, S. Economic Growth and Income Inequality. *American Economic Review*, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955.
- KUZNETS, S. Quantitative aspects of the Economic growth of Nations: VIII, Distribution of Income by Size, *Economic Development and Cultural Change*, v. 11, n. 2, p. 1-80, 1963.
- KUZNETS, S. *Teoria do crescimento econômico moderno: taxa, estrutura e difusão*. Rio de Janeiro: Zahar Editores, 1974.
- KRANZINGER, S. The process of wealth accumulation with regard to the path dependence theory. *Momentum Quarterly-Zeitschrift für Sozialen Fortschritt*, v. 5, n. 1, p. 36-53, 2016.
- KOSHIYAMA, D.; FOCHEZATTO, A. Crescimento econômico e desigualdade de renda no Brasil: uma análise de causalidade de Granger com dados em painel. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)*, v. 06, n. 2, p. 36-47, 2012.
- NORTH, D. Institutions and their consequences for economic performance. *The limits of rationality*, University of Chicago Press Chicago and London, p. 383-401, 1990.
- NEVES, L.; ALMEIDA, E. Qualidade e equidade na educação: verificação da hipótese da Curva de Kuznets educacional por meio de um painel espacial. In: *Anais do XIII Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, 2015, Curitiba-PR. Curitiba: ABER, 2015.
- PENNA, C. M.; GOMES, P. E. M.; TROMPIERI NETO, N.; LINHARES, F. C. Trabalho, transferências e desigualdade: a curva de Kuznets para o Nordeste. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)*, v. 07, n. 2, p. 34-51, 2013.
- PEROTTI, R. Political equilibrium, income distribution and growth. *Review of Economics Studies*, v. 60, n. 4, p. 755-756, 1993.
- PEROTTI, R. Democracy, income distribution and growth: What the data say. *Journal of Economic Growth*, v. 1, n. 1, p. 149-187, 1996.
- PIKETTY, T. The Kuznets Curve: Yesterday and Tomorrow. In: BANERJEE, A. V.; BÉNABOU, R.; MOOKHERJEE (Eds). *Understanding Poverty*, Oxford University Press, 2006.
- PIKETTY, T. *O capital no século XXI*. Rio de Janeiro: Intrínseca, 2014.
- RAM, R. Level of development and income inequality: an extension of Kuznets-hypothesis to the world economy. *Kyklos*, v. 42, n. 1, p. 73-88, 1989.
- RAVALLION, M. A. Growth and poverty: evidence for developing countries in the 1980s. *Economics Letters*, n. 48, p. 411-417, 1995.
- ROBINSON, S. A note on the U-hypothesis relating income inequality and economic development. *American Economic Review*, v. 66, n. 3, p. 437-440, 1976.

- RODRÍGUEZ, M. A.; SUÁREZ, R. P.; MENÉNDEZ, A. J. L. Crecimiento econômico y desigualdad: nuevas extensiones del proceso de kuznets. *Estudios de Economía Aplicada*, v. 24, n. 1, p. 221-244, 2006.
- SALVATO, M. A.; ALVARENGA, P. S.; FRANÇA, C. S.; ARAÚJO JR, A. F. Crescimento e desigualdade: evidências da Curva de Kuznets para os municípios de Minas Gerais – 1991/2000. *Revista Economia & Gestão*, v. 6, n. 13, 2008.
- SILVA, D. O. P. da; ARAÚJO JÚNIOR, I. T. de; SILVA, M. V. B. da. Pobreza, desigualdade e crescimento: evidências obtidas a partir de painel dinâmico para os estados brasileiros. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)*, v. 3, n. 2, p. 1-26, 2009.
- SYDOW, J.; SCHREYÖGG, G.; KOCH, J. Organizational path dependence: opening the black box. *Academy of Management Review*, n. 34, v. 4, p. 689-709, 2009.
- TAQUES, F. H.; MAZZUTTI, C. C. T. P. Qual a relação entre desigualdade de renda e nível de renda per capita? Testando a hipótese de Kuznets para as unidades federativas brasileiras. *Planejamento e Políticas Públicas*, v. 2, n. 35, 2011.
- ZHOU, X.; LI, K.W. Inequality and development: Evidence from semiparametric estimation with panel data. *Economics Letters*, v. 113, n. 3, p. 203–207, 2011.

#### Apêndice A - Testes de raiz unitária em dados em painel

Variáveis	Modelo	LLC	IPS	Beitruung	I(0) ou I(1)?
$Gini_t$	C	0,9999	0,5980	0,0082 <sup>(a)</sup>	I(0)
$Gini_t$	C,T	0,0005 <sup>(a)</sup>	0,0193 <sup>(b)</sup>	0,0665 <sup>(c)</sup>	I(0)
$Y_t$	C	0,7673	0,8501	1,0000	I(1)
$Y_t$	C,T	0,7447	0,9468	0,0843 <sup>(c)</sup>	I(0)
$CH_t$	C	0,1897	1,0000	1,0000	I(0)
$CH_t$	C,T	0,0011 <sup>(a)</sup>	0,0149 <sup>(b)</sup>	0,0705 <sup>(c)</sup>	I(0)
$CS_t$	C	0,0001 <sup>(a)</sup>	0,7200	1,0000	I(0)
$CS_t$	C,T	0,0059 <sup>(b)</sup>	0,7145	0,7484	I(0)
$GAPS_t$	C	0,0016 <sup>(a)</sup>	0,9999	1,0000	I(0)
$GAPS_t$	C,T	0,0000 <sup>(a)</sup>	0,0003 <sup>(a)</sup>	0,0167 <sup>(b)</sup>	I(0)
$Info_t$	C	1,0000	1,0000	1,0000	I(1)
$Info_t$	C,T	0,3092	1,0000	0,9999	I(1)
$Info_t$	-	0,0000 <sup>(a)</sup>	-	0,0000 <sup>(a)</sup>	I(0)
$Abertura_t$	C	0,0000 <sup>(a)</sup>	0,0000 <sup>(a)</sup>	0,0001 <sup>(a)</sup>	I(0)
$Abertura_t$	C,T	0,0000 <sup>(a)</sup>	0,0000 <sup>(a)</sup>	0,7372	I(0)

Nota: As letras em sobrescrito representam: (a) significância a 1%; (b) significância a 5%; (c) significância a 10%. LLC = Levin-Lin-Chu (2002), IPS = Im-Pesaran-Shin (2003).

Fonte: Elaboração própria.

# REVISTA BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS

