

Ensaaios FEE

Volume 38 - Número 3 - 2017

ISSN 1980-2668

Secretaria de Planejamento, Governança e Gestão
Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser

O impacto dos fatores econômicos associados à pirataria de software: uma análise em dados de painel

**Rodrigo Nobre Fernandez, Jean Marcel Del Ponte Duarte e
Felipe Garcia Ribeiro**

Uma análise multidimensional do processo de convergência entre os estados brasileiros — 1970-2000

André M. Marques e Adelar Fochezatto

A estimação do Índice Geral de Criminalidade (IGcrime) para os municípios do Rio Grande do Sul

**Tiarajú Alves de Freitas, Audrei Fernandes Cadaval e
Glauber Acunha Gonçalves**

Os determinantes da criminalidade nos municípios gaúchos: evidências de um modelo econométrico espacial

**Maurício Vitorino Saraiva, Otavio Canozzi Conceição e
Marco Tulio Aniceto França**

Os determinantes do trabalho e do estudo: o caso do Rio Grande do Sul

Tanise Brandão Bussmann

Privação multidimensional na primeira infância, no Brasil

Camila Vogt, Izete Pengo Bagolin e Esmeralda Correa Macana

A pobreza no Rio Grande do Sul: evidências a partir de uma análise multidimensional do período 2007-14

**Andréa Ferreira da Silva, Jair Andrade Araujo,
Eryka Fernanda Miranda Sobral e Janaildo Soares de Sousa**

Integração espacial dos preços do leite: análise nos principais estados produtores do Brasil

**Angélica Pott de Medeiros, Bruna Márcia Machado Moraes e
Reisoli Bender Filho**

ISSN 1980-2668

SECRETARIA DE PLANEJAMENTO, GOVERNANÇA E GESTÃO
FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA
Siegfried Emanuel Heuser

Ensaaios FEE

Ensaaios FEE é uma publicação trimestral da Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser que tem por objetivo a divulgação de trabalhos, ensaios e artigos de caráter técnico-científico da área de economia e demais ciências sociais.

CONSELHO EDITORIAL

Bruno Breyer Caldas - FEE
Martinho Roberto Lazzari - FEE
Achyles Barcelos da Costa - UFRGS
Elmar Altvater - Free University of Berlin, Alemanha
François Chesnais - Université de Paris-XIII, França
Gabriel Alejandro Mendoza Pichardo - Universidad Nacional Autónoma de México, México
José Vicente Tavares dos Santos - UFRGS
Luis Bértola - Universidad de Buenos Aires, Argentina
Luiz Carlos Bresser-Pereira - Centro de Economia Política
Pierre Salama - Université de Paris XIII, França
Priscilla Tavares, Escola de Economia de São Paulo-FGV

CONSELHO DE REDAÇÃO

Bruno Breyer Caldas - FEE
Fernando Maccari Lara - FEE
Guilherme Stein - FEE
Jaime Carrion Fialkow - FEE
Marcos Vinicio Wink Junior - FEE
Rodrigo Daniel Feix - FEE
Rodrigo Morem da Costa - FEE

EDITOR

Bruno Breyer Caldas

SECRETÁRIA EXECUTIVA

Líliá Pereira Sá

Trimestral

Ensaaios FEE	Porto Alegre	v. 38	n. 3	p. 439-652	2017
---------------------	---------------------	--------------	-------------	-------------------	-------------



GOVERNO DO ESTADO
RIO GRANDE DO SUL

SECRETARIA DE PLANEJAMENTO, GOVERNANÇA E GESTÃO

FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA Siegfried Emanuel Heuser

CONSELHO DE PLANEJAMENTO: André F. Nunes de Nunes, Angelino Gomes Soares Neto, André Luis Vieira Campos, Leandro Valiati e Ricardo Franzói

CONSELHO CURADOR: Mayara Penna Dias, Olavo Cesar Dias Monteiro e Irma Carina Brum Macolmes

DIRETORIA

PRESIDENTE: MIGUEL ÂNGELO GOMES OLIVEIRA

DIRETOR TÉCNICO: ALFREDO MENEGHETTI NETO

DIRETOR ADMINISTRATIVO: MARCELO VASCONCELOS DA SILVA

CENTROS

ESTUDOS ECONÔMICOS E SOCIAIS

PESQUISA DE EMPREGO E DESEMPREGO

INFORMAÇÕES ESTATÍSTICAS

INFORMÁTICA

INFORMAÇÃO E COMUNICAÇÃO

RECURSOS

Ensaaios FEE está indexada em:

Ulrich's International Periodicals Directory

Índice Brasileiro de Bibliografia de Economia (IBBE)

Journal of Economic Literature (JEL)

ProQuest LLC

Ensaaios FEE / Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser – V. 1, n. 1, (1980)- . – Porto Alegre: Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser, 1980- .
v. : il.

Trimestral: 2015-. Semestral: 1980-2014.

Do v. 17 ao v. 22, deixa de ter paginação continuada.

Índices: v. 1 (1980) – 9 (1988) em v. 9, n. 2;

v. 10 (1989) – 11 (1990) em v. 11, n. 2;

v. 12 (1991) – 15 (1994) em v. 16, n. 2.

ISSN 1980-2668

1. Economia – periódico. 2. Estatística – periódico. I. Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser.

CDU 33(05)

Bibliotecário responsável: João Vítor Ditter Wallauer — CRB 10/2016

© 2017 FEE



É permitida a reprodução dos artigos publicados pela revista, desde que citada a fonte. São proibidas as reproduções para fins comerciais, a menos que haja permissão, por escrito, da FEE.

As opiniões emitidas nesta revista são de exclusiva responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, um posicionamento oficial da FEE ou da Secretaria de Planejamento, Governança e Gestão.

Composição, diagramação e arte final: Susana Kerschner e Tatiana Zismann (coordenação)

Revisão bibliográfica: João Vítor Ditter Wallauer e Leandro de Nardi

Capa: Israel Cefrin e Josué Sperb

Toda correspondência para esta publicação deverá ser endereçada à:

FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA Siegfried Emanuel Heuser (FEE)

Revista **Ensaaios FEE** - Secretaria

Rua Duque de Caxias, 1691 — Porto Alegre, RS — CEP 90010-283

Fone: (51) 3216-9132 Fax: (51) 3216-9134 E-mail: revistas@fee.tche.br Site: www.fee.rs.gov.br

Sumário

O impacto dos fatores econômicos associados à pirataria de <i>software</i> : uma análise em dados de painel — Rodrigo Nobre Fernandez, Jean Marcel Del Ponte Duarte e Felipe Garcia Ribeiro	445
Uma análise multidimensional do processo de convergência entre os estados brasileiros — 1970-2000 — André M. Marques e Adelar Fochezatto	467
A estimação do Índice Geral de Criminalidade (IGcrime) para os municípios do Rio Grande do Sul — Tiarajú Alves de Freitas, Audrei Fernandes Cadaval e Glauber Acunha Gonçalves	499
Os determinantes da criminalidade nos municípios gaúchos: evidências de um modelo econométrico espacial — Maurício Vitorino Saraiya, Otavio Canozzi Conceição e Marco Tulio Aniceto França	521
Os determinantes do trabalho e do estudo: o caso do Rio Grande do Sul — Tanise Brandão Bussmann	553
Privação multidimensional na primeira infância, no Brasil — Camila Vogt, Izete Pengo Bagolin e Esmeralda Correa Macana	577
A pobreza no Rio Grande do Sul: evidências a partir de uma análise multidimensional do período 2007-14 — Andréa Ferreira da Silva, Jair Andrade Araujo, Eryka Fernanda Miranda Sobral e Janaildo Soares de Sousa	597
Integração espacial dos preços do leite: análise nos principais estados produtores do Brasil — Angélica Pott de Medeiros, Bruna Márcia Machado Moraes e Reisoli Bender Filho	625

Table of Contents

The impact of economic factors related to software piracy: a panel data analysis — Rodrigo Nobre Fernandez, Jean Marcel Del Ponte Duarte and Felipe Garcia Ribeiro	445
A multidimensional analysis of the convergence process between the Brazilian states — 1970-2000 — André M. Marques and Adelar Fochezatto	467
The estimation of a General Crime Index for the cities in the State of Rio Grande do Sul — Tiarajú Alves de Freitas, Audrei Fernandes Cadaval and Glauber Acunha Gonçalves	499
The determinants of criminality in the municipalities of the State of Rio Grande do Sul: evidence from a spatial econometric model — Maurício Vitorino Saraiva, Otavio Canozzi Conceição and Marco Tulio Aniceto França	521
The determinants of work and study: the case of the State of Rio Grande do Sul — Tanise Brandão Bussmann	553
Early childhood multidimensional deprivation in Brazil — Camila Vogt, Izete Pengo Bagolin and Esmeralda Correa Macana	577
Poverty in the State of Rio Grande do Sul: evidence from a multidimensional analysis of the period between 2007 and 2014 — Andréa Ferreira da Silva, Jair Andrade Araujo, Eryka Fernanda Miranda Sobral and Janaildo Soares de Sousa	597
Spatial integration in milk prices: analysis of the main producer states in Brazil — Angélica Pott de Medeiros, Bruna Márcia Machado Moraes and Reisoli Bender Filho	625

O impacto dos fatores econômicos associados à pirataria de *software*: uma análise em dados de painel*

Rodrigo Nobre Fernandez**

Doutor em Economia Aplicada pelo
Programa de Pós-Graduação em
Economia (PPGE) da Universidade
Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS),
Professor Adjunto da Universidade
Federal de Pelotas (UFPEl)
Mestre em Economia Aplicada pela
UFPEl

Jean Marcel Del Ponte Duarte***

Doutor em Economia pela Escola de
Economia de São Paulo da Fundação
Getúlio Vargas, Professor Adjunto da
UFPEl

Felipe Garcia Ribeiro****

Resumo

O presente trabalho investiga o impacto de variáveis socioeconômicas sobre as taxas de pirataria, utilizando um painel de dados para países, nos anos de 2000 a 2014. Para estimar a relação entre a taxa de pirataria de *software* e seus possíveis fatores associados, foi utilizado o método de efeitos fixos. Os resultados sugerem que o custo de abrir um negócio está negativamente relacionado com a taxa de pirataria. Essa relação se mostrou positiva apenas quando foram analisados países desenvolvidos. Nesse mesmo sentido, a taxa de desemprego mostrou-se positiva, indicando que a dificuldade de conseguir um trabalho incentiva os agentes econômicos a utilizarem *softwares* piratas.

* Artigo recebido em maio 2017 e aceito para publicação em nov. 2017.



Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons
Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Revisora de Língua Portuguesa: Elen Jane Medeiros Azambuja

** E-mail: rodrigo@rodrigofernandez.com.br

*** E-mail: jeanduarte90@yahoo.com.br

**** E-mail: felipe.garcia.rs@gmail.com

Palavras-chave

Pirataria de software; ambiente de negócios; dados em painel

Abstract

This paper aims to analyze the impact of socioeconomic variables on piracy rate, by using a cross-country panel data from 2000 to 2014. To estimate the relationship between the software piracy rate and its possible economic determinants, a fixed effects method was used. The results suggest that the cost of starting a business is negatively related to the piracy rate. This relationship was positive only when developed countries were analyzed. Likewise, the unemployment rate was positive, indicating that the difficulty in getting a job encourages economic agents to use pirated software.

Keywords

Software piracy; business environment; panel data

Classificação JEL: D23, O3, O5

1 Introdução

A discussão sobre a questão acerca das proteções de direitos de propriedade intelectual (DPI) vem-se tornando cada vez mais importante na literatura relacionada à pirataria digital, talvez por essa ser uma das formas mais eficazes de combatê-la. Há cada vez mais investimento dos governos e de empresas privadas em DPIs, já que a pirataria é responsável por uma relevante parcela da perda de valores financeiros dos produtos digitais desenvolvidos anualmente.

Nesse sentido, a Business Software Alliance (BSA) é uma instituição que investiga e expõe, em seus relatórios, as taxas de pirataria para diversos países, nos quais é possível que tal mensuração seja realizada. Além disso, também são estimadas as perdas de valor comercial dos produtos que sofrem consequência dessa prática. De acordo com o relatório publicado em 2014 (BUSINESS SOFTWARE ALLIANCE, 2014), a BSA relata que

a perda de valor comercial de *software* não licenciado em 2013 foi de mais de US\$ 62 bilhões ao redor do mundo. A relação entre a taxa de pirataria e a perda comercial devido ao uso de *software* pirata não é direta. Pode-se exemplificar o caso da economia americana, que possui a menor taxa de pirataria em termos mundiais (cerca de 18% do total de *software* comercializado), mas perdeu mais de US\$ 10,8 bilhões em 2013. Essa quantia é um pouco menor que a observada em toda a Europa Ocidental e quase metade da região da Ásia-Pacífico. Em outras palavras, a perda comercial devido ao uso de *software* pirata depende do volume de produtos desenvolvidos e utilizados no território de um país. Embora a taxa de pirataria tenha sido baixa na economia americana, em 2013, o volume do *software* comercializado foi bastante alto, então, as perdas comerciais podem ser, em termos comparativos, mais altas do que as de uma outra economia que possua uma menor taxa de pirataria, mas que comercialize menos *software*.

Ciente da importância da investigação dessa pauta, alguns estudos foram realizados, buscando encontrar outras possíveis consequências decorrentes da pirataria, entre eles Andres e Goel (2012) e Bezmen e Depken (2004). Entretanto, o objetivo deste trabalho será investigar suas causas, a fim de contribuir para que novas estratégias de combate à pirataria sejam elaboradas pelas partes interessadas.

Dentro desse contexto, destaca-se o trabalho de Yang (2007), que analisou o impacto de diversas variáveis sobre a taxa de pirataria de *softwares*, divididos nas áreas de economia política, socioeconomia e tecnologia. Os resultados encontrados pela autora mostram que múltiplos fatores apresentam efeito sobre a pirataria, entre eles, educação, estabilidade política e investimentos em direitos de propriedade intelectual. Assim, a pesquisadora conclui que uma das formas mais eficazes de evitar a pirataria se dá pela educação, já que ela aumenta a compreensão sobre os direitos de propriedade intelectual e gera incentivos para que os consumidores evitem consumo de produtos pirateados. Além disso, pessoas mais instruídas tendem a ter um melhor entendimento das consequências da prática de atividades ilegais. Como destacado pela própria autora, uma das limitações do estudo diz respeito à metodologia aplicada (mínimos quadrados ordinários), já que ela não permite afirmar haver causalidade entre essas variáveis.

Um dos objetivos do presente estudo é justamente apresentar um modelo econométrico mais adequado, que permita gerar resultados com mais robustez, utilizando, como base, o artigo de Yang (2007). A estimação de equações que relacionam a perda comercial e a taxa de pirataria de *softwares* com seus fatores associados não pode ser realizada pelo clássico método dos mínimos quadrados ordinários (MQO). Isso decorre do fato de

que há aspectos não observáveis, simultaneamente correlacionados com elementos associados ao ambiente econômico, com a taxa de pirataria de *softwares* e com o valor comercial perdido com esse delito. Diante desse problema, faz-se necessário o uso de estratégias alternativas para a identificação do impacto causal dos fatores econômicos sobre a pirataria de *softwares*.

Nesse sentido, este trabalho investiga o efeito dos fatores associados econômicos na pirataria de *software* por meio do estimador de efeitos fixos. Para realizar tal tarefa, é estendido o estudo de Yang (2007), no seguinte âmbito: (a) é usada uma estrutura de dados em painel para 95 países, no período compreendido entre 2000-14, combinada com o estimador de efeitos fixos, que permite, sob certas condições, corrigir os vieses das estimações da autora; (b) são controlados os efeitos de choques econômicos, bem como os da crise de 2008; (c) é verificado se o efeito se mantém para o valor comercial perdido pelo uso de *softwares* não licenciados; e (d) é estratificada a amostra, a fim de verificar se o efeito da pirataria é distinto em economias desenvolvidas e em desenvolvimento.

Entretanto, algumas das variáveis utilizadas pela autora não puderam ser incluídas neste trabalho, pois não foram providas dentro do horizonte de tempo escolhido. Entre elas, está a taxa de individualismo, que consiste em um índice formado de acordo com dados sobre quatro dimensões, a fim de demonstrar a divergência cultural entre os países, e o Guia de Risco Internacional (GRI), que é constituído por 22 variáveis nas áreas política, legal, econômica e financeira e que representa o nível de risco do investimento nesses países.

Além disso, o estudo acerca das causas da pirataria é importante, pois contribui para que governos e empresas compreendam, de maneira mais clara, os riscos de investimentos em países com maior propensão à pirataria. Os interessados podem, então, formular estratégias mais eficazes ao abrirem um negócio.

Os resultados indicam, de maneira geral, que a variável custo de abrir um negócio está negativamente relacionada à taxa de pirataria, enquanto a taxa de desemprego apresenta relação positiva. Já para países desenvolvidos, as duas interações se dão de forma positiva. Para países em desenvolvimento, apenas a taxa de desemprego se mostrou significativa. Entretanto, a variável de gastos com educação apresentou uma relação positiva e significativa com a pirataria, resultado que vai contra a intuição da literatura. Quando utilizada a variável perda comercial decorrente da pirataria, essas duas variáveis revelaram uma relação negativa em todas as amostras. Ademais, as variáveis que medem educação e comércio também se mostraram significativas.

Além desta **Introdução**, este artigo está estruturado da seguinte forma: na seção 2, apresenta-se a revisão de literatura, que fornece o embasamento teórico necessário para a utilização de algumas variáveis selecionadas para este estudo. Na seção 3, são expostas as fontes dos dados e o modelo econométrico escolhido. Na seção 4, são apresentados e discutidos os resultados. Na seção 5, são resumidos os resultados e apresentadas as **Considerações finais**.

2 Revisão da literatura

Nos últimos anos, alguns artigos têm fornecido evidências sobre as causas e as consequências da pirataria de *softwares*. Embora grande parte dos trabalhos seja passível de crítica acerca das metodologias aplicadas, as ideias teóricas por trás das regressões são de destacável importância para sustentar as variáveis utilizadas no presente ensaio.

Como salientado na seção introdutória, Yang (2007) afirmou que a educação é um importante fator no estudo da pirataria. Essa relação também foi discutida por Goel e Nelson (2009), que mostraram que a educação possui efeito negativo sobre a pirataria, ou seja, quanto maior o nível de educação de um país, menores são os níveis desse delito. Isso decorre do fato de que pessoas com maiores níveis de instrução possuem um melhor entendimento das consequências da utilização de produtos ilegais e, com isso, recebem menos incentivos à sua prática. Os autores mediram a educação por meio da variável taxa de alfabetização, para o ano de 2005.

Outros autores que destacaram a importância do nível de educação como determinante do nível de pirataria foram Jeong e Khouja (2013), que mostraram, após diversos experimentos de modelagem programável executados, que as estratégias educacionais são as melhores formas de se combater a pirataria, principalmente quando o orçamento destinado a esse fim é limitado. Entretanto, esse tipo de estratégia não aumenta o incentivo ao consumo de produtos legítimos, por isso, é importante também o uso de outras estratégias, como oferta de serviços adicionais e redução do preço dos produtos. Portanto essa é uma evidência da importância da educação na prevenção à pirataria.

Mais uma contribuição para esse assunto é provida por Al-Rafee e Rouibah (2010), que também concluíram que a educação, medida por meio da consciência dos indivíduos sobre os riscos de praticar pirataria, é um dos fatores fundamentais que contribuem para a diminuição desse delito. Os autores incluíram outras variáveis, como religião e cumprimento da lei, mas a educação apresentou-se como o maior responsável pelo declínio das intenções de piratear.

Seguindo nessa área, Gomes, Cerqueira e Almeida (2015) chegaram a essa mesma conclusão. Isso se dá provavelmente porque pessoas com mais educação formal possuem mais consciência das possíveis consequências que possam vir a sofrer ao comercializarem produtos piratas. Além disso, essas pessoas tendem a exigir uma qualidade melhor do produto, o que reduz a utilidade dos artigos pirateados, já que eles são geralmente oferecidos em uma qualidade inferior à do original. Outro fator que pode aumentar o custo de piratear são as variáveis de governança, como corrupção e *rule of law*, que captam a percepção de como os agentes confiam na validade das regras da sociedade, e que, por sua vez, afetam a consciência das pessoas sobre os possíveis riscos que elas enfrentam nessa atividade ilegal. Portanto, o nível de qualidade institucional do país está negativamente relacionado ao nível de pirataria.

Os autores também constataram que o Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* está negativamente relacionado com os níveis de pirataria de maneira clara e direta, corroborando o que os modelos teóricos implicam. De modo geral, o trabalho analisou as causas desse delito em cinco dimensões: econômica, cultural, educacional, tecnológica e legal. Nessa última, foi constatado que o aumento da proteção dos direitos autorais reduz a pirataria. De uma maneira mais geral, Husted (2000) analisou o impacto de variáveis socioeconômicas sobre a pirataria. Os resultados encontrados sustentaram a hipótese que o desenvolvimento econômico tem impacto negativo sobre o referido crime.

Embora com menos evidências empíricas, outra hipótese de Yang (2007) diz respeito à defesa dos direitos de patente, que estão fortemente relacionados com os níveis de pirataria. Ginarte e Park (1997) desenvolveram um índice, a fim de avaliar os fatores e as características que definem o nível de proteção dos direitos de patentes dos países. As evidências do estudo indicam que, entre os principais fatores que influenciam o nível de proteção de direitos, estão o ambiente de mercado, a integração internacional, o livre mercado e os investimentos em pesquisa e desenvolvimento.

De maneira intuitiva, o governo tem certa influência sobre as variáveis apresentadas anteriormente, portanto é satisfatório imaginar que a qualidade institucional seja um fator determinante da taxa de pirataria. Sanchez (2010) destaca a importância das ações do governo para a prevenção do surgimento de novos piratas no mercado, visto que ele pode agir de forma a interferir no mercado com mais rigorosidade sobre a fiscalização dos produtos que são vendidos ilegalmente. Em alguns casos, o governo enfraquece propositadamente a fiscalização, a fim de controlar o monopólio de algum produto por alguma empresa distribuidora. Variáveis de governança visam captar justamente o efeito da qualidade institucional do país sobre a pirata-

ria. Essa questão também é tratada por Banerjee (2006), que destaca a importância de políticas antipirataria adotadas pelos governos, as quais são de fundamental importância para definir se os piratas entram ou não no mercado.

Outro fator que apresentou relação com a pirataria foi a taxa de desemprego, sendo mais um que sofre influência de forma direta por parte do governo. O efeito pode acontecer por duas vias: tendo menos renda disponível e maior tempo livre, desempregados têm maior propensão a utilizar produtos piratas. Por outro lado, essas pessoas podem ter uma menor necessidade de uso de produtos piratas, o que reduz o nível de pirataria do país. Essas possibilidades são apresentadas e estudadas por Chen, Chen e Yeh (2010), os quais afirmam que a variável desemprego tem uma relação negativa com a taxa de pirataria de uma nação.

Uma forma interessante de análise é trabalhada por Shore *et al.* (2001), que dividiram a questão da pirataria em duas partes: a reprodução não autorizada apenas para uso pessoal, sem fins lucrativos, e a para comércio, geralmente envolvendo ganhos monetários. Tentando destacar a ética por trás do processo de pirataria, os autores filtraram as variáveis que derivam do individualismo, que foram utilizadas no trabalho de Yang (2005). De acordo com os resultados encontrados, com base em dados primários para quatro países, não é possível garantir que haja diferenciação ética de um país para o outro no ato de piratear. Segundo os autores, há uma “ética mundial”.

Yang (2005) também discutiu a questão da cultura nos negócios transfronteiriços, por meio de um estudo de caso envolvendo dois extremos na questão de investimento sobre a proteção dos direitos autorais. De acordo com os resultados, a cultura tem impacto sobre a proteção dos direitos, principalmente no comércio bilateral entre dois países. A diferença do idioma é um dos problemas, já que causa dificuldade na comunicação. Além disso, outro resultado importante é que maiores níveis de educação geram maior conhecimento sobre como funciona a prática de proteção de direito autoral, embora isso não possa ser tratado como um indicador da consciência da população sobre essa questão.

Tendo em vista as hipóteses sustentadas por essa literatura, escolheram-se variáveis que visam captar os respectivos efeitos sobre a taxa de pirataria. Embora a tarefa não seja fácil, buscou-se selecionar variáveis disponibilizadas dentro do horizonte de tempo escolhido para a pesquisa e que possam permitir que as relações desejadas sejam estimadas da maneira mais correta possível. Um resumo das variáveis é apresentado na próxima seção. É importante ressaltar que algumas variáveis utilizadas carecem de embasamento teórico, já que se trata de um assunto novo na literatura.

3 Dados e metodologia

As fontes de dados relacionados à pirataria foram os relatórios da BSA, os quais apresentam dados que medem a taxa de produtos pirateados, calculada pela razão do total de *softwares* não licenciados pelo montante de *softwares* instalados e pelas perdas financeiras relacionadas a esses produtos, medidas em milhões de dólares. No que se refere às variáveis socioeconômicas, foram utilizados os indicadores providos pelo Banco Mundial. O horizonte de tempo selecionado foi de 2000 a 2014. Foi montado um painel de dados para esse horizonte temporal e para 95 países.

Quadro 1

Resumo das variáveis

VARIÁVEL	LEGENDA	DEFINIÇÃO
Pirataria	piracy	Razão do total de <i>softwares</i> não licenciados pelo montante de <i>softwares</i> instalados.
Perdas comerciais com <i>software</i> pirata	loss	Valor comercial (em milhões de dólares) do total de <i>softwares</i> não licenciados que são instalados.
Custo para se abrir um negócio	cbus	Custo para se registrar um negócio, apresentado como porcentagem da renda nacional bruta <i>per capita</i> .
Taxa de desemprego	employ	Participação da força de trabalho que está sem emprego, mas disponível e buscando um.
Inflação	Infla	Inflação medida por meio do índice de preços ao consumidor, refletida pela variação anual do custo de uma cesta de bens e serviços.
Receita tributária	taxrev	Transferências compulsórias realizadas para o governo central para fins públicos.
Gastos em educação (% do PIB)	educ	Despesas operacionais com educação, incluindo salários e vencimentos e excluindo os investimentos de capital em edifícios e equipamentos.
Comércio	trade	Soma de exportações e importações de bens e serviços, medidos como participação do produto nacional bruto.
Participação e responsabilidade	voice	Percepção da extensão em que os cidadãos de um país são capazes de participar da escolha de seu governo, bem como a liberdade de expressão, a liberdade de associação e uma mídia livre. Valores entre -2,5 e 2,5.
Estado de direito	rule	Percepção de como os agentes confiam na validade das regras da sociedade e, em particular, na qualidade da execução dos contratos, nos direitos de propriedade, na polícia e nos tribunais e da probabilidade de criminalidade e violência. Valores entre -2,5 e 2,5.
Corrupção	corrupt	Percepção da extensão em que o poder público é exercido para ganho privado. Valores entre -2,5 e 2,5.

NOTA: Elaborado pelos autores com base em Business Software Alliance (2007, 2014, 2016) e nos Indicadores de governança e de desenvolvimento socioeconômico do Banco Mundial (WORLD BANK, 2016).

Para o cálculo da taxa de pirataria de *software* e do volume de *software* licenciado, a BSA¹ trabalha em parceria com a IDC, que é uma empresa que disponibiliza estatísticas sobre a indústria de tecnologia da informação. Para obter-se a taxa de pirataria, divide-se o total de unidades de *software* não licenciadas pelo total instalado. Para efetuar o cálculo do número total de unidades de *software* instaladas, a IDC determina quantos computadores há em um país e quantos desses *softwares* foram instalados durante o ano. Essas informações são coletadas pelo uso de *softwares* de rastreamento (*trackers*).

Para obter o número de unidades de *software* sem licença, a companhia, primeiramente, determina o valor, no mercado, de *software* legalmente adquirido. Esse valor é discriminado pelos consumidores e pelos usuários empresariais. Para converter o valor de mercado do *software* em número de unidades, a IDC calcula um preço médio por unidade de *software* para todo o *software* de PC, independentemente se o programa destinado a uso doméstico ou empresarial.

Tendo calculado o total de unidades de *software* instaladas, bem como o número de unidades de *software* legítimas e não licenciadas instaladas e o preço médio por unidade de *software*, a IDC é capaz de calcular o valor comercial do *software* não licenciado.

Em síntese, essas variáveis tentam captar alguns possíveis canais que explicam a taxa de pirataria e o valor comercial do *software* pirateado. Por exemplo, a taxa de inflação e a taxa de desemprego referem-se ao ambiente macroeconômico. O custo para abrir um negócio e o comércio indicam características inerentes ao ambiente de negócio de características nacionais do mercado. Já a fatores como corrupção, participação e responsabilidade e estado de direito estão ligadas as instituições e as percepções individuais sobre a sociedade. A receita tributária é uma medida para se captar o efeito da política fiscalizadora ou tributadora por parte do governo e, por fim, o gasto em educação como percentual do PIB reflete o canal educacional, que é o mais investigado na literatura. Em seguida, apresenta-se a Tabela 1, que mostra as estatísticas descritivas referentes às variáveis utilizadas nas estimações.

O custo de abrir um negócio, que é representado em porcentagem da renda nacional bruta *per capita*, variou de 0 a 211,1%. O menor valor foi observado na Dinamarca, do início da série até o ano de 2011. Já o maior foi na Nigéria, no ano de 2003. Países desenvolvidos apresentaram os menores valores, enquanto os subdesenvolvidos, os maiores. Também se mostraram assim as taxas de desemprego. Por outro lado, os gastos com

¹ Para mais detalhes, ver <<http://globalstudy.bsa.org/2016/methodology.html>>.

educação variaram muito entre os países, já que os dados coletados foram medidos em porcentagem do PIB.

Tabela 1

Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas estimações

VARIÁVEL	NÚMERO DE OB- SERVA- ÇÕES	MÉDIA	DESVIO- -PADRÃO	MÍNIMO (%)	MÁXIMO (%)
cbus	1.115	20,86	31,43	0,00	211,10
memploy	1.425	8,40	5,38	0,30	35,90
educ	909	14,40	4,34	4,96	28,39
dev	1.380	0,79	0,40	0,00	1,00
rule	1.328	0,30	0,97	-1,89	2,12
corrupt	1.328	0,30	1,04	-1,49	2,59
voice	1.330	0,25	0,90	-1,86	1,83
piracy	1.020	58,09	20,03	18,00	97,00
lloss	1.012	4,458	1,842	-0,693	9,187
infla	1.361	4,83	6,12	-4,86	96,09
taxrev	1.136	17,08	8,18	0,31	95,16
trade	1.423	91,61	59,09	20,26	455,42

A menor taxa de pirataria e a maior perda comercial correspondem ao mesmo país (Estados Unidos), com 18% e US\$ 10,8 bilhões respectivamente. A maior taxa de pirataria foi de 97%, observada no Vietnã, em 2000, que constatou uma perda de US\$ 34 milhões.² Já a menor perda notou-se na Nicarágua, que sofreu um prejuízo de US\$ 1 milhão, embora a taxa de pirataria do mesmo ano tivesse atingido 80%.

Uma evidência empírica sobre o assunto é fornecida por Yang (2007). De acordo com a autora, algumas variáveis independentes apresentam impactos sobre a pirataria, entre elas, o PIB *per capita* e a educação. Foram usados diversos modelos por meio da metodologia de mínimos quadrados ordinários.

Entretanto, essas variáveis são, muito provavelmente, correlacionadas. Há um grande risco de haver reciprocidade, uma vez que a pirataria afeta os gastos com educação ao mesmo tempo em que o inverso também é verdade. Ademais, há fatores não observáveis que estão simultaneamente correlacionados tanto com a pirataria como com o PIB *per capita*, além de outras

² A tabela descritiva apresenta a variável lloss, que representa o logaritmo da variável de perda. Isso foi feito porque os dados referentes a essa variável não estavam em percentuais. Esse procedimento é feito para a interpretação dos resultados tornar-se mais intuitiva. Além disso, suaviza a série dessa variável.

variáveis. Por esse motivo, o método de MQO torna-se inadequado para o problema em questão. Portanto, os resultados apresentados por Yang (2007) não garantem efeito de causalidade entre as variáveis independentes e a pirataria, o que seria essencial nos métodos econométricos para fins de conclusões robustas para a criação de políticas públicas voltadas para o combate à pirataria.

Diante desses problemas, este estudo procurou buscar métodos alternativos para a identificação de problemas causais das variáveis socioeconômicas sobre a pirataria. A hipótese para a identificação do impacto de interesse é que todos os fatores não observáveis que causam confusão na identificação do efeito causal entre a pirataria e seus possíveis fatores associados são justamente aqueles que são fixos ao longo do tempo e que, portanto, na estimação pelo método de efeitos fixos, estão controlados, já que são eliminados. Além disso, foram adicionadas *dummies* temporais para controlar efeitos de choques que possam ocorrer ao longo dos anos e que afetam todas as observações da mesma forma. Formalmente, a equação estimada é a seguinte.

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + X_{it}\beta + \varepsilon_{it}. \quad (1)$$

A variável y_{it} representa o nível de pirataria e as perdas decorrentes dela (num segundo momento) no país i , no ano t . X_{it} contém as covariadas, variáveis importantes para explicar o nível de pirataria dos países, que estão discriminadas no Quadro 1. Já o termo α_i capta os componentes não observáveis fixos ao longo do tempo, que se acredita serem a fonte de confusão da identificação dos fatores econômicos associados à pirataria de *software*. Por fim, λ_t representa as *dummies* de ano, para captura de choques ao longo do tempo que afetam todas as observações da mesma forma. Além disso, essa equação é estimada para amostras de diferentes países, de acordo com seu grau de desenvolvimento, a fim de verificar possíveis efeitos que estejam relacionados a essas diferenças.

4 Resultados

Nesta seção, são apresentados e comentados os resultados das regressões. É utilizado um painel não balanceado com 95 países, para os anos de 2000 a 2014. Além disso, o ano de 2000 foi utilizado como referência para todas as estimações.

As tabelas a seguir apresentam os resultados das regressões, com base na metodologia de efeito fixo. No primeiro modelo, incluíram-se todas as variáveis utilizadas como possíveis fatores econômicos associados à pirataria de *software*; no segundo modelo, removeu-se o índice de corrupção; no terceiro, excluíram-se as variáveis que se relacionam com governança e, no último modelo, além da remoção anterior, retirou-se a variável que mede a taxa de inflação.

Tabela 2

Estimações de efeito fixo de fatores econômicos associados à pirataria, para a amostra analisada — 2000-14

VARIÁVEIS	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4
cbus	(1) -0,03	(1) -0,03	(2) -0,03	(2) -0,03
Erro-padrão ...	0,01	0,01	0,01	0,01
employ	(2) 0,16	(2) 0,17	(2) 0,18	(2) 0,18
Erro-padrão ...	0,06	0,06	0,06	0,06
educ	0,11	0,11	0,10	0,10
Erro-padrão ..	0,09	0,09	0,09	0,09
infla	-0,02	-0,01	-0,01	-
Erro-padrão ..	0,06	0,06	0,06	-
taxrev	0,09	0,09	0,11	0,11
Erro-padrão ..	0,12	0,12	0,11	0,11
trade	0,01	0,01	0,01	0,01
Erro-padrão ..	0,01	0,01	0,01	0,01
corrupt	-0,77	-	-	-
Erro-padrão ..	0,89	-	-	-
voice	0,22	-0,00	-	-
Erro-padrão ..	1,75	1,83	-	-
rule	-1,60	-1,87	-	-
Erro-padrão ..	2,06	1,91	-	-
N	474	474	474	474
adj. R^2	0,553	0,553	0,551	0,552

NOTA: 1. Erros-padrões robustos.

2. Foram usadas *dummies* temporais em todos os modelos.

(1) Significância a 5%. (2) Significância a 1%.

A Tabela 2 mostra que o custo para se abrir um negócio está negativamente relacionado com a pirataria, ou seja, o aumento de 1% no custo de abrir um negócio (em porcentagem da renda nacional bruta *per capita*) gera um decréscimo de 0,03% no nível de pirataria do país. Esse resultado pode se dar porque, em ambientes com alto nível de fiscalização de empresas, se o custo de abrir um negócio é maior, então, os empreendedores que realmente ingressam no mercado formal possuem um incentivo menor para

usarem *software* ilegal. Esse resultado se manteve estatisticamente significativo para todos os modelos rodados. Esse achado está alinhado com os de Gomes, Cerqueira e Almeida (2015), que reforçaram que o custo de piratear produtos aumenta quando a governança é melhor. Outro resultado observado diz respeito ao desemprego. O aumento de 1% na taxa desemprego gera um aumento de 0,16% a 0,18% na taxa de pirataria. O sentido intuitivo desse resultado remete ao fato de que pessoas desempregadas são mais suscetíveis a utilizarem produtos ilegais. O resultado também se manteve estatisticamente significativo para todos os modelos. Essa constatação está de acordo com o trabalho de Chen, Chen e Yeh (2010). As demais variáveis não apresentaram significância estatística.

Tabela 3

Estimações de efeito fixo da perda comercial na amostra analisada — 2000-14

VARIÁVEIS	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4
cbus	(1) -0,0118	(1) -0,0123	(1) -0,0125	(1) -0,0124
Erro-padrão	0,0028	0,0027	0,0027	0,0028
employ	(2) -0,0215	(2) -0,0191	(2) -0,0207	(2) -0,0203
Erro-padrão	0,0083	0,0084	0,0086	0,0084
educ	(2) 0,0286	(2) 0,0315	(2) 0,0294	(2) 0,0289
Erro-padrão	0,0132	0,0132	0,0136	0,0136
infla	-0,0072	-	-0,0071	-0,0066
Erro-padrão	0,0093	-	0,0095	0,0099
taxrev	(3) 0,0284	(2) 0,0328	(2) 0,0333	(2) 0,0331
Erro-padrão	0,0153	0,0161	0,0161	0,0160
trade	(1) -0,0085	(1) -0,0090	(1) -0,0089	(1) -0,0089
Erro-padrão	0,0018	0,0019	0,0018	0,0018
corrupt	0,0653	-	-	0,0464
Erro-padrão	0,1701	-	-	0,1571
voice	0,1726	-	-	-
Erro-padrão	0,2824	-	-	-
rule	-0,3130	-	-	-
Erro-padrão	0,2443	-	-	-
N	473	473	473	473
adj. R^2	0,724	0,722	0,722	0,722

NOTA: 1. Erros-padrões robustos.

2. Foram usadas *dummies* temporais em todos os modelos.

(1) Significância a 1%. (2) Significância a 5%. (3) Significância a 10%.

Na sequência, foi trocada a variável dependente para *lloss*. O resultado do custo de abrir um negócio foi similar ao do primeiro modelo. Desse modo, países com maior custo sofrem menores perdas financeiras decorrentes de pirataria. Conforme Banerjee (2006), Sanchez (2010) e Gomes, Cerquei-

ra e Almeida (2015), esse resultado pode ter alguma explicação por duas vias: primeiro, se o custo for alto, apenas empreendedores com mais aporte de capital abrirão uma empresa e, desse modo, não irão usar *software* pirata. Por outro lado, se o custo for alto, pode haver um incentivo para o uso de *software* ilegal justamente visando à economia. Esses problemas estão diretamente relacionados com a rigidez da fiscalização. O resultado se manteve estatisticamente significativo. Entretanto, observaram-se países com baixas taxas de pirataria e altas perdas comerciais, em virtude do alto volume de produtos. Nesse sentido, países onde há maiores custos para se abrir um negócio apresentam menores perdas justamente por possuírem menores volumes de produtos, ou seja, seu mercado de *softwares* é menos desenvolvido.

Já a variável desemprego apresentou o sinal alterado, ou seja, um aumento no nível de desemprego gerou uma redução na perda monetária causada pela pirataria. A explicação é similar à anterior. Isso se deu provavelmente porque países com maiores níveis de desemprego são também aqueles que menos perdem dinheiro por causa da pirataria. Por exemplo, em 2004, a Argélia teve uma taxa de desemprego de 20%, enquanto suas perdas comerciais advindas da pirataria foram de US\$ 67 milhões. Já o Reino Unido teve 4,7% de desemprego e perda de US\$ 1,9 bilhões.

Os gastos com educação apresentaram uma relação positiva com as perdas, embora esse fato esteja em desacordo com os trabalhos de Goel e Nelson (2009), Al-Rafee e Rouibah (2010) e Jeong e Khouja (2013). Isso pode ter uma explicação no sentido de que países mais desenvolvidos perdem mais por conta de produtos pirateados devido ao seu grande volume de produtos; ao mesmo tempo, investem menor parte do PIB em educação por já terem bons níveis de educação e não necessitarem tanto de investimento. Por exemplo, a Itália, no ano de 2011, gastou cerca de 8,4% do PIB em educação e, no mesmo ano, teve uma perda financeira decorrente da pirataria de US\$ 1,9 bilhões. Por outro lado, a Guatemala teve cerca de 20% do PIB destinado à educação, enquanto sua taxa de perda foi de US\$ 116 milhões.

A receita tributária também apresentou um coeficiente positivo. A explicação provavelmente se dá porque países com mais impostos geram incentivos a um maior consumo de produtos pirateados, o que causa uma maior perda decorrente dessa prática. Já a variável abertura comercial apresentou impacto negativo sobre as perdas. Esse efeito pode ser explicado pelo fato de que países com economias mais abertas permitem que mais empresas estrangeiras entrem no mercado, e a maior concorrência gera produtos legais com preços menores, o que reduz as perdas.

Ambos os resultados tendem a ser corroborados quando rodados em amostras separadas para países desenvolvidos e em desenvolvimento, que são apresentados nas Tabelas 4 a 7.

Tabela 4

Estimações de efeito fixo de fatores econômicos associados à pirataria em países desenvolvidos — 2000-14

VARIÁVEIS	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4
cbus	-0,0008	0,0019	0,0008	(2) 0,2567
Erro-padrão ..	0,0265	0,0271	0,0279	0,0569
employ	(1) 0,1594	(1) 0,1640	(1) 0,1852	(2) 0,2052
Erro-padrão ..	0,0714	0,0724	0,0738	0,0634
educ	0,0935	0,0862	0,0600	0,2549
Erro-padrão ...	0,1162	0,1155	0,1140	0,1989
infla	-0,0221	-0,0043	-0,0033	-
Erro-padrão ..	0,0585	0,0578	0,0637	-
taxrev	0,1474	0,1381	0,1630	(1) 0,3493
Erro-padrão ..	0,1309	0,1277	0,1207	0,1615
trade	0,0207	0,0201	0,0190	-0,0085
Erro-padrão ..	0,0133	0,0132	0,0135	0,0177
corrupt	-1,4120	-	-	-
Erro-padrão ..	1,0309	-	-	-
voice	0,1046	-0,2618	-	-
Erro-padrão ..	1,7966	1,8851	-	-
rule	-2,2055	-2,7985	-	-
Erro-padrão ..	2,2263	1,9984	-	-
N	398	398	398	398
adj. R^2	0,587	0,584	0,578	0,230

NOTA: 1. Erros-padrões robustos.

2. Foram usadas *dummies* temporais em todos os modelos.

(1) Significância a 5%. (2) Significância a 1%.

A Tabela 4 mostra os resultados das regressões para países desenvolvidos, com a variável dependente pirataria. O custo para abrir um negócio se manteve estatisticamente significativo apenas no modelo 4. O aumento de 1% nesse tipo de custo gera uma elevação de 0,25% na taxa de pirataria. Esse resultado vai na contramão do descrito na Tabela 2, que envolve todos os países. Ele é, de certa forma, mais intuitivo, já que a dificuldade de abrir um negócio legal gera incentivos para a comercialização de *softwares* ilegais. Já a taxa de desemprego seguiu na mesma linha do resultado anterior. O aumento de 1% nessa taxa gera uma elevação de 0,20% na pirataria. Além disso, a variável receita tributária apresentou-se significativa: quanto maior o nível de impostos de um país, maiores os desincentivos ao desenvolvimento de novos produtos, levando a um maior nível de pirataria.

Tabela 5

Estimações de efeito fixo de fatores econômicos associados à pirataria em países em desenvolvimento — 2000-14

VARIÁVEIS	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4
cbus	-0,0237	-0,0251	-0,0275	0,0116
Erro-padrão ...	0,0208	0,0230	0,0203	0,0071
employ	0,1754	0,1800	0,1809	(1) 0,5093
Erro-padrão ...	0,1152	0,1127	0,1163	0,1411
educ	0,1661	0,1802	0,1635	(2) 0,2280
Erro-padrão ...	0,1447	0,1406	0,1336	0,1260
infla	-0,1218	-0,1368	-0,1274	-
Erro-padrão ...	0,1274	0,1395	0,1383	-
taxrev	-0,0191	-0,0025	-0,0729	-0,1394
Erro-padrão ...	0,2088	0,2553	0,3044	0,3247
trade	-0,0494	-0,0488	-0,0460	-0,0250
Erro-padrão ...	0,0417	0,0411	0,0409	0,0688
corrupt	1,3706	-	-	-
Erro-padrão ...	2,8373	-	-	-
voice	1,7626	2,3488	-	-
Erro-padrão ...	5,1215	4,3282	-	-
rule	-0,3498	-0,1572	-	-
Erro-padrão ...	3,9888	4,2786	-	-
N	76	76	76	76
adj. R ²	0,378	0,384	0,391	0,158

NOTA: 1. Erros-padrões robustos.

2. Foram usadas *dummies* temporais em todos os modelos.

(1) Significância a 1%. (2) Significância a 10%.

Já para países em desenvolvimento, o único resultado que seguiu estatisticamente significativo, embora com uma dimensão bem maior (o dobro), foi o desemprego. O acréscimo de 1% na taxa de desemprego aumentou em 0,5% a taxa de pirataria. Esse resultado faz todo sentido em termos teóricos, como já comentado nesta seção. A educação apresentou impacto positivo sobre a pirataria. Um aumento de 1% nos gastos com educação gerou uma elevação de 0,22% na taxa de pirataria. Isso pode ter uma explicação no sentido de que países mais desenvolvidos investem menor parte do PIB em educação, por já terem altos níveis educacionais.

A Tabela 6 apresenta os resultados para as regressões com a variável llos para países desenvolvidos. Os resultados para a variável custo de abrir um negócio manteve o mesmo sinal da Tabela 4, embora com o coeficiente quase cinco vezes maior. A taxa de desemprego também seguiu significativa e com um coeficiente parecido. Entretanto, a variável corrupção, que não foi estatisticamente significativa nas outras estimativas, apresentou impacto

positivo sobre as perdas comerciais decorrentes da pirataria. Isso porque ela é medida de -2,5 a 2,5, em que o -2,5 é o mais corrupto, e 2,5, o menos. Portanto, conforme os estudos de Banerjee (2006), Sanchez (2010) e Gomes, Cerqueira e Almeida (2015), países mais corruptos têm maiores perdas decorrentes da pirataria, já que isso representa o nível institucional do país, o que pode significar menos fiscalização sobre empresas ilegais.

Tabela 6

Estimações de efeito fixo da variável *lloss* para países desenvolvidos — 2000-14

VARIÁVEIS	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4
<i>cbus</i>	(1) -0,0173	(1) -0,0173	(3) -0,0551	(3) -0,0528
Erro-padrão ..	0,0072	0,0072	0,0100	0,0099
<i>employ</i>	(2) -0,0147	(2) -0,0149	(2) -0,0212	(1) -0,0276
Erro-padrão ..	0,0086	0,0084	0,0118	0,0119
<i>educ</i>	(2) 0,0256	0,0263	-0,0062	-0,0067
Erro-padrão ..	0,0149	0,0162	0,0279	0,0263
<i>infla</i>	-0,0139	-0,0131	-	-0,0232
Erro-padrão ..	0,0098	0,0097	-	0,0152
<i>taxrev</i>	0,0265	0,0263	0,0068	0,0098
Erro-padrão ..	0,0160	0,0162	0,0241	0,0244
<i>trade</i>	(3) -0,0088	(3) -0,0089	-0,0025	-0,0020
Erro-padrão ..	0,0021	0,0021	0,0027	0,0026
<i>corrupt</i>	-0,0488	-	-	(1) -0,4105
Erro-padrão ..	0,1769	-	-	0,1768
<i>voice</i>	0,0632	-	-	-
Erro-padrão ..	0,2833	-	-	-
<i>rule</i>	0,0296	-	-	-
Erro-padrão ..	0,2551	-	-	-
<i>N</i>	399	399	399	399
adj. R^2	0,695	0,697	0,364	0,392

NOTA: 1. Erros-padrões robustos.

2. Foram usadas *dummies* temporais em todos os modelos.

(1) Significância a 5%. (2) Significância a 10%. (3) Significância a 1%.

Tabela 7

Estimações de efeito fixo da variável *lloss* em países em desenvolvimento — 2000-14

VARIÁVEIS	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4
<i>cbus</i>	-0,0019	-0,0020	(2) -0,0216	(2) -0,0215
Erro-padrão	0,0031	0,0031	0,0044	0,0047
<i>employ</i>	-0,0094	-0,0052	(1) -0,1105	(1) -0,1060
Erro-padrão	(0,0179)	(0,0172)	(0,0509)	0,0498
<i>educ</i>	(1) 0,0391	(1) 0,0391	0,0142	0,0151
Erro-padrão	0,0145	0,0137	0,0574	0,0623
<i>infla</i>	-0,0129	-0,0126	-	0,0102
Erro-padrão	0,0134	0,0115	-	0,0384
...				
<i>taxrev</i>	-0,0554	-0,0505	0,0809	0,0794
Erro-padrão	0,0476	0,0519	0,0746	0,0737
<i>trade</i>	0,0040	0,0047	-0,0024	-0,0032
Erro-padrão	0,0050	0,0047	0,0179	0,0171
<i>corrupt</i>	-0,0373	-	-	0,0659
Erro-padrão	0,3391	-	-	0,5396
<i>voice</i>	0,1196	-	-	-
Erro-padrão	0,4218	-	-	-
<i>rule</i>	-0,2455	-	-	-
Erro-padrão	0,5792	-	-	-
<i>N</i>	74	74	74	74
adj. <i>R</i> ²	0,910	0,914	0,446	0,431

NOTA: 1. Erros-padrões robustos.

2. Foram usadas *dummies* temporais em todos os modelos.

(1) Significância a 5%. (2) Significância a 1%.

Os resultados referentes a países em desenvolvimento com a variável dependente *lloss* mostram-se equivalentes aos da Tabela 2, em que os resultados eram para todos os países. As variáveis custo de abrir um negócio e taxa de desemprego apresentaram impacto negativo sobre a perda de valor comercial.

5 Considerações finais

O presente trabalho se propôs a investigar os fatores econômicos associados à pirataria de *software*, utilizando dados de 95 países referentes aos anos de 2000 a 2014, a partir de informações providas pela Business Software Alliance e pelo Banco Mundial. Para atingir tal meta, foi usado o modelo econométrico de dados em painel com efeitos fixos.

Foi utilizado, como base, o estudo de Yang (2007), que analisou o impacto de diversas variáveis, divididas nas áreas de economia política, socioeconomia e tecnologia, sobre a taxa de pirataria de *software*. Embora os resultados obtidos pela autora mostrem que múltiplos fatores impactam a pirataria, como estabilidade política e investimentos em direitos de propriedade intelectual, o fator que mais se mostrou eficaz foi a educação, já que afeta diretamente o comportamento dos consumidores. Neste estudo, encontrou-se significância estatística da variável educação apenas para países em desenvolvimento.

Por outro lado, outras variáveis mostraram-se estatisticamente significantes em vários dos modelos apresentados. Uma delas foi o custo de abrir um negócio, que teve impacto negativo na pirataria, quando se levaram em conta todos os países da amostra. Esse resultado é contraintuitivo, já que custos menores tenderiam a gerar mais incentivos para que os indivíduos comercializassem produtos legais. Entretanto, nos países desenvolvidos, o impacto foi positivo e com um coeficiente bem maior, o que é mais intuitivo, já que, enfrentando custos maiores para empreender em negócios legais, os indivíduos possuem maiores incentivos para entrarem na prática ilegal de pirataria. Para os países em desenvolvimento, os resultados não foram significativos. Outra variável em destaque foi a taxa de desemprego, que apresentou impactos positivos em todos os casos, tanto para a amostra como um todo quanto quando dividida em grupos de países desenvolvidos e em desenvolvimento, com diferenças apenas no coeficiente. Esse resultado está de acordo com a literatura. Uma possível explicação é que menores taxas de desemprego retratam menos pessoas com dificuldades financeiras e que poderiam encontrar, na pirataria, uma forma de gerar renda. Portanto, de maneira geral, os resultados não corroboraram o que a literatura sugere no que se refere à educação.

Já para a variável dependente perda comercial decorrente da pirataria, o custo de abrir um negócio e a taxa de desemprego apresentaram uma relação negativa. No caso da primeira, os países subdesenvolvidos são aqueles onde, geralmente, os custos de se abrir um negócio são mais elevados. Portanto, o desenvolvimento do mercado de *softwares* nesses países é fraco, apresentando um menor volume de produtos comercializados em seus territórios. Por isso, maiores custos estão associados a menores perdas comerciais. A explicação é similar para a taxa de desemprego, já que países subdesenvolvidos geralmente apresentam níveis maiores. Além disso, a variável que mede o comércio do país também apresentou essa relação. Uma possível explicação é que países mais abertos ao comércio internacional permitem que empresas multinacionais disponibilizem seus produtos a preços menores. Por outro lado, a variável gastos em educação

e o nível de impostos cobrados no país apresentaram relação positiva com as perdas comerciais. A primeira variável pode indicar que países com grandes perdas financeiras decorrentes da pirataria sejam os que estão investindo mais em educação, a fim de obter resultados no longo prazo. Quando divididos em amostras para países desenvolvidos e em desenvolvimento, apenas as variáveis custo de abrir um negócio e taxa de desemprego apresentaram significância estatística, mantendo o sinal dos resultados anteriores.

Por fim, para uma nova agenda de pesquisa, é interessante investigar possíveis estratégias que visem controlar os principais fatores que determinam a pirataria. Uma possibilidade é gerar mais incentivos para o empreendedorismo, a partir da redução de custos, tanto financeiros quanto burocráticos, para a abertura de novos negócios, o que, por sua vez, pode levar a um aumento de oferta de vagas de trabalho, ocasionando uma menor taxa de desemprego. Dessa forma, seria possível enfrentar e controlar, por duas vias, o problema da pirataria.

Apêndice

Matriz de correlação

VARIÁ- VEIS	piracy	loss	cbus	employ	educ	infla	taxrev	trade	corrupt	voice	rule
piracy	1										
loss	-0,2727	1									
cbus	0,4744	-0,1492	1								
employ	0,0977	-0,0705	-0,0544	1							
educ	0,235	-0,1147	0,1759	-0,0634	1						
infla	0,4828	-0,0689	0,1484	0,0337	0,0425	1					
taxrev	-0,4258	-0,1153	-0,2077	0,0218	-0,0031	-0,13	1				
trade	-0,1134	-0,2444	-0,1447	-0,1572	0,3025	-0,1369	-0,0669	1			
corrupt	-0,8652	0,1392	-0,4688	-0,2058	-0,058	-0,4886	0,4194	0,2458	1		
voice	-0,7838	0,1654	-0,3803	-0,0238	-0,3214	-0,3625	0,4125	-0,0645	0,759	1	
rule	-0,8854	0,1775	-0,5179	-0,1703	-0,1389	-0,4914	0,3762	0,248	0,9584	0,7839	1

Referências

AL-RAFEE, S.; ROUIBAH, K. The fight against digital piracy: an experiment. **Telematics and Informatics**, [S.l.], v. 27, n. 3, p. 283-292, 2010,

ANDRÉS, R.; GOEL, R. K. Does software piracy affect economic growth? Evidence across countries. **Journal of Policy Modeling**, New York, v. 34, n. 2, p. 284-295, 2012.

BANERJEE, D. S. Lobbying and commercial software piracy. **European Journal of Political Economy**, Amsterdam, v. 22, n. 1, p. 139-155, 2006.

BEZMEN, T. L.; DEPKEN, C. A. **The impact of software piracy on economic development**. [S.l.]: Francis Marion University, 2004. (Working paper).

BUSINESS SOFTWARE ALLIANCE (BSA). **Piracy study**: Fifth Annual BSA and IDC Global Software. Washington, DC, 2007.

BUSINESS SOFTWARE ALLIANCE (BSA). The Compliance Gap: BSA global software survey. Washington, DC, 2014. Disponível em: <http://globalstudy.bsa.org/2013/downloads/studies/2013GlobalSurvey_Study_en.pdf> Acesso em: maio 2016.

BUSINESS SOFTWARE ALLIANCE (BSA). **What is software piracy?** 2016. Disponível em: <<http://www.bsa.org/Piracy%20Portal.aspx>>. Acesso em: nov. 2016.

CHEN, C.; CHEN, C.; YEH, C. Determinants of software piracy: evidence from far east countries. **Journal of International and Global Economics Studies**, [S.l.], v. 3, n. 2, p. 53-62, 2010,

GINARTE, J. C.; PARK, W. G. Intellectual property rights and economic growth. **Contemporary Economic Policy**, Huntington Beach, v. 15, n. 3, p. 51-61, 1997.

GOEL, R. K.; NELSON, M. A. Determinants of software piracy: economics, institutions and technology. **Journal of Technology Transfer**, Indianapolis, v. 34, n. 6, p. 637-658, 2009.

GOMES, N. D.; CERQUEIRA, P. A.; ALMEIDA, L. A. A survey on software piracy empirical literature: stylized facts and theory. **Information Economics and Policy**, Amsterdam, v. 32, p. 29-37, 2015.

HUSTED, B. W. The impact of national culture on software piracy. **Journal of Business Ethics**, Dordrecht, v. 26, n. 3, p. 197-211, 2000,

JEONG, B. K.; KHOUJA, M. Analysis of the effectiveness of preventive and deterrent piracy control strategies: Agent-based modeling approach. **Computers in Human Behavior**, [S.l.], v. 29, n. 6, p. 2744-2755, 2013.

SÁNCHEZ, F. M. Avoiding commercial piracy. **Information Economics and Policy**, Amsterdam, v. 22, n. 4, p. 398-408, 2010,

SHORE, B. *et al.* Softlifting and piracy: behavior across cultures. **Technology in society**, New York, v. 23, n. 4, p. 563-581, 2001.

WORLD BANK. **DataBank**. 2016. Disponível em:

<<http://databank.worldbank.org/data/home.aspx>>. Acesso em: nov. 2016.

YANG, D. Culture matters to multinationals' intellectual property businesses.

Journal of World Business, Greenwich, v. 40, n. 3, p. 281-301, 2005.

YANG, D. The impact of business environments on software piracy.

Technology in Society, New York, v. 29, n. 1, p. 121-141, 2007.

Uma análise multidimensional do processo de convergência entre os estados brasileiros — 1970-2000*

André M. Marques**

Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), Professor associado do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba

Adelar Fochezatto***

Doutor em Economia pela UFRGS, Professor titular da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul

Resumo

Muitos estudos têm sido feitos sobre o processo de convergência regional no Brasil, nos últimos anos. A maioria desses estudos assume que a economia pode ser representada por uma função de produção agregada, com rendimentos decrescentes de escala. Em geral, esses estudos analisam a convergência apenas da renda *per capita*. Neste trabalho, o tema é analisado sob uma perspectiva diferente: o desenvolvimento é concebido como sendo multidimensional, e a análise de convergência é feita usando-se uma técnica estatística multivariada, a análise de agrupamentos. Esta análise é feita para quatro períodos, 1970, 1980, 1991 e 2000, e os resultados mostram que, quando múltiplos critérios são analisados, é constatada a formação de dois grupos bem distintos: um formado pelos estados do Norte e do Nordeste, outro, pelos estados do Sudeste, Sul e Centro-Oeste. Ao longo

* Artigo recebido em ago. 2015 e aceito para publicação em nov. 2017.



Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Revisora de Língua Portuguesa: Tatiana Zismann

** E-mail: 00094751@ufrgs.br

*** E-mail: adelar@puccs.br

Os autores agradecem os comentários e sugestões dos dois pareceristas anônimos da Revista. Erros e omissões que persistam são da inteira responsabilidade dos autores.

das décadas, a distância entre os grupos aumentou e a dentro dos grupos tornou-se menor.

Palavras-chave

Convergência; divergência; desenvolvimento econômico

Abstract

Many studies have been done on the process of regional convergence in Brazil, in recent years. Most of these studies assume that economy can be represented by an aggregate production function with decreasing scale returns. In general, these studies tackle the income per capita only. In this paper, the issue is examined from a different perspective: development is conceived as being multidimensional, and the convergence analysis is performed by using a multivariate statistical technique, the cluster analysis. This analysis is carried out along four periods, 1970, 1980, 1991 and 2000, and the results show that there was a formation of two distinct groups, one comprising the northern and northeastern states and the other, the southeastern, southern and midwestern states. Over time, the distance between the groups increased and the one within the groups decreased.

Keywords

Convergence; divergence; economic development

Classificação JEL: o11, o18, o47

1 Introdução

A hipótese da convergência (condicionada ou incondicionada) entre países ou regiões vem recebendo especial atenção dos pesquisadores desde meados dos anos 90. A importância dessa suposição reside precisamente na possibilidade teórica de que países ou regiões podem vir a alcançar um

mesmo patamar de desenvolvimento em algum ponto do tempo, mesmo que iniciem seu processo de desenvolvimento em momentos diferentes.

A maioria dos trabalhos que investiga essa suposição atribui grande ênfase ao emprego de apenas um indicador de desenvolvimento, normalmente o Produto Interno Bruto (PIB) *per capita*. Isso porque, em princípio, essa seria uma medida indireta de bem-estar global da sociedade. Mais especificamente, essa seria uma medida da oferta disponível de bens e serviços por pessoa da comunidade. Não obstante, a utilização de um único indicador para mensurar o bem-estar tem sido contestada na literatura.

O Banco Mundial, por exemplo, desde os anos 90, introduziu o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), uma medida resumida de três dimensões do desenvolvimento humano: educação, saúde e renda (acesso a bens e serviços), visando capturar a qualidade de vida das pessoas ou o progresso a longo prazo da sociedade. Existe ainda o índice de progresso social, que também considera múltiplas dimensões do desenvolvimento econômico, apresentando um escopo mais amplo do que o IDH, ao incorporar aspectos como água e saneamento, moradia, segurança pessoal, sustentabilidade dos ecossistemas e oportunidades.¹

Na mesma direção, Hobijn e Franses (2001) enfatizam o emprego de vários indicadores de qualidade de vida da população para analisar a hipótese de convergência como forma de mensurar o desempenho dos países. Os autores apresentam evidência de que convergência no PIB *per capita* (se houver) não implica convergência na qualidade de vida, medida pelo consumo diário de calorias, proteínas, mortalidade infantil, expectativa de vida ao nascer, etc. Após análise de um grande número de estudos, a principal objeção às análises que empregam apenas uma única variável para mensurar o desenvolvimento foi assim sintetizada por Brida *et al.* (2011, p. 321):

These studies yield evidence in favour of the view that a unique interpretative model is likely to be inadequate to describe growth and development experiences. Also, that standard GDP index is unable to capture the real inequalities among countries in terms of the different dimension of well-being of populations.

Por esses motivos, empiricamente, a limitação básica dos trabalhos que investigam a hipótese de convergência é o emprego do PIB *per capita* como medida única, haja vista que ela não informa sobre a utilização dos bens e serviços da economia (isto é, a qualidade de vida das pessoas), apenas informa a sua disponibilidade. Por exemplo, pode ser que o PIB *per capita* seja bastante elevado em certo país, estado ou município, entretanto, nesses mesmos locais, a renda e a propriedade podem ser concentradas ao

¹ Sobre esse ponto, ver: <<http://www.progressosocial.org.br/>>.

ponto de a maior parte da população se apropriar de uma parcela demasiadamente pequena da oferta total de bens e serviços. Esse é o caso, por exemplo, do Município de Triunfo, no Rio Grande do Sul, que possui uma alta renda *per capita* por causa da presença do Polo Petroquímico, mas a distribuição da renda é muito desigual.

Assim, apesar da alta disponibilidade de bens e serviços, uma parte significativa da população pode não ter acesso a esses bens. Isso pode se refletir nos indicadores educacionais (baixa escolaridade, analfabetismo, etc.), uma vez que o serviço de educação não é utilizado por todos igualmente, e, também, nos indicadores de saúde, habitação, saneamento, etc., afetando, assim, o desenvolvimento econômico de um país, estado ou município. Em suma, o PIB *per capita* analisado isoladamente é uma medida muito limitada para analisar se o desenvolvimento econômico alcança a todos os países, municípios ou estados de forma satisfatória.²

Desse modo, o presente trabalho adota o enfoque multidimensional para medir o desempenho dos estados brasileiros nas últimas quatro décadas, em termos de desenvolvimento econômico (BRIDA *et al.*, 2011; CRACOLICI; CUFFARO; NIJKAMP, 2010; HOBIJN; FRANCES, 2001). Espera-se, com essa abordagem, captar outros aspectos da qualidade de vida da população que têm sido ignorados na literatura empírica que analisa a hipótese de convergência e/ou divergência com o enfoque univariado.

O objetivo central do presente trabalho é verificar se está ou não havendo convergência de desenvolvimento entre os estados brasileiros, considerando múltiplos critérios. No total, 14 variáveis socioeconômicas são analisadas, constituindo seis dimensões do desenvolvimento econômico. A ideia básica é considerar outras dimensões do desenvolvimento — além da oferta de bens e serviços por pessoa (PIB *per capita*) —, que informem também a sua utilização pela sociedade.

Vários indicadores de desenvolvimento econômico são empregados na análise procurando capturar as múltiplas dimensões em que o desenvolvimento pode se manifestar, incluindo condições de moradia, desenvolvimento industrial, pobreza e desigualdade, renda, longevidade e educação, oferta de alimentos e nível de emprego. A análise é feita em quatro momentos do tempo ao longo do período que vai de 1970 a 2000.

A análise multivariada é importante porque nem todos os indicadores de desenvolvimento e bem-estar apresentam alta correlação com a renda

² O PIB *per capita* é normalmente considerado uma medida **indireta** do desenvolvimento econômico, enquanto o crescimento do PIB não contém informação relacionada ao grau de desenvolvimento dos países (GREMAUD; VASCONCELLOS; TONETO JÚNIOR, 2010; LUCAS, 1988). Uma medida **direta** do desenvolvimento são os indicadores sociais e econômicos, como aqueles empregados no presente trabalho (GREMAUD; VASCONCELLOS; TONETO JÚNIOR, 2010).

per capita, que é a variável usada na maioria dos estudos sobre o tema. Observando as matrizes de correlações em anexo, é possível verificar, por exemplo, que o índice de desigualdade de renda possui baixa correlação com o IDH (dimensão renda).

Em relação aos trabalhos que utilizam análise de regressão com a renda *per capita* como variável dependente, este estudo acrescenta informação, pois identifica quais variáveis contribuem para a formação de clubes de convergência ou divergência, informação ausente em estudos de convergência que empregam apenas uma variável ou poucas explicativas (GAZONATO; GOMES; REIS, 2014; GOMES; ESPIRIDÃO, 2016).

Ademais, ao se detectarem os estados mais parecidos e diferentes entre si, nenhuma suposição *a priori* é feita, como a imposição de *dummies* regionais ou estaduais exógenas, a exemplo do estudo de Gazonato, Gomes e Reis (2014). Ao contrário, são os próprios indicadores de desenvolvimento que geram os clubes de convergência e divergência, sem imposições *a priori* do pesquisador.

Outra característica importante deste estudo é a comparação entre as várias décadas, indicando que a formação de clubes de desenvolvimento econômico não é fenômeno recente na economia brasileira. Isso representa outro acréscimo de informação em relação aos estudos que se limitam a apenas uma década (a exemplo de Guimarães e Almeida (2017) e Gazonato, Gomes e Reis (2014), Gomes e Espiridião (2016)).

A metodologia empregada para detectar o padrão de convergência ou divergência multidimensional entre os estados baseia-se na análise de agrupamentos (*cluster analysis*). Para testar a significância das diferenças entre os grupos formados, utiliza-se a estatística Λ de Wilks e, para testar a igualdade das distâncias entre os estados ao longo do tempo, emprega-se o teste de Wilcoxon.

Em contraste com a análise de regressão, a análise de agrupamentos não está baseada na existência de dependência entre as variáveis, não utiliza modelos probabilísticos. Ela é um método exploratório empregado para gerar hipóteses a serem testadas posteriormente ao identificar os casos mais semelhantes e dessemelhantes a partir de múltiplos critérios. Posteriormente, para que essas hipóteses sejam testadas, pode-se empregar a estatística Λ de Wilks, conhecida como Análise de Variância Multivariada (Manova) (MINGOTI, 2007; REIS, 2001).

Especificamente, o objetivo é procurar capturar, de forma sintética, uma medida de separação ou aproximação ao longo dos anos, considerando todas as 14 variáveis. Por isso, a escolha de uma técnica da estatística multivariada, a análise de agrupamentos. Essa técnica permite sintetizar uma grande quantidade de variáveis correlacionadas, medidas nos casos

(estados), em uma única matriz de distâncias, que, por fim, resulta em uma árvore de agrupamentos hierárquicos, dos mais semelhantes para os mais dessemelhantes.

Uma abordagem similar foi empregada por Saint-Arnaud e Bernard (2003), para verificar se estaria ocorrendo convergência entre os regimes de bem-estar de diferentes países. Porém, na literatura sobre convergência entre regiões brasileiras não se tem conhecimento, até o momento, da utilização dessa metodologia, que é inteiramente compatível com a perspectiva multidimensional para medir o desempenho dos países (CRACOLICI; CUF-FARO; NIJKAMP, 2010; WORLD BANK, 2001). Em certo sentido, o presente trabalho complementa o estudo de Brida *et al.* (2011, p. 345), pois os autores reconhecem explicitamente a limitação de seu trabalho, que utiliza apenas duas variáveis (nível e taxa de crescimento do PIB *per capita*), e sugerem a inclusão de variáveis institucionais — indicadores sociais econômicos adicionais — para testar a hipótese de convergência.

O artigo possui cinco seções e está organizado do seguinte modo: após esta **Introdução**, a seção dois traz uma breve revisão da literatura. A seção três descreve a metodologia e a base de dados. A seção quatro analisa os resultados encontrados, e, por fim, a seção cinco apresenta os comentários finais.

2 Revisão da literatura

O estudo do desenvolvimento econômico, em sua dimensão espacial, tem sido dominado por duas perspectivas teóricas contrastantes. A primeira, com um enfoque mais tradicional, sustenta que o desenvolvimento tende a ser um processo uniforme no espaço, desde que não haja barreiras à operação das forças de mercado: em uma economia nacional, completamente integrada, espera-se uma convergência de renda e desenvolvimento ao longo do tempo pelo movimento dos preços, salários e taxa de lucro. Diferenças nas rendas colocariam em movimento mecanismos de correção das disparidades que levam à convergência entre regiões de um espaço nacional.³ Por isso, nessa perspectiva, disparidades regionais não seriam persistentes, pois a sua ocorrência seria compensada pela operação do mecanismo de mercado, corrigindo os desequilíbrios regionais. Entretanto, como observado anteriormente, ainda que formulada sobre bases mais tradicio-

³ Para referências a esse respeito, ver Martin e Sunley (1998, p. 201). A possibilidade de divergência também pode ser deduzida dos modelos da "nova" teoria do crescimento, como o modelo AK, porém, por diferentes motivos teóricos daqueles apresentados neste estudo.

nais, a hipótese dos clubes de convergência tem ganhado respaldo tanto na literatura teórica⁴ quanto na empírica⁵. Em ambos os casos, o modelo tradicional de Solow poderia gerar a formação de *clusters* e a persistência de desigualdades de renda *per capita* e desenvolvimento mesmo no longo prazo.

De acordo com a perspectiva alternativa, sintetizada por Martin e Sunley (1998), não se pode esperar, teoricamente, que a convergência de renda e desenvolvimento entre regiões seja o caso mais provável, mesmo para longos períodos de tempo, dentro de um mesmo país. Para autores como Myrdal (1968), Kaldor (2013), Dixon e Thirlwall (1975), a divergência de renda e desenvolvimento entre as regiões é o caso mais provável. A explicação teórica baseia-se no princípio da causação cumulativa, em que as forças de mercado, quando atuam livremente, tendem a reforçar as diferenças regionais. Economias de escala e de aglomeração levam a uma cumulativa concentração de investimentos em capital fixo, trabalho qualificado e alta produtividade em certas regiões-polo, em detrimento de outras regiões menos desenvolvidas. As regiões que inicialmente concentram os investimentos geram uma atratividade para capital fixo e capital humano qualificado, ausente nas regiões menos desenvolvidas, reforçando seu potencial econômico de forma acumulativa. Os ganhos de produtividade estão correlacionados com a acumulação de capital e os acréscimos nos salários e nos lucros da região.

Mesmo com a ação política de governos no sentido da desconcentração da produção e dos investimentos, a convergência é uma hipótese improvável de ocorrer.⁶ Setterfield (1997) desenvolve um modelo teórico na perspectiva de Kaldor (2013), mostrando a possibilidade teórica de divergência persistente entre países ou regiões.

Quando se considera o modelo de Solow como base teórica para a hipótese da convergência, questões metodológicas complicadas emergem, pois é necessário postular que os casos considerados já se encontram em seu estado estacionário (FERREIRA; CRUZ, 2008). A suposição teórica que fundamenta a hipótese de convergência é a de produtividade marginal decrescente do capital. De acordo com essa suposição, regiões com reduzido

⁴ Ver, especialmente, Galor (1996).

⁵ Ver, especialmente, Durlauf e Johnson (1995) e Quah (1996) para suporte empírico a essa hipótese.

⁶ Por exemplo, a migração é sempre seletiva no fator idade. Os jovens, em geral, migram para regiões mais desenvolvidas à custa de sua região de origem, que perde capacidade de trabalho com a migração. Sobre esse aspecto, após se analisarem vários estudos na área, Martin e Sunley (1998, p. 212) concluem: *"these analyses suggest that the migration of better-educated, highly skilled, and more enterprising workers is regionally disequilibrating, in that it benefits destination regions at the expense of the areas of origin"*.

estoque de capital teriam altas taxas de retorno e, desse modo, desenvolver-se-iam mais rapidamente que as regiões ricas, que têm um estoque de capital mais elevado e retorno mais baixo. A falácia do argumento consiste em supor que uma alta taxa de retorno potencialmente considerada seja suficiente para efetivar uma alta taxa de acumulação de capital. De fato, é bem sabido, na teoria econômica, que uma alta taxa de retorno só poderá ser obtida depois que uma alta taxa de acumulação for concretizada pelos capitalistas e/ou pelo estado.⁷

A experiência tem mostrado que, em geral, as regiões mais desenvolvidas é que se tornam alvo dos investimentos de empresas e acumulação de capital fixo, em vista da mão de obra já qualificada, da infraestrutura de transporte e comunicações, das facilidades locais, etc. Ao final, a acumulação de capital fixo em certas áreas reforça os desequilíbrios regionais de uma forma acumulativa: quanto mais desenvolvida uma região, mais desenvolvida ela se torna e vice-versa.

Uma das ideias-chave dos trabalhos de Myrdal (1968), Kaldor (2013), Dixon e Thirlwall (1975) consiste na lei de Verdoorn. Na medida em que uma região obtém uma vantagem comparativa para seu crescimento, ela tende a mantê-la ou aumentá-la ao longo do tempo através dos retornos crescentes da indústria e de seus efeitos de encadeamento sobre o produto agregado. Segundo Kaldor (2013, p. 482-483):

The prevailing distribution of real income in the world — the comparative riches or poverty of nations, or regions — is largely to be explained, not by 'natural factors', but by unequal incidence of development in industrial activities.

Muitos trabalhos têm sido realizados para investigar a hipótese da convergência ou divergência no crescimento econômico. A hipótese da convergência tem recebido maior atenção dos pesquisadores. Ferreira e Cruz (2008), com uma base de dados municipal para os períodos de 1991 e 2000 e utilizando um modelo de **regressão em árvore** com um parâmetro de *threshold*, investigaram a hipótese de convergência de renda dos municípios brasileiros. O objetivo do trabalho foi verificar se estava havendo convergência na desigualdade entre os municípios e se as condições iniciais, medidas pelo Índice de Gini, geravam diferentes equilíbrios (clubes de convergência). Os autores constataram a ocorrência de seis clubes de convergência, nos quais a renda do trabalho foi a variável com maior influência na redução das desigualdades. As transferências governamentais e a escolaridade contribuíram pouco para esse processo.

Gligor e Ausloos (2011) investigaram a hipótese de convergência sob um enfoque multidimensional a partir de dados de séries temporais, consi-

⁷ Teoricamente, os capitalistas ganham o que gastam.

derando variáveis como PIB, PIB *per capita*, consumo e investimento para o continente europeu. Através da análise de *cluster* e correlação, os autores concluem que há evidência de formação de clubes de convergência dentro de uma mesma região da Europa. Para os autores, as aglomerações industriais e o crescimento são forças que se retroalimentam no sentido da formação dos clubes de convergência.

Marques (2009), empregando uma base de dados municipal para os anos 1990 e 1999, através de análise de variância e correlação, definindo *dummies* regionais, constatou que as três macrorregiões que constituem o Estado do Rio Grande do Sul diferem significativamente em termos de crescimento e desigualdade, com uma significativa correlação inversa entre ambas. Segundo o autor, os municípios situados na região nordeste do estado combinam mais alto crescimento com um grau de desigualdade substancialmente menor. Embora o período de uma década seja relativamente curto, o trabalho conclui que os resultados apontam para uma divergência entre as regiões do Rio Grande do Sul.

Moreira, Braga e Toyoshima (2010), empregando uma base de dados estadual para o período de 1996 a 2007, através de modelos dinâmicos de equações simultâneas para dados em painel, constataram a persistência de disparidades regionais no Brasil. Eles concluem que essa segmentação tem efeito desacelerador sobre as taxas de investimento produtivo a longo prazo e, portanto, sobre as taxas de crescimento econômico. Assim, a segmentação acaba perpetuando a incidência da pobreza por meio de um círculo vicioso ao longo do tempo, de modo que a coexistência da pobreza e desigualdade dificulta o crescimento econômico.

Segundo esses autores, melhorar a equidade em um ambiente marcado pela alta heterogeneidade teria o efeito de acelerar a taxa de crescimento a longo prazo. A elevação da taxa de crescimento a longo prazo, por sua vez, atuaria sobre a redução da pobreza, levando a um maior nível de equidade e a um maior crescimento, engendrando um círculo virtuoso de desenvolvimento. Os autores ressaltam a ocorrência de grandes disparidades entre os estados situados nas regiões Norte e Nordeste vis-à-vis Região Sul do Brasil.

Na mesma perspectiva teórica de Myrdal (1968), Aryeetey, Owusu e Mensah (2009), utilizando o Gini da renda e três coeficientes de entropia generalizada, analisaram a existência de disparidades regionais em Gana. A base de dados leva em conta o Gini da renda e vários indicadores de desenvolvimento, como consumo de energia elétrica, acesso à escola, taxa de alfabetização, consumo de água potável (entre outros) para os períodos de 1991-2006 e 1970-2000. Os autores concluem que a persistente divergência entre as regiões do País (Norte e Sul) e as zonas (rural e urbana) tem

suas origens no processo de colonização. Essas condições, porém, foram reforçadas pelas estratégias de política que se seguiram. Por exemplo, o processo de substituição de importações e a expansão dos investimentos nas áreas de exportação (indústria de mineração) criaram infraestrutura e facilidades de transporte em áreas concentradas, reforçando as disparidades entre as regiões, em especial nas zonas portuárias, em detrimento de áreas menos desenvolvidas. Nessas áreas, criou-se um incentivo para novos investimentos e deslocamento de mão de obra qualificada, em detrimento das demais regiões.

Com um enfoque espacial, Silveira-Neto e Azzoni (2006) analisaram a evolução da renda *per capita* dos estados brasileiros no período 1985-2001. O estudo apresenta forte evidência de correlação espacial positiva (cada estado é parecido com os estados vizinhos em termos de renda *per capita*), fator que ajuda explicar a grande persistência das disparidades regionais do Brasil. Em particular, os autores identificaram dois *clusters* geográficos: um formado por estados de alta renda, situado no Sul-Sudeste, e outro formado por estados de baixa renda, situado no Norte-Nordeste. Segundo os autores, a formação desses dois “clubes” acelerou-se na década de 90, ocorrendo simultaneamente à intensificação da dependência espacial, medida pelo coeficiente de Moran. Ao final do período, apenas dois estados de renda média (Santa Catarina e Mato Grosso do Sul) mudaram seus *status* e migraram para o *cluster* de mais alta renda, sugerindo uma forte estabilização na formação dos *clusters*.

Mossi *et al.* (2003) analisaram a dependência espacial dos estados brasileiros no período 1939-1998, com dados anuais de renda *per capita* estadual. Os autores constatarem que o índice de Moran da renda *per capita* é positivo e estatisticamente significativo durante todo o período, intensificando-se após os anos 80. Assim, se a renda *per capita* é baixa em um estado, ela tende a ser baixa também em seus estados vizinhos e vice-versa. Em particular, dois *clusters* espaciais com alta persistência são identificados na análise: um *cluster* de baixa renda, situado na Região Nordeste, e um *cluster* de alta renda, situado na Região Sudeste, com baixa mobilidade entre eles, em que apenas Minas Gerais e Espírito Santo migraram para o *cluster* de alta renda. Ao analisar a dinâmica de transição, os autores concluem:

The results indicate a much higher persistence for the extreme classes of income than for the intermediary classes. The tests on neighborhood effects indicate that states with wealthier neighbors have a greater chance of moving upward on the income ladder (MOSSI et al., 2003, p. 415-416).

Com o objetivo de testar a hipótese de convergência absoluta e condicional do PIB *per capita* entre os estados brasileiros no período de 1994 a

2010, Gazonato, Gomes e Reis (2014) utilizam uma metodologia em duas etapas. Na primeira, por meio da estatística *I* de Moran, foi avaliada a presença de dependência espacial do PIB *per capita* entre as regiões analisadas. Os resultados dessa estatística indicaram a presença de autocorrelação espacial nos dois anos analisados. Na segunda etapa, os autores utilizaram um modelo de convergência para verificar a existência de convergência absoluta e condicional. Os resultados deste modelo indicaram a presença de convergência no período analisado.

Com foco no capital humano, Gomes e Esperidião (2016) analisaram a hipótese da convergência absoluta e condicional do PIB *per capita* nas regiões brasileiras, no período 1995-2009. Visando uma maior homogeneidade na análise, os estados brasileiros foram divididos em quatro grupos e foi estimado um painel dinâmico. Em linhas gerais, seus resultados apontaram para a presença de convergência. No entanto, considerando-se especificamente o capital humano, a convergência condicional foi diferente entre os grupos utilizados, sinalizando para a persistência de desigualdades regionais.

Guimarães e Almeida (2017) analisaram a convergência de renda entre os anos 1999 e 2005 com modelos de econometria espacial e usando diferentes escalas de agregação geográfica. Seus resultados diferem de acordo com a escala geográfica considerada. Isso pode indicar dependência de escala na análise de convergência de renda no Brasil. Duas questões tornam-se relevantes quando se fazem estudos dessa natureza: a escolha da escala geográfica mais adequada e a falta de comparabilidade dos resultados quando são usadas diferentes escalas.

3 Metodologia e base de dados

3.1 Descrição dos dados

A escolha das variáveis foi inspirada especialmente em Cracolici, Cuffaro e Nijkamp (2010) e Aryeetey, Owusu e Mensah (2009), que apresentam uma síntese de outros trabalhos na mesma perspectiva e também utilizam vários indicadores sociais e econômicos que expressam a utilização de bens e serviços pelos agentes econômicos para medir a qualidade de vida e o bem-estar da população. Outras variáveis poderiam ser testadas, porém, a escolha foi também guiada pela facilidade de acesso e homogeneidade da fonte dos dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) (2013).

O período estudado vai de 1970 até 2000. Para o conjunto de variáveis utilizadas, ainda não é possível estender o estudo até 2010, pois algumas variáveis usadas não estão disponíveis, como o estoque de capital residencial rural e o estoque de capital residencial urbano. As variáveis empregadas no trabalho estão descritas no Quadro 1. Para facilitar a análise, essas variáveis podem ser agrupadas em seis dimensões do desenvolvimento: condições de moradia (krrpc, krupc, cerpc), desenvolvimento industrial (ceipc, pindpc), pobreza e desigualdade (theil, p0), desenvolvimento humano (idhl, idhe, idhr), produção agrícola (yappc, yatpc) e emprego (empurb, emprur).

Quadro 1

Descrição das variáveis utilizadas no trabalho

VARIÁVEL	DESCRIÇÃO
Krrpc	Capital residencial rural <i>per capita</i> — em milhares de reais, a preços do ano 2000
Krupc	Capital residencial urbano <i>per capita</i> — em milhares de reais, a preços do ano 2000
Cerpc	Consumo de energia elétrica residencial <i>per capita</i> — MWh
ceipc	Consumo de energia elétrica industrial <i>per capita</i> — MWh
theil	Desigualdade renda — índice L de Theil
p0	Pessoas pobres — %
idhl	Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) — longevidade
idhe	Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) — educação
idhr	Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) — renda
yappc	Produção da lavoura permanente <i>per capita</i> — em milhares de reais, a preços do ano 2000
yatpc	Produção da lavoura temporária <i>per capita</i> — em milhares de reais, a preços do ano 2000
empurb	População urbana ocupada como proporção da população total
emprur	População rural ocupada como proporção da população total
pindpc	PIB industrial estadual <i>per capita</i> (preços básicos) — em milhares de reais, a preços do ano 2000

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IPEA (2013).

NOTA: Por não existirem informações sobre todas as variáveis, em todos os períodos analisados, os Estados do Mato Grosso do Sul e do Tocantins foram retirados da análise. O estudo considera, portanto, 25 estados.

Sinteticamente, as principais vantagens da metodologia proposta em relação à análise de regressão convencional são: (a) nenhuma relação assimétrica *a priori* é postulada entre as variáveis analisadas (não existe a distinção entre “explicada” e “explicativa”); (b) não se faz nenhuma hipótese sobre a distribuição de probabilidade dos dados para a determinação dos *clusters*; e (c) a alta correlação entre as variáveis é uma propriedade desejável, e, contrariamente, poderia implicar problema de multicolinearidade na

análise de regressão convencional, inflacionando a variância e covariâncias dos coeficientes. Esta última característica está presente na maioria dos indicadores econômicos e sociais, o que reforça a adequabilidade da metodologia proposta.

Esses dados foram organizados para o formato de matriz ($n \times p$), em que n é o número de indivíduos (casos), e p é o número de variáveis. Neste estudo, os casos são as unidades da Federação, e as variáveis, as diferentes dimensões do desenvolvimento econômico. A descrição completa das variáveis encontra-se no Quadro A.1. Todas as estimações e gráficos foram feitos no ambiente **R**. No total, quatro matrizes de dados foram organizadas para os seguintes momentos do tempo: 1970, 1980, 1991 e 2000.

A matriz de correlação amostral com os coeficientes de Pearson ($R_{14 \times 14}$) oferece uma indicação da interdependência entre as dimensões do desenvolvimento econômico. O objetivo da análise de correlação, preliminarmente, é detectar padrões de relacionamento entre as variáveis analisadas, que, em princípio, mudam pouco com o tempo. O Quadro A.2 apresenta o coeficiente de correlação amostral para cada par de variáveis do estudo nos anos de 1970, de 1980, de 1991 e de 2000. Espera-se, teoricamente, que certos padrões de relacionamento mantenham-se estáveis ao longo do tempo, tais como: (a) a relação negativa entre a percentagem de pobres e os IDHs de renda, de longevidade e de educação; e (b) a correlação positiva entre a produção industrial *per capita* e os indicadores de desenvolvimento e bem-estar.

A análise das matrizes de correlação permite que sejam extraídas algumas conclusões preliminares sobre o relacionamento entre as variáveis analisadas. A primeira conclusão é que a melhora nas condições de moradia, ao longo das quatro décadas, tanto urbanas quanto rurais, está altamente correlacionada com melhora nos IDHs (educação, renda e longevidade), cujo coeficiente de correlação é, em geral, maior que 0,70 e, em alguns casos, maior que 0,80. Ademais, as melhores condições de moradia estão fortemente relacionadas à redução da percentagem de pobres. Em relação à melhora nas condições de moradia, em especial, verifica-se que são as melhores condições de moradia do meio rural (e não as urbanas) que mais fortemente se relacionam com a redução do grau de desigualdade da renda.

A segunda conclusão é que a produção agrícola *per capita*, ao longo das quatro décadas, foi deixando de apresentar uma correlação importante com os indicadores de desenvolvimento humano (IDHs). Isso pode ser observado nas duas últimas colunas das matrizes de correlação. No ano de 1970, por exemplo, a produção agrícola *per capita* apresentava uma correlação muito alta com a redução da percentagem de pobres (-0,94) e tam-

bém com a melhora dos IDHs. Entretanto, nos anos 1980, 1991 e 2000, essa correlação praticamente deixou de existir. Essa mudança provavelmente tem relação com a redução de participação que a agropecuária teve na economia. Em termos agregados, a sua participação caiu pela metade no período, passando de 12% para 6%.

A terceira conclusão evidencia que, em contraste com a produção agrícola *per capita*, a produção industrial *per capita* manteve, ao longo dos anos, sua forte influência no sentido da redução da percentagem de pobres e do aumento dos IDHs. Além disso, a produção industrial *per capita*, ao longo dos anos, passou a ter importante influência no sentido da redução da desigualdade, medida pelo índice de Theil, algo que também não se observa no caso da produção agrícola. Essa redução da desigualdade pode estar relacionada com os ganhos de produtividade ocasionados pela participação da indústria e as correspondentes melhorias salariais. Essa interpretação encontra respaldo nos resultados obtidos por Ferreira e Cruz (2008) com relação à renda do trabalho e sua influência sobre a redução da desigualdade.

Por fim, com relação à utilização da mão de obra nas áreas urbana e rural da economia, constata-se um vivo contraste entre essas duas áreas e sua marcada influência sobre as condições de moradia, os IDHs, a pobreza e a desigualdade, especialmente em 1991 e em 2000. Em particular, a taxa de ocupação da mão de obra no meio urbano tem forte correlação positiva com a melhora nas condições de moradia e a elevação dos IDHs. Por outro lado, a utilização da mão de obra do meio rural tem forte correlação negativa.

A participação da indústria na economia pode ter tido um papel importante no desenvolvimento econômico, pois, no período analisado, a redução da porcentagem de pobres, da desigualdade de renda e o aumento do IDH foram relativamente mais significativos nos estados mais industrializados. Por ser tipicamente um setor em que a intensidade da demanda se manifesta nos crescentes ganhos de produtividade (e na qualificação dos trabalhadores) e escala da produção, esses resultados sugerem que a indústria continua tendo papel preponderante no desenvolvimento econômico do Brasil, algo que não se constata comumente na agricultura, considerada uma atividade sujeita a retornos decrescentes à escala (THIRLWALL, 2005).

3.2 Análise de *cluster*

O passo seguinte do trabalho consiste em verificar se existem diferentes grupos de estados em termos de desenvolvimento. Para isso, o primeiro passo consiste na separação inicial dos grupos. Caso existam diferentes

grupos, será preciso verificar se, ao longo do tempo, ocorrem mudanças em suas composições e, também, se eles se aproximam ou se distanciam. Há dois casos extremos que servem de guia para a análise: o caso em que todos os estados têm o mesmo grau de desenvolvimento e estão todos situados no mesmo *cluster* e o caso em que há grande dispersão em termos de desenvolvimento e há a formação de certo número de *clusters* hierárquicos. É importante verificar se houve mudança na composição desses *clusters* ao longo do período analisado ou se os estados inicialmente menos desenvolvidos continuam, ao longo do tempo, na mesma situação relativa. Para aferir a significância das diferenças das distâncias entre os grupos ao longo dos anos, é utilizado o teste de Wilcoxon.

Na identificação dos *clusters*, o passo inicial consiste na definição da medida de distância a ser utilizada. Nesse aspecto, a maioria dos autores emprega a medida de distância mais simples, a distância euclidiana. Para tanto, considere o vetor aleatório de medidas X_j definido por:

$$X_j = [X_{1j} X_{2j} \dots X_{pj}]'; \quad j = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

onde X_{ij} representa o valor observado da variável i medida no elemento j . Como a medida de distância reflete dissimilaridade, quanto menor seu valor, mais similares serão os casos que estão sendo comparados. A distância euclidiana entre dois elementos amostrais X_l e X_k , $l \neq k$ é definida por:

$$d(X_l, X_k) = [(X_l - X_k)'(X_l - X_k)]^{\frac{1}{2}} \quad (2)$$

Os resultados do cálculo das distâncias foram organizados em uma matriz de distâncias, $D_{25 \times 25}$, uma vez que a análise é feita para 25 estados da Federação. A partir da obtenção de $D_{25 \times 25}$, é possível aplicar um critério de ligação entre os indivíduos para a formação do dendograma, que é um gráfico em que no eixo das abscissas aparecem os *clusters* e no eixo das ordenadas aparecem as distâncias (adimensionais) calculadas entre os elementos amostrais.

Por levar em consideração os vetores de médias amostrais e baseando-se nos princípios da análise de variância em cada passo do processo de aglomeração, o método de Ward tem recebido especial interesse. Mingoti (2007, cap. 6) oferece uma discussão detalhada e uma comparação desse método com os outros critérios de aglomeração. Neste trabalho, segue-se a abordagem de Saint-Arnaud e Bernard (2003), que também empregaram o critério de Ward para a obtenção do dendograma.

Para o cálculo das matrizes de distância, as variáveis foram normalizadas, haja vista que as unidades de medida poderiam influenciar os resultados (MINGOTI, 2007). A ideia subjacente à separação em grupos é de que a partição desejada ou esperada, resultante do cálculo das distâncias e do algoritmo de aglomeração, seja a que possua a maior heterogeneidade possível **entre** os grupos (*clusters*) formados e a maior homogeneidade possível **dentro** dos grupos.

A distância euclidiana e o método de Ward de aglomeração foram a base para a apresentação dos dendogramas para todos os anos considerados no estudo (CARVALHO; SANTANA; MENDES, 2006; SAINT-ARNAUD; BERNARD, 2003). O método de Ward procura, em cada passo da aglomeração, levar em conta estrutura de variabilidade dos dados, minimizando a perda de informação em cada passo do algoritmo (JOHNSON; WICHERN, 1998, p. 751). A linha que separa os *clusters* foi estabelecida de acordo com a sugestão de Pereira (2001), em que o maior salto no algoritmo de aglomeração determina a separação dos grupos. Os resultados da análise de *cluster* são apresentados e analisados na seção quatro. Para a validação dos *clusters* identificados, utilizou-se a estatística Λ de Wilks. Para detalhes sobre a aplicação da estatística Λ de Wilks, pode-se consultar Reis (2001, cap. 9). Todas as operações computacionais foram realizadas no ambiente **R** (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2017) utilizando-se o pacote **R Commander** (FOX, 2005).

3.3 Validação dos resultados

A aplicação de técnicas multivariadas requer que as p variáveis em estudo sejam correlacionadas em um grau mínimo (MINGOTI, 2007; PEREIRA, 2001). Em particular, a estatística Λ de Wilks depende da existência de correlações não nulas entre as variáveis analisadas (REIS, 2001, p. 169). Admitindo-se a suposição de que o vetor aleatório $\mathbf{X}$ segue distribuição normal p -variada, pode-se testar a hipótese de que a matriz de correlação populacional é uma identidade, contrariamente à hipótese alternativa bicaudal. Na prática, a não rejeição da hipótese nula indica que as variáveis são independentes, portanto, inadequadas para a análise de correlação. A estatística de teste é dada por:

$$T = -\left\{n - \frac{1}{6}(2p + 11)\right\} \left\{\sum_{j=1}^p \ln(\hat{\lambda}_j)\right\} \quad (3)$$

onde T é a estatística de teste, n é o tamanho da amostra, p é o número de variáveis, $\hat{\lambda}_j$ são os autovalores estimados a partir da matriz de correlação amostral do vetor X . Para n suficientemente grande, a estatística T tem uma distribuição qui-quadrado com $\frac{1}{2} p(p-1)$ graus de liberdade.

Ademais, a separação em diferentes grupos de estados, que apresentem diferentes indicadores de desenvolvimento, pode ser testada quanto à sua significância estatística. Em especial, o pesquisador pode estar interessado em testar a hipótese nula de que não há diferença entre os grupos identificados. A estatística Λ de Wilks, a partir do quociente de verossimilhanças, não se encontra tabelada, mas pode ser aproximada por:

$$\left\{ \frac{(n-k)-p+1}{p} \right\} \left(\frac{1-\Lambda}{\Lambda} \right) \quad (4)$$

que segue aproximadamente uma distribuição F com $(p, n-k-p+1)$ graus de liberdade, em que p é o número de variáveis, k é o número de grupos, e n , o número de indivíduos. A estatística Λ é obtida de acordo com a expressão

$$\Lambda = \prod_{j=1}^s (1 + \lambda_j)^{-1} \quad (5)$$

em que λ_j são os autovalores do produto de matrizes $(W^{-1}B)$ e s é o número de autovalores da matriz resultante, que é definida sob a condição de que $n \geq p+k$, onde n é o tamanho da amostra, p é o número de variáveis, e k é quantidade de grupos. A matriz W expressa os produtos cruzados entre os grupos e dentro dos grupos, definida por:

$$W = \sum_{j=1}^k \sum_{u=1}^{n_j} (X_{ju} - \bar{X}_j)(X_{ju} - \bar{X}_j)' \quad (6)$$

Por sua vez, a matriz B é definida como

$$B = \sum_{j=1}^k n_j (\bar{X}_j - \bar{X})(\bar{X}_j - \bar{X})' \quad (7)$$

em que $\bar{X}_{\sim j} = \frac{\sum_{u=1}^{n_j} X_{ju}}{n_j}$ é o vetor de médias amostrais para o grupo j ,

$\bar{X}_{\sim} = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{u=1}^{n_j} X_{ju}}{n}$ é o vetor de médias amostrais para a totalidade da amostra, e $n = \sum_{j=1}^k n_j$ é o tamanho total da amostra. Nesse contexto, as hipóteses nula e alternativa a serem testadas são as seguintes:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k \text{ e } H_1: \mu_i \neq \mu_j; \quad i \neq j.$$

Visando validar a detecção dos *clusters* pelos critérios escolhidos, procedeu-se ao teste para diferença entre os grupos, dado pela estatística Λ de Wilks (equações 4 e 5). Os resultados são apresentados na Tabela 1. Em todos os casos, constata-se que os grupos diferem estatisticamente a 0,01 de significância.

Tabela 1

Resultados do teste para a diferença entre os grupos de estados do Brasil — 1970, 1980, 1991 e 2000

ANO	ESTATÍSTICA DE WILKS $\hat{\Lambda}$	ESTATÍSTICA F COM ($p, n - k - p + 1$) GRAUS DE LIBERDADE	P-VALOR DO TESTE
1970	0,0008074	(1)21,98	0,0000
1980	0,0001152	(1)11,82	0,0000
1991	0,0000500	(1)16,09	0,0000
2000	0,0179000	(1)39,19	0,0000

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IPEA (2013).

(1) Estatisticamente significativo a 0,01 de significância.

A Tabela 2 apresenta os resultados do teste de Bartlett para a matriz de correlação populacional. Em todos os casos, a hipótese nula de ausência de correlação pode ser rejeitada a 0,01 de significância.

Sobre a hipótese de convergência ou divergência aludida anteriormente, alguma evidência pode ser obtida pelo teste de Wilcoxon (discutido em Siegel e Castellan (1988)) para a igualdade das distâncias e contra a hipótese alternativa específica de divergência ou convergência. Assim, com base nos dados deste estudo e levando-se em consideração as diferentes dimensões do desenvolvimento vistas anteriormente, pode-se verificar se a

distância entre os estados vem aumentando, configurando certa divergência, vem diminuindo, configurando algum tipo de convergência, ou se está estabilizada em termos de desenvolvimento econômico.

Tabela 2

Resultado do Teste de Bartlett para a matriz de correlação populacional em estados do Brasil — 1970, 1980, 1991 e 2000

ANO	ESTATÍSTICA $\hat{T}$	P-VALOR
1970	(1)573,05	0,0000
1980	(1)468,81	0,0000
1991	(1)488,84	0,0000
2000	(1)515,07	0,0000

FORNE DOS DADOS BRUTOS: IPEA (2013).

(1) Estatisticamente significativo a 0,01 de significância.

Seguindo o trabalho de Gligor e Ausloos (2011, p. 12-13), a partir do cálculo das quatro matrizes de distâncias, as distâncias euclidianas foram organizadas em vetores, e, então, foi utilizado o teste de Wilcoxon (para dados pareados) para se testar a hipótese de igualdade das distâncias ao longo dos anos. Os resultados dos testes de hipóteses encontram-se nas Tabelas 3 e 4. Esses resultados consideram a hipótese nula como igualdade das distâncias. Na hipótese alternativa, têm-se os resultados para o caso unicaudal à esquerda (divergência), como postulado teoricamente por Myrdal (1968) e Kaldor (2013).

4 Resultados e discussão

Considerando-se as diferentes dimensões do desenvolvimento contempladas neste trabalho, pode-se dizer que o Brasil ficou mais desigual no período de 1970 a 2000, comparando-se o grupo de estados formado pelas Regiões Norte e Nordeste com o grupo de estados do Sudeste, Sul e Centro-Oeste. Todavia, o desenvolvimento econômico tornou-se mais igualitário entre os estados dentro desses dois grupos: pode-se dizer que houve convergência dentro dos *clusters*, e divergência entre os dois *clusters* de desenvolvimento, que, ao longo dos anos, tornaram-se mais definidos e distantes em termos de desenvolvimento. Considerando, conforme Pereira (2001), que o maior salto no eixo das ordenadas determina a separação dos grupos⁸, o Brasil, em 1970, tinha dois grupos de estados com desenvolvi-

⁸ Os dendogramas das Figuras 1, 2, 3 e 4 mostram, nos eixos das ordenadas, a distância euclidiana multidimensional entre os grupos de unidades da Federação (distância conside-

mento relativamente similar, em 1980, tinha três grupos, em 1991, dois grupos, e, em 2000, também, dois grupos.

O Quadro A.1 apresenta os valores médios das 14 variáveis consideradas por *cluster* e por período. Essas informações são úteis para acompanhar a evolução das distâncias (diferenças) entre todas as unidades estaduais analisadas, verificar as diferenças entre os *clusters* formados e acompanhar a evolução dos níveis de desenvolvimento desses *clusters*. Analisando-se mais detalhadamente os grupos formados ao longo do tempo, a Figura 1 mostra a posição dos estados brasileiros com relação às variáveis medidas em 1970. Constata-se que as distâncias entre os *clusters* não eram substanciais, entretanto, eram suficientes para gerar, pelo menos, dois grupos de estados, em que os mais dessemelhantes em relação aos demais estão situados no *cluster* mais próximo da origem. Observa-se que a distância que separa esse *cluster* do outro está próxima de 30.

Figura 1

Dendograma dos resultados da aglomeração de estados do Brasil — 1970



O primeiro *cluster* (designado G1-1970) era formado pelos Estados de São Paulo, Rio de Janeiro e Distrito Federal, e o segundo (o G2-1970) era formado pelos demais estados brasileiros. Dentro do segundo grupo havia dois subgrupos: o primeiro formado pelos demais estados do Sudeste (Minas Gerais e Espírito Santo) e os estados do Sul, do Centro-Oeste (exceto Distrito Federal) e do Norte (exceto Acre). O segundo subgrupo era formado

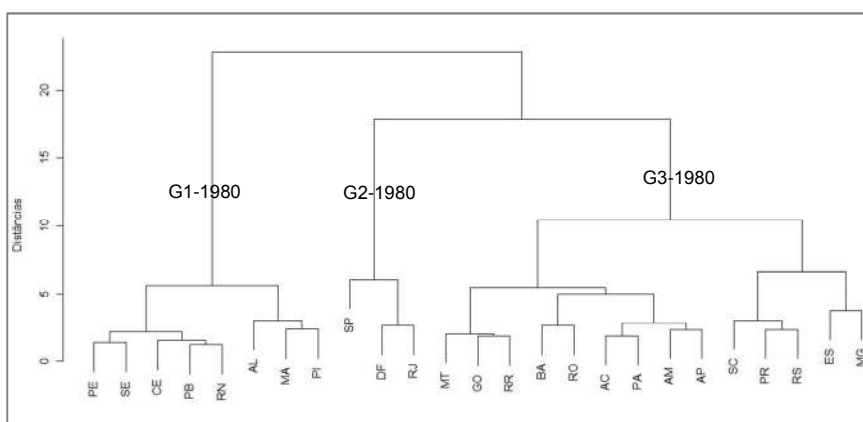
rando as 14 variáveis usadas como indicadores de desenvolvimento). Nos eixos das abscissas, os dendogramas mostram as unidades da Federação e os grupos a que elas pertencem. A separação dos grupos foi validada pela estatística Λ de Wilks, cujos resultados aparecem na Tabela 1.

pelos estados do Nordeste (mais Acre). Observa-se que há grande homogeneidade dentro dos *clusters*, pois as distâncias que os separam, medidas no eixo das ordenadas, são muito pequenas se comparadas com as distâncias que separam as aglomerações (saltos). Esse é um resultado desejável do ponto de vista dos princípios da aglomeração.

Ao longo do tempo, houve uma divisão no grupo dois (G2-1970), formando três *clusters*, como se observa na Figura 2. Assim, em 1980, o primeiro grupo (G1-1980) passou a ser formado pelos estados do Nordeste (exceto Bahia), o segundo grupo (G2-1980) ficou com a mesma composição do primeiro grupo do período anterior, ou seja, com os Estados de São Paulo, Rio de Janeiro e o Distrito Federal, e o terceiro grupo (G3-1980) passou a ser composto pelos demais estados do Sudeste (Minas Gerais e Espírito Santo), mais os estados do Sul, do Centro-Oeste (exceto Distrito Federal), do Norte e o Estado da Bahia.

Figura 2

Dendograma dos resultados da aglomeração de estados do Brasil — 1980



Com o tempo, o terceiro grupo de 1980 foi se dividindo com os estados da Região Norte e o Estado da Bahia convergindo para o *cluster* formado pelos estados do Nordeste (G1-1991; G1-2000) e os demais estados convergindo para o *cluster* formado pelos Estados de São Paulo, do Rio de Janeiro e o Distrito Federal (G2-1991 e G2-2000).

O resultado disso pode ser visto tanto na Figura 3, referente a 1991, quanto na Figura 4, referente a 2000, em que os mesmos grupos são constituídos pelos mesmos estados da Federação. Nessas duas figuras percebe-se a persistência de dois grupos distintos de estados em termos de desenvolvimento: o grupo mais desenvolvido, formado pelos estados das Regiões

Sudeste, Sul e Centro-Oeste, e o grupo menos desenvolvido, composto pelos estados da Região Norte e Nordeste.

Observando os valores no eixo das ordenadas desses dois grupos, nos anos de 1991 e 2000, percebe-se que a distância entre eles aumentou, pois estava ao redor de 30 em 1991, ao passo que, em 2000, ela aumentou para aproximadamente 35. Por outro lado, as distâncias dentro dos grupos diminuíram de um ano para o outro.

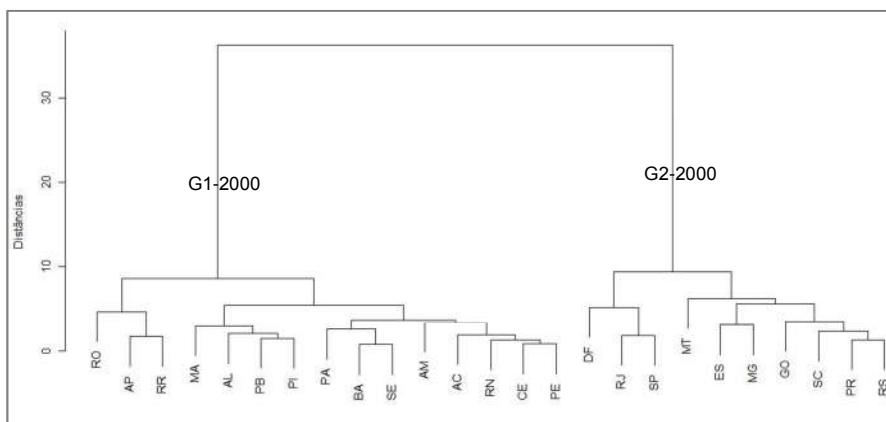
Figura 3

Dendrograma dos resultados da aglomeração de estados do Brasil — 1991



Figura 4

Dendrograma dos resultados da aglomeração de estados do Brasil — 2000



Avaliando-se a evolução dos agrupamentos formados ao longo do tempo, em linhas gerais, pode-se dizer que dois grupos ficaram estáveis em situações opostas: por um lado, o grupo formado pelos Estados de São Paulo, Rio de Janeiro e o Distrito Federal e, por outro lado, o grupo formado pelos estados do Nordeste. Entre os dois flutuaram os demais estados e, ao longo do tempo, os estados do Norte convergiram para o grupo do Nordeste, enquanto que os demais estados convergiram para o primeiro grupo.

A seguir, nas Tabelas 3 e 4, são apresentados os resultados para as diferenças das distâncias entre os estados brasileiros ao longo dos anos considerados (1970, 1980, 1991 e 2000). Como observado anteriormente, foi utilizado o teste não paramétrico de Wilcoxon para dados pareados, uma vez que não depende das suposições de normalidade e homogeneidade das variâncias. Na Tabela 3 aparecem os resultados para o teste da hipótese de igualdade contra a hipótese bicaudal, e, na Tabela 4, os resultados referem-se ao teste de igualdade contra a hipótese unicaudal à esquerda, que indica divergência ao longo dos anos.

Tabela 3

Resultado para a diferença das distâncias entre os estados do Brasil — 1970, 1980, 1991 e 2000

ANO	MEDIANA
1970	3,91 ^A
1980	4,43 ^B
1991	4,70 ^B
2000	4,77 ^B

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IPEA (2013).

NOTA: Os valores das medianas com os mesmos sobrescritos não diferem a 10% de significância, e os com sobrescritos distintos diferem estatisticamente a 10% de significância.

Tabela 4

Resultado para a diferença das distâncias entre os estados do Brasil — 1970, 1980, 1991 e 2000

ANO	MEDIANA
1970	3,91 ^A
1980	4,43 ^B
1991	4,70 ^B
2000	4,77 ^B

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IPEA (2013).

NOTA: Os valores das medianas com os mesmos sobrescritos não diferem a 10% de significância, e os com sobrescritos distintos diferem estatisticamente a 10% de significância.

Os resultados apresentados acima permitem constatar que: primeiro, as distâncias entre os estados brasileiros, em termos de desenvolvimento

econômico, aumentaram ao longo do tempo: esse aumento é estatisticamente significativo. Segundo, como indica a Tabela 4, a hipótese divergência vem ganhando respaldo ao longo do tempo, como referida por Myrdal (1968) e Kaldor (2013), uma vez que a hipótese nula de igualdade foi rejeitada em todos os casos, nas comparações múltiplas, em favor da hipótese alternativa de divergência no desenvolvimento (unicaudal à direita).

Outra constatação, corroborada pela análise de *cluster* anteriormente, é que, no ano de 1970, a distância entre os estados era menor quando comparada com a configuração do ano 2000. Embora não existam diferenças significativas entre as distâncias dos anos 1980, 1991 e 2000, o comportamento da mediana parece indicar claramente o seu aumento ao longo do tempo. De 1991, em termos de mediana, as distâncias aumentaram 1,49%. Porém, de 1980 para 1991, esse aumento foi de 6,09%, que é sensivelmente maior que o período posterior.

Em síntese, os resultados encontrados são consistentes com as evidências apresentadas por Mossi *et al.* (2003) e Silveira-Neto e Azzoni (2006). Para esses autores, em vista da forte dependência espacial, ao final dos anos 90, o Brasil constituiu-se de duas regiões bem definidas em termos de renda *per capita*: Sul-Sudeste e Norte-Nordeste. Os resultados deste trabalho reforçam essas conclusões, com a inclusão dos estados da Região Centro-Oeste no *cluster* de estados das Regiões Sul e Sudeste. Outra diferença deste estudo é que ele não ficou restrito ao âmbito da renda *per capita*, incorporando mais variáveis e dimensões do desenvolvimento.

Vários são os fatores que podem causar a desigualdade entre os dois diferentes *clusters* de regiões identificados neste estudo Sul-Sudeste-Centro-Oeste e Norte-Nordeste. Entre eles podem se levantados os seguintes: diferenças no grau de industrialização, diferenças de capital humano, infraestrutura, entre outros. No entanto, a metodologia usada neste estudo possibilita uma análise multivariada, mas não permite que se estabeleçam relações de causalidade.

5 Conclusões

O principal objetivo do trabalho foi realizar uma análise exploratória de uma base de dados para a economia brasileira em âmbito estadual, levando-se em conta múltiplos critérios. No total, 14 variáveis que expressam seis dimensões do desenvolvimento econômico, como desenvolvimento industrial, produtividade agrícola, capital humano, pobreza, desigualdade e condições de moradia foram consideradas na análise.

A partir dos resultados da análise de *cluster*, foi possível constatar que o País está diminuindo a heterogeneidade *dentro* de dois grupos distintos

de estados. Há, porém, um aumento das distâncias entre esses grupos de estados. Após quatro décadas de desenvolvimento econômico, apenas dois grupos de estados configuram-se no Brasil: as macrorregiões Sul-Sudeste-Centro-Oeste e a Norte-Nordeste. Há evidência de que ambas, internamente, estão convergindo em várias dimensões do desenvolvimento, porém, enquanto grupo, as duas macrorregiões divergem entre si. É importante notar que essas diferenças são estatisticamente significativas, configurando um processo sistemático ao longo do tempo e não casual.

Nota-se que, a despeito da relativa similaridade entre os grupos existente no início da década de 70, as diferenças acentuaram-se ao longo dos últimos 40 anos de política econômica (a mediana das distâncias aumentou ao longo do tempo). Essa conclusão deriva do teste para a diferença das distâncias euclidianas, obtidas a partir da matriz de dados padronizada para cada ano analisado.

Assim, ao longo do tempo, as diferenças entre os grupos foram se acumulando, culminando na formação de apenas dois grupos distintos entre si. Os resultados dos testes para diferença das médias permitem concluir, com relação às condições iniciais, que a distância entre os estados brasileiros, tendo por base o ano de 1970, aumentou sistematicamente, apesar de esse aumento não ser estatisticamente significativo quando são comparados os anos 1980, 1991 e 2000.

A estatística Λ de Wilks, empregada para testar a significância das diferenças entre os grupos, indicou a formação sistemática de grupos diferentes ao longo dos anos. Em particular, apesar da migração dos estados de alguns *clusters* iniciais para outros mais desenvolvidos, as diferenças entre os grupos são estatisticamente significativas, mesmo quando se considera a formação de apenas dois *clusters* (duas macrorregiões, Sul-Sudeste-Centro-Oeste e Norte-Nordeste).

Um trabalho futuro poderá investigar os principais fatores históricos, políticos e institucionais que levaram o País a esse resultado. Nesse contexto, será possível questionar se estão sendo efetivas as políticas públicas e os programas sociais implantados para alavancar o desenvolvimento de áreas deprimidas e para reduzir as desigualdades regionais.

Embora o *cluster* de estados das Regiões Norte e Nordeste tenha sido o principal alvo de políticas de redução da pobreza e de melhorias do desenvolvimento no Brasil desde as décadas de 1960 e 1970, com a metodologia usada neste trabalho não foi possível afirmar se essas políticas foram ou não efetivas. Para tanto, seria necessário usar um método que possibilitasse acompanhar a trajetória das regiões sem a presença das referidas políticas.

Apêndice

Quadro A.1

Médias das variáveis e número de unidades da Federação por *cluster* — 1970, 1980, 1991 e 2000

1970															
Clusters	Krrpc	krupc	cerpc	ceipc	theil	p0	idhl	idhe	idhr	yappc	yatpc	empurb	emprur	pindpc	Nº UFs
G1-1970	1,647	8,309	0,210	0,307	0,497	37,897	0,473	0,636	0,843	0,030	1,327	0,289	0,037	1,479	3
G2-1970	0,904	3,725	0,044	0,073	0,497	80,214	0,418	0,423	0,275	0,067	0,636	0,118	0,174	0,355	22
TODOS	0,993	4,275	0,064	0,101	0,497	75,136	0,425	0,449	0,343	0,063	0,719	0,138	0,158	0,490	25
1980															
Clusters	Krrpc	krupc	cerpc	ceipc	theil	p0	idhl	idhe	idhr	yappc	yatpc	empurb	emprur	pindpc	Nº UFs
G1-1980	0,645	3,678	0,089	0,189	0,615	69,474	0,467	0,394	0,438	0,069	0,256	0,152	0,156	0,628	8
G2-1980	2,232	10,136	0,572	0,776	0,580	16,363	0,549	0,699	0,963	0,069	0,135	0,364	0,027	3,451	3
G3-1980	1,130	4,808	0,182	0,371	0,571	43,481	0,543	0,556	0,801	0,108	0,467	0,198	0,135	1,739	14
TODOS	1,107	5,086	0,199	0,361	0,586	48,544	0,520	0,521	0,704	0,091	0,360	0,203	0,129	1,589	25
1991															
Clusters	Krrpc	krupc	cerpc	ceipc	theil	p0	idhl	idhe	idhr	yappc	yatpc	empurb	emprur	pindpc	Nº UFs
G1-1991	0,614	3,426	0,200	0,363	0,718	58,960	0,607	0,645	0,588	0,116	0,275	0,206	0,118	0,992	15
G2-1991	1,455	6,827	0,397	0,611	0,635	30,381	0,698	0,797	0,699	0,111	0,391	0,327	0,077	2,387	10
TODOS	0,950	4,786	0,278	0,462	0,685	47,528	0,643	0,706	0,633	0,114	0,321	0,254	0,101	1,550	25
2000															
Clusters	Krrpc	krupc	cerpc	ceipc	theil	p0	idhl	idhe	idhr	yappc	yatpc	empurb	emprur	pindpc	Nº UFs
G1-2000	0,931	4,531	0,304	0,383	0,748	52,074	0,678	0,783	0,628	0,045	0,109	0,241	0,101	0,994	15
G2-2000	3,098	9,806	0,568	0,744	0,653	22,153	0,757	0,886	0,752	0,086	0,371	0,353	0,064	2,542	10
TODOS	1,798	6,641	0,410	0,527	0,710	40,106	0,710	0,824	0,678	0,062	0,214	0,286	0,086	1,613	25

Quadro A.2

Matrizes de correlação — 1970, 1980, 1991 e 2000

1970	<i>krpc</i>	<i>krupc</i>	<i>cerpc</i>	<i>ceipc</i>	<i>theil</i>	<i>p0</i>	<i>idhl</i>	<i>idhe</i>	<i>idhr</i>	<i>yappc</i>	<i>yatpc</i>	<i>empurb</i>	<i>emprur</i>	<i>pindpc</i>
<i>krpc</i>	1,00													
<i>krupc</i>	0,73	1,00												
<i>cerpc</i>	0,73	0,85	1,00											
<i>ceipc</i>	0,46	0,67	0,67	1,00										
<i>theil</i>	-0,27	0,18	-0,03	0,23	1,00									
<i>p0</i>	-0,88	-0,86	-0,89	-0,54	0,19	1,00								
<i>idhl</i>	0,71	0,69	0,53	0,38	-0,12	-0,57	1,00							
<i>idhe</i>	0,87	0,85	0,76	0,50	-0,08	-0,84	0,83	1,00						
<i>idhr</i>	0,87	0,88	0,92	0,57	-0,08	-0,98	0,59	0,84	1,00					
<i>yappc</i>	-0,51	-0,27	-0,29	-0,11	0,47	0,38	-0,50	-0,41	-0,36	1,00				
<i>yatpc</i>	0,81	0,78	0,85	0,52	-0,11	-0,94	0,42	0,67	0,96	-0,36	1,00			
<i>empurb</i>	0,73	0,88	0,93	0,60	0,17	-0,89	0,47	0,76	0,94	-0,19	0,88	1,00		
<i>emprur</i>	-0,60	-0,73	-0,86	-0,47	-0,18	0,79	-0,31	-0,67	-0,82	0,07	-0,75	-0,93	1,00	
<i>pindpc</i>	0,65	0,59	0,77	0,82	-0,10	-0,65	0,43	0,57	0,65	-0,18	0,60	0,62	-0,54	1,00
1980	<i>krpc</i>	<i>krupc</i>	<i>cerpc</i>	<i>ceipc</i>	<i>theil</i>	<i>p0</i>	<i>idhl</i>	<i>idhe</i>	<i>idhr</i>	<i>yappc</i>	<i>yatpc</i>	<i>empurb</i>	<i>emprur</i>	<i>pindpc</i>
<i>krpc</i>	1,00													
<i>krupc</i>	0,83	1,00												
<i>cerpc</i>	0,68	0,84	1,00											
<i>ceipc</i>	0,68	0,62	0,33	1,00										
<i>theil</i>	-0,38	0,06	-0,08	-0,17	1,00									
<i>p0</i>	-0,86	-0,83	-0,82	-0,49	0,31	1,00								
<i>idhl</i>	0,65	0,51	0,46	0,35	-0,47	-0,78	1,00							
<i>idhe</i>	0,84	0,79	0,76	0,45	-0,27	-0,96	0,81	1,00						
<i>idhr</i>	0,74	0,72	0,68	0,46	-0,21	-0,95	0,79	0,92	1,00					
<i>yappc</i>	0,07	0,08	-0,05	0,47	0,16	-0,04	0,11	0,01	0,12	1,00				
<i>yatpc</i>	0,21	0,01	-0,15	0,01	-0,15	-0,24	0,41	0,22	0,38	-0,03	1,00			
<i>empurb</i>	0,83	0,96	0,88	0,54	0,03	-0,88	0,50	0,85	0,79	0,00	0,06	1,00		
<i>emprur</i>	-0,67	-0,84	-0,82	-0,46	-0,09	0,74	-0,26	-0,72	-0,63	0,09	0,23	-0,90	1,00	
<i>pindpc</i>	0,84	0,67	0,53	0,70	-0,41	-0,75	0,56	0,70	0,65	0,16	0,15	0,67	-0,52	1,00
1991	<i>krpc</i>	<i>krupc</i>	<i>cerpc</i>	<i>ceipc</i>	<i>theil</i>	<i>p0</i>	<i>idhl</i>	<i>idhe</i>	<i>idhr</i>	<i>yappc</i>	<i>yatpc</i>	<i>empurb</i>	<i>emprur</i>	<i>pindpc</i>
<i>krpc</i>	1,00													
<i>krupc</i>	0,86	1,00												
<i>cerpc</i>	0,84	0,88	1,00											
<i>ceipc</i>	0,48	0,29	0,17	1,00										
<i>theil</i>	-0,63	-0,28	-0,51	-0,43	1,00									
<i>p0</i>	-0,79	-0,75	-0,93	-0,12	0,63	1,00								
<i>idhl</i>	0,76	0,73	0,83	0,16	-0,60	-0,91	1,00							
<i>idhe</i>	0,77	0,74	0,89	0,16	-0,58	-0,96	0,92	1,00						
<i>idhr</i>	0,78	0,80	0,94	0,06	-0,48	-0,98	0,87	0,94	1,00					
<i>yappc</i>	0,02	-0,06	0,00	0,01	-0,06	-0,05	0,04	0,13	0,03	1,00				
<i>yatpc</i>	-0,01	-0,12	-0,02	-0,19	-0,27	-0,16	0,13	0,12	0,08	0,37	1,00			
<i>empurb</i>	0,80	0,90	0,91	0,07	-0,44	-0,88	0,82	0,84	0,89	-0,03	0,04	1,00		
<i>emprur</i>	-0,58	-0,67	-0,75	0,05	0,23	0,67	-0,56	-0,61	-0,72	0,21	0,35	-0,80	1,00	
<i>pindpc</i>	0,58	0,64	0,67	0,40	-0,47	-0,60	0,61	0,58	0,56	-0,01	-0,08	0,58	-0,44	1,00

(continua)

Quadro A.2

Matrizes de correlação — 1970, 1980, 1991 e 2000

2000	<i>krpc</i>	<i>krupc</i>	<i>cerpc</i>	<i>ceipc</i>	<i>theil</i>	<i>p0</i>	<i>idhl</i>	<i>idhe</i>	<i>idhr</i>	<i>yappc</i>	<i>yatpc</i>	<i>empurb</i>	<i>emprur</i>	<i>pindpc</i>
<i>krpc</i>	1,00													
<i>krupc</i>	0,95	1,00												
<i>cerpc</i>	0,85	0,82	1,00											
<i>ceipc</i>	0,29	0,33	0,15	1,00										
<i>theil</i>	-0,50	-0,38	-0,62	-0,33	1,00									
<i>p0</i>	-0,85	-0,80	-0,92	-0,23	0,79	1,00								
<i>idhl</i>	0,72	0,69	0,77	0,29	-0,67	-0,87	1,00							
<i>idhe</i>	0,77	0,72	0,90	0,18	-0,71	-0,93	0,84	1,00						
<i>idhr</i>	0,91	0,88	0,96	0,18	-0,64	-0,97	0,84	0,92	1,00					
<i>yappc</i>	0,08	0,13	0,04	0,37	-0,36	-0,25	0,15	0,17	0,17	1,00				
<i>yatpc</i>	0,10	0,01	0,16	-0,02	-0,29	-0,32	0,31	0,23	0,24	-0,03	1,00			
<i>empurb</i>	0,87	0,85	0,93	0,20	-0,66	-0,96	0,83	0,90	0,96	0,13	0,29	1,00		
<i>emprur</i>	-0,56	-0,58	-0,79	0,07	0,22	0,60	-0,53	-0,67	-0,69	0,27	-0,02	-0,72	1,00	
<i>pindpc</i>	0,54	0,56	0,62	0,50	-0,51	-0,61	0,63	0,56	0,58	0,16	0,04	0,57	-0,37	1,00

Referências

ARYEETEEY, E.; OWUSU, G.; MENSAH, E. J. **An Analysis of Poverty and Regional Inequalities in Ghana**. New Delhi: GDN, 2009. (Working Paper Series, n. 27).

BRIDA, J. G. *et al.* An Alternative View of the Convergence Issue of Growth Empirics. **Growth and Change**, Lexington, v. 42, n. 3, p. 320-350, 2011.

CARVALHO, D. F.; SANTANA, A. C.; MENDES, F. A. T. Análise de *cluster* da indústria de móveis de madeira do Pará. **Novos Cadernos NAEA**, Belém, v. 9, n. 2, p. 25-54, 2006.

CRACOLICI, M. F.; CUFFARO, M.; NIJKAMP, P. The measurement of economic, social and environmental performance of countries: a novel approach. **Social Indicators Research**, [S.l.], v. 95, p. 339-356, 2010.

DIXON, R.; THIRLWALL, A. P. A model of regional growth-rate differences on kaldorian lines. **Oxford Economic Papers (New Series)**, Oxford, v. 27, n. 2, p. 201-214, 1975.

DURLAUF, N. S.; JOHNSON, P. Multiple regimes and cross country growth behavior. **Journal of Applied Econometrics**, Chichester, v. 10, n. 4, p. 365-384, 1995.

FERREIRA, R. T.; CRUZ, M. S. Clubes de convergência na desigualdade de renda nos municípios brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 36., 2008, Salvador, BA. **Anais...** Niterói: Anpec, 2008. Disponível em:

<<http://www.anpec.org.br/encontro2008/artigos/200807171159380-.pdf>>.

Acesso em: 30 out. 2017.

FOX, J. The R Commander: a basic statistics graphical user interface to R. **Journal of Statistical Software**, [S.l.], v. 14, n. 9, p. 1-42, 2005.

GALOR, O. Convergence? Inference from Theoretical Models. **Economic Journal**, Cambridge, v. 106, n. 437, p. 1056-1069, 1996.

GAZONATO, M. C.; GOMES, A. L.; REIS, R. R. de G. Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da convergência da renda per capita dos estados para o período de 1994 e 2010. **Revista de Economia**, Curitiba, v. 40, n. 2, p. 81-104, 2014.

GLIGOR, M.; AUSLOOS, M. **Convergence and cluster structures in EU area according to fluctuations in macroeconomic series**. 2011. Disponível em: <<http://arxiv.org/ftp/arxiv/papers/0805/0805.3071.pdf>>.

Acesso em: 20 out. 2011.

GOMES, R. R.; ESPERIDIÃO, F. Convergência de renda: uma análise em painel para as regiões brasileiras no período 1995-2009. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 37, n. 1, p. 115-144, 2016.

GREMAUD, A. P.; VASCONCELLOS, M. A. S.; TONETO JÚNIOR, R. **Economia Brasileira Contemporânea**. São Paulo: Atlas, 2010.

GUIMARÃES, P. M.; ALMEIDA, E. A análise de convergência de renda no Brasil e o problema de escala espacial. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 37, n. 4, p. 899-924, 2017.

HOBijn, B.; FRANCES, P. H. Are living standards converging? **Structural Change and Economic Dynamics**, Amsterdam, v. 12, p. 171-200, 2001.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Ipeadata**. 2013. Disponível em: <www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 17 out. 2013.

JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. **Applied Multivariate Statistical Analysis**. New Jersey: Prentice Hall, 1998.

KALDOR, N. The case for regional policies. **Scottish Journal of Political Economy**, Harlow, v. 60, n. 5, p. 481-491, 2013.

LUCAS, R. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v. 22, p. 3-42, 1988.

MARQUES, A. M. Crescimento e grau de desigualdade no Rio Grande do Sul: uma lição a partir dos anos 1990. **Estudos do Cepe**, Santa Cruz do Sul, n. 30, p. 6-29, 2009.

MARTIN, R.; SUNLEY, P. Slow Convergence? New Endogenous Growth Theory and Regional Development. **Economic Geography**, Worcester, v. 74, n. 3, p. 201-227, 1998.

MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada**. Belo Horizonte: UFMG, 2007.

MOREIRA, R. C.; BRAGA, M. J.; TOYOSHIMA, S. H. Crescimento e desigualdade: prosperidade versus armadilhas da pobreza no desenvolvimento econômico dos estados brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38., 2010, Salvador, BA. **Anais...** Niterói: Anpec, 2010. Disponível em: <www.anpec.org.br/encontro2010>. Acesso em: 5 jan. 2012.

MOSSI, M. B. *et al.* Growth dynamics and space in Brazil. **International Regional Science Review**, Philadelphia, v. 26, n. 3, p. 393-418, 2003.

MYRDAL, G. **Teoria Econômica e Regiões Subdesenvolvidas**. Rio de Janeiro: Saga, 1968.

PEREIRA, J. C. R. **Análise de dados qualitativos**. São Paulo: Edusp, 2001.

QUAH, D. T. Empirics for economic growth and convergence. **European Economic Review**, Amsterdam, v. 40, n. 6, p. 1353-1375, 1996.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. **R: a language and environment for statistical computing**. Vienna, 2017. Disponível em: <<http://www.R-project.org/>>. Acesso em: 30 out. 2017.

REIS, E. **Estatística Multivariada Aplicada**. Lisboa: Silabo, 2001.

SAINT-ARNAUD, S.; BERNARD, P. Convergence or Resilience? A Hierarchical Cluster Analysis of the Welfare Regimes in Advanced Economies. **Current Sociology**, London, v. 51, n. 5, p. 499-527, 2003.

SETTERFIELD, M. 'History versus equilibrium' and the theory of economic growth. **Cambridge Journal of Economics**, London, v. 21, p. 365-378, 1997.

SIEGEL, S.; CASTELLAN, N. J. **Nonparametric Statistics for the Behavioral Sciences**. New York: McGraw-Hill, 1988.

SILVEIRA-NETO, R.; AZZONI, C. R. Location and regional income disparity dynamics: the Brazilian case. **Papers in Regional Science**, Urbana, Ill., v. 85, n. 4, p. 599-613, 2006.

THIRLWALL, A. P. **A natureza do crescimento econômico**. Brasília, DF: IPEA, 2005.

WORLD BANK. **World Development Indicators**. Washington, D.C.: World Bank, 2001.

A estimação do Índice Geral de Criminalidade (IGcrime) para os municípios do Rio Grande do Sul*

*Tiarajú Alves de Freitas***

*Doutor em Economia Aplicada pelo
Programa de Pós-Graduação em
Economia (PPGE) da Universidade
Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS),
Professor adjunto da Universidade
Federal do Rio Grande (FURG)*

*Audrei Fernandes Cadaval****

*Doutora em Economia do
Desenvolvimento pelo PPGE da UFRGS,
Professora adjunta da FURG*

*Glauber Acunha Gonçalves*****

*Doutor em Ciências Geodésicas pelo
Programa de Pós-Graduação em
Ciências Geodésicas da Universidade
Federal do Paraná, Professor adjunto da
FURG*

Resumo

O crescimento da criminalidade vem sendo objeto de reflexão entre pesquisadores e formuladores de políticas públicas. O objetivo geral deste trabalho é criar um indicador geral de criminalidade com base em 14 tipologias de crime extraídas das estatísticas oficiais da Secretaria de Segurança Pública do Rio Grande do Sul para os 496 municípios gaúchos, para o ano de 2013. O indicador foi denominado Índice Geral de Criminalidade (IGcrime) e utiliza um ponderador com base nas penas atribuídas pelo Código Penal Brasileiro. O índice de cada município foi calculado mediante a utilização de um

* Artigo recebido em ago. 2015 e aceito para publicação em jul. 2017.



Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons
Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Este trabalho foi apresentado no 8.º Encontro de Economia Gaúcha.

Revisora de Língua Portuguesa: Tatiana Zismann

** *E-mail:* tiarajufreitas@furg.br

*** *E-mail:* audreicadaval@furg.br

**** *E-mail:* glaugeroncalves@furg.br

critério bayesiano empírico que promove um ajustamento das taxas brutas dos crimes, a fim de diminuir o efeito aleatório de crimes ocorridos em municípios de população pequena. O IGcrime calculado para o RS mostrou que os piores índices estão concentrados em sete municípios na Região Metropolitana de Porto Alegre e em três municípios do interior do Estado.

Palavras-chave

Índice geral de criminalidade; taxa bayesiana empírica; municípios do Estado do Rio Grande do Sul

Abstract

The increase in crime has been the object of reflection among researchers and policy makers for some time. The aim of this paper is to create a general indicator of crime based on 14 types of crimes taken from the official statistics of the Department of Public Safety of the State of Rio Grande do Sul (RS) for 496 cities, for the year 2013. The indicator is called IGcrime and uses a weight based on the penalties imposed by the Brazilian Penal Code. The index for each city was calculated by using an empirical Bayesian criterion that promotes an adjustment of gross rates of crimes in order to reduce the random effect of crimes in small-population cities. The IGcrime calculated for RS showed the worst indexes are concentrated in seven municipalities of the Metropolitan Area of Porto Alegre and in three other cities of the state.

Keywords

General crime index; empirical Bayesian rate; municipalities of the State of Rio Grande do Sul

Classificação JEL: C11, K14

1 Introdução

O crescimento da criminalidade vem sendo objeto de reflexão entre pesquisadores e formuladores de políticas públicas. Diversas técnicas têm

sido utilizadas com a perspectiva de esclarecer as dimensões do problema, compreender seus determinantes, identificar grupos de risco e mensurar impactos sociais e econômicos. A evolução da criminalidade é o tema central no que diz respeito à segurança pública e representa, em última instância, um importante indicador da qualidade de vida e das condições de cidadania de uma população.

A investigação sobre criminalidade levanta questionamentos de grande complexidade, pois seus determinantes são múltiplos e inter-relacionados, abrangendo diferentes disciplinas e setores da sociedade. O campo da economia que estuda a relação do crime para com a sociedade é chamado de economia do crime. Santos e Kassouf (2008) destacam que os primeiros trabalhos que analisaram a relação entre crime e economia foram o de Fleisher (1963, 1966), Smigel-Leibowitz (1965) e Ehrlich (1967). Contudo, a proposta de um arcabouço teórico foi iniciada por meio de Becker (1968) e Ehrlich (1973).

Brenner (2001 *apud* SHIKIDA, 2005) destaca que o crime é uma ação de transgressão que está relacionada a uma lei definida pela sociedade organizada através de seus representantes. Isso classifica os atos da sociedade em atos legais e ilegais. “Esta delimitação entre o que é legal e o que é ilegal, vai determinar o montante de crimes realizados na sociedade” (BRENNER, 2001 *apud* SHIKIDA, 2005, p. 317).

Este artigo visa contribuir para a investigação econômica do crime mediante a criação de um índice geral de criminalidade para os municípios do Estado do Rio Grande do Sul. Existem, na literatura brasileira, alguns trabalhos que elaboraram índices com essa característica comum e que apresentam especificidades particulares no conjunto das variáveis que os constituem. Em termos metodológicos, esses indicadores também se diferenciam. O trabalho de Monteiro (2009), por exemplo, cria um indicador geral de criminalidade através de método multivariado e de estatística espacial para controle da segurança pública no Estado do Rio Grande do Sul. Já Soares, Zabot e Ribeiro (2011) utilizam uma análise envoltória de dados a partir de um índice de criminalidade para mesorregiões catarinenses.

O objetivo geral deste trabalho é criar um indicador geral de criminalidade com base em 14 tipologias de crimes extraídas das estatísticas oficiais da Secretaria de Segurança Pública (SSP) do Estado do Rio Grande do Sul para os 496 municípios gaúchos. O indicador será denominado de IGcrime, e seu valor oscilará entre zero e um, onde um representa um baixo nível de criminalidade, e zero, um alto nível de criminalidade. A metodologia a ser desenvolvida busca um critério que corresponda — pelo menos em parte — à forma como a sociedade brasileira classifica os crimes quanto a sua nocividade. Assim, o critério utilizado para a construção do índice é a pena mí-

nima correspondente a cada tipo de crime determinada no Código Penal Brasileiro, de modo que há uma endogeneidade do parâmetro ponderador do peso que cada crime tem no IGcrime definido pela própria sociedade que é fragilizada pela criminalidade.

De acordo com Khan (2005), devem-se tomar vários cuidados quanto à elaboração de um indicador de criminalidade em face da validade e confiabilidade dos dados em análise, pois as estatísticas oficiais de criminalidade são uma fotografia das notificações de crimes geradas pela sociedade, de modo que, em várias situações, podem não representar um retrato fiel dos crimes que realmente ocorreram.

A elaboração de uma forma de mensurar a criminalidade em qualquer espaço geográfico é uma importante ferramenta para a tomada de decisão no que diz respeito a políticas públicas, contribuindo para ampliar a eficiência e a capacidade de se alcançarem maiores níveis de qualidade da segurança pública e bem-estar para a sociedade. A informação geográfica é uma ferramenta importante no planejamento de campanhas de orientação à população e na gestão pública. O mapeamento da criminalidade é um meio que aumenta a eficácia de suporte aos processos de decisão quanto à alocação de recursos financeiros, físicos e humanos no âmbito da segurança pública.

Atualmente não existe, de forma institucionalizada, por meio de centros de pesquisa econômica, um indicador geral de criminalidade disponível para análise de gestores, pesquisadores e da sociedade em geral. Nesse sentido, o presente artigo desenvolve uma metodologia de cálculo de um indicador geral de criminalidade, gerando um método de mapeamento da criminalidade e contribuindo para o desenvolvimento da temática de economia do crime.

2 Referencial teórico

O referencial teórico está focado nas questões econômicas atreladas à criminalidade e nos aspectos metodológicos para se criar o IGcrime para o Estado do Rio Grande do Sul, cuja base mínima especial é cada município que forma o RS.

No campo dos estudos econômicos sobre a criminalidade, Cerqueira e Lobão (2004) apresentam estimativas dos custos da violência para o Brasil e fornecem uma descrição dos usos da análise econômica do custo-benefício e do custo-eficácia aplicados às políticas de prevenção à violência, bem como discute brevemente as metodologias disponíveis para o seu cálculo. Os autores estimam que, em 2004, o custo da violência no Brasil foi

de R\$ 92,2 bilhões, o que representou 5,09% do Produto Interno Bruto (PIB), ou um valor *per capita* de R\$ 519,40. Desse total, R\$ 28,7 bilhões corresponderam a despesas efetuadas pelo setor público e R\$ 60,3 bilhões foram associados aos custos tangíveis e intangíveis arcados pelo setor privado.

Santos e Kassouf (2008) reúnem e discutem os estudos econômicos da criminalidade feitos no Brasil, apresentando as principais dificuldades, evidências e controvérsias encontradas nas pesquisas empíricas, além de algumas das principais bases de dados criminais disponíveis. Os autores destacam que entre as principais dificuldades inerentes à investigação econômica do crime encontra-se a geral indisponibilidade de dados e a alta taxa de subregistro nos dados oficiais.

Segundo Khan (2005), para que um crime seja incluído nas estatísticas oficiais, ele precisa percorrer três etapas: a sua detecção, a sua notificação junto às autoridades policiais e o seu registro no boletim de ocorrência. O autor cita que pesquisas de vitimização realizadas no Brasil indicam que, em média, apenas um terço dos crimes é registrado. Esse percentual varia frente a cada tipologia de crime específica. Outro ponto que também é muito sensível para os que apresentam as estatísticas é o grau de intensidade das práticas policiais utilizadas.

Oliveira (2005) investiga as causas da criminalidade e sua relação com o tamanho das cidades. O autor apresenta um modelo formal em que a criminalidade, nas cidades, pode ser explicada por características locais mediante um modelo econométrico em painel, utilizando dados das cidades brasileiras na década de 90. Os resultados obtidos por Oliveira (2005) confirmam a importância do tamanho da cidade na explicação da criminalidade, além da relevância da desigualdade de renda e da pobreza como fatores que potencializam a criminalidade em cidades. Oliveira (2005) discute ainda a importância da família e da escola na explicação da criminalidade, mostrando que problemas na estrutura familiar e a ineficiência do ensino básico no Brasil afetam positivamente a criminalidade.

Para Santos e Kassouf (2008), as evidências encontradas nos estudos indicam que a desigualdade de renda e os retornos do crime são fatores de incremento da criminalidade. Além disso, encontram-se também evidências de efeitos espaciais afetando a criminalidade. Os autores destacam que a maior controvérsia nos estudos é o efeito da segurança pública sobre as taxas de criminalidade.

Khan (2005) salienta que é importante, em se tratando de indicadores de criminalidade, realizar uma avaliação prudente da criminalidade passada pelo entendimento correto da natureza dos crimes em sociedade. A responsabilidade da queda ou do aumento dos crimes envolve todos os

atores de nossa sociedade, sejam eles, os indivíduos (pais, mães, filhos, parentes, vizinhos, etc.) e as diversas organizações constituídas (escolas, serviços sociais, ONGs, etc.). Então, a polícia é uma ferramenta-fim de combate à criminalidade, que necessita também da ferramenta-meio (a sociedade que constitui a polícia). O maior ou menor envolvimento da sociedade implicará, portanto, em menor ou maior impacto nos níveis de criminalidade.

Com o fim de controlar e prevenir o aumento de ocorrências, Monteiro (2009) trabalha na criação de um indicador de criminalidade para analisar a evolução da criminalidade nos municípios do Rio Grande do Sul. Para esse fim, o autor utiliza uma base de dados referentes a 13¹ tipologias de crimes das estatísticas oficiais da Secretaria de Segurança Pública do Estado do Rio Grande do Sul para a construção de um indicador de criminalidade de 2005 a 2008. A metodologia envolve métodos multivariados e estatística espacial com a finalidade de gerar um índice único de criminalidade. O método multivariado envolveu análise fatorial dos componentes principais. A estatística espacial, por sua vez, levou em conta a formação de *clusters* entre municípios que apresentavam características comuns quanto ao nível de criminalidade e também a evolução de crimes ao longo do tempo entre os municípios.

A formação do Índice de Criminalidade Geral (ICG) de Monteiro (2009) deu-se pela combinação da correlação dos delitos e dos fatores da análise fatorial, utilizando-se a correlação de Spearman.

Outro trabalho identificado na literatura para a formação de um indicador de criminalidade é o de Soares, Zabet e Ribeiro (2011). Eles analisam os gastos públicos e os indicadores criminológicos dos principais municípios das mesorregiões catarinenses a partir da criação de um índice geral de criminalidade e da eficiência relativa desse índice para o ano de 2003. Para se obter um índice geral de criminalidade, os autores utilizam a técnica de análise fatorial e a técnica de análise envoltória de dados, cujas relações matemáticas permitem a criação de uma fronteira de eficiência relativa entre os municípios.

Os resultados obtidos por Soares, Zabet e Ribeiro (2011) mostram que os municípios mais eficientes obtiveram menores indicadores criminológicos, de modo que quanto maior a eficiência do gasto público, menor tende a ser o nível de criminalidade dos municípios.

¹ Atualmente, a base de dados apresenta 14 tipologias de crimes junto à base de dados da SSP-RS.

3 O método para o cálculo do Índice Geral de Criminalidade

A metodologia deste trabalho envolveu a criação de um indicador geral de criminalidade com base em 14 tipologias de crimes das estatísticas oficiais da Secretaria de Segurança Pública do estado Rio Grande do Sul para os 496 municípios gaúchos.

A base de dados foi trabalhada para periodicidade anual. Como ponto de partida foi construído o IGcrime a partir da base de dados de 2013. Buscaram-se também os dados da população de cada um dos municípios bem como os geocódigos destes municípios para a realização de análise espacial por meio de mapas georreferenciados dos municípios e ao IGcrime.

Com a informação da população de cada cidade e com a incidência de cada tipo de crime, calculou-se a quantidade de crimes para cada 100.000 habitantes. A seguir, obtiveram-se as taxas mínimas e máximas de crimes ocorridos para cada um dos 14 tipos. Essas taxas serão parâmetros entre os limites inferiores e superiores de referência para as amplitudes mínimas e máximas que poderão apresentar. Subtrai-se o crime ocorrido no município do crime mínimo de todos os municípios. Posteriormente se divide o resultado pela diferença entre os parâmetros máximos e mínimos. De forma algébrica tem-se:

$$TC_i = \frac{(C_i - C_{min})}{(C_{max} - C_{min})} \quad (1)$$

Onde:

TC_i é o tipo de crime na cidade i ;

C_i é o crime ocorrido na cidade i para cada 100.000 habitantes;

C_{min} é o menor valor do crime dentre os 496 municípios para cada 100.000 habitantes;

C_{max} é o maior valor do crime dentre os 496 municípios para cada 100.000 habitantes.

Na forma como o resultado dessa fase se encontrava, quanto mais próximo de zero fosse o valor, melhor o resultado, ou seja, menor a ocorrência de criminalidade. Para inverter a escala, subtraíram-se de um os resultados para que, agora, os valores mais próximos de um representassem os melhores indicadores em termos de bem-estar para a sociedade no que tange à criminalidade.

A seguir, buscou-se estabelecer um critério de ponderação para a agregação de todas as 14 tipologias de crimes em um único indicador. Diferente de Monteiro (2009) e Soares, Zabet e Ribeiro (2011), o caminho escolhido não foi a análise fatorial. Buscou-se utilizar, na metodologia deste tra-

balho, um critério que correspondesse — pelo menos em parte — à forma como a sociedade brasileira classifica os crimes quanto a sua nocividade. Desse modo, o critério utilizado foi a pena mínima correspondente a cada tipo de crime determinada no Código Penal Brasileiro. Assim, há uma endogeneidade do parâmetro ponderador do peso que cada crime tem no IGcrime definido pela própria sociedade, que é fragilizada pela criminalidade.

O Quadro 1 mostra as penas mínimas e máximas praticadas no Brasil, segundo o Código Penal na sua forma mais ampla, para os 14 crimes da base de dados utilizada. Como exemplos, pode-se notar que o indivíduo que cometer um roubo pode ser sentenciado a um período de quatro a dez anos, e quem comete homicídio, entre 12 e 30 anos.

Quadro 1

Penas, por tipos de crimes praticados no Brasil, segundo o Código Penal

CRIME	PENAS (EM ANOS)	PESO DO CRIME NO ÍNDICE (%)
Homicídio doloso	12 a 30	14,1
Homicídio doloso de trânsito	12 a 30	14,1
Furtos	2 a 8 3 a 8	2,9
Furto de veículo	1 a 4 2 a 8	1,8
Roubos	4 a 10	4,7
Latrocínio	20 a 30	23,5
Roubo de veículo	4 a 10	4,7
Extorsão	4 a 10	4,7
Extorsão mediante sequestro	8 a 15 12 a 20 16 a 24 24 a 30	17,6
Estelionato	1 a 5	1,2
Delitos relacionados à corrupção	2 a 12	2,4
Delitos relacionados a armas e munições	1 a 3	1,2
Entorpecentes (posse)	1 a 2	1,2
Entorpecentes (tráfico)	5 a 15	5,9

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Código Penal brasileiro (BRASIL, 2014).

Com a definição dos pesos atribuídos a cada crime na composição do IGcrime, o passo seguinte foi tratar com especial atenção o componente populacional das cidades do Rio Grande do Sul. A heterogeneidade na distribuição da população entre os municípios do Rio Grande do Sul é tamanha que 37% dos municípios possuem menos de quatro mil habitantes e 67% têm menos de 10 mil habitantes.

A Tabela 1 mostra o total de crimes praticados nas 30 maiores cidades gaúchas e a participação relativa dessas cidades na criminalidade registrada no Rio Grande do Sul. Observa-se uma grande concentração da criminalidade nas grandes cidades, uma vez que elas concentram, para a maioria dos tipos de crime, mais de 50% das ocorrências. Observa-se, por exemplo, que as 30 maiores cidades do RS são responsáveis por 69% do total de homicídios dolosos, por 70% dos furtos a veículos e por 77% dos roubos e 83% dos roubos a veículos.

Tabela 1

Crimes praticados nas 30 maiores cidades do RS — 2013

CRIMES	NÚMERO DE CRIMES NAS CIDADES (A)	TOTAL DE CRIMES NO RS (B)	A/B (%)
Homicídio doloso	1.297	1.882	69
Homicídio doloso de trânsito	12	23	52
Furtos	91.012	162.559	56
Furto de veículo	11.702	16.755	70
Roubos	40.031	51.907	77
Latrocínio	71	111	64
Roubo de veículo	9.868	11.943	83
Extorsão	246	399	62
Extorsão mediante sequestro	10	17	59
Estelionato	9.771	15.409	63
Delitos relacionados à corrupção	180	449	40
Delitos relacionados a armas e munições ...	3.737	7.273	51
Entorpecentes (posse)	8.532	14.548	59
Entorpecentes (tráfico)	6.213	9.971	62

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Secretaria de Segurança Pública (RIO GRANDE DO SUL, 2014).

Embora as grandes cidades concentrem uma parcela significativa do total de crimes praticados no Estado, a ocorrência de cada evento impacta de forma diferente os índices de criminalidade de cidades de portes diferentes. A proporção representada pela ocorrência de um crime/100.000 habitantes é substancialmente diferente em municípios grandes e pequenos. Nesse sentido, a ocorrência aleatória de um crime em um município de pequena população tem grande impacto, podendo gerar a informação de que o índice de criminalidade no município é elevado em determinado período, justificando a aplicação de recursos para o aumento do nível de segurança pública na área. No entanto, se o evento não se repete ao longo do tempo, não haveria necessidade de mobilizar tais recursos, uma vez que o evento é aleatório.

Com o intuito de se retirar a hipótese de aleatoriedade sobre as estimativas de crimes, aplicou-se uma taxa bayesiana para o grupo dos 496 municípios. Buscou-se, assim, incorporar os riscos contidos em outras áreas, neste caso, cidades, para estimar o risco de uma cidade específica.

O método proposto por Marshall (1991) foi utilizado aqui e consiste em calcular uma taxa de risco ponderada por dois elementos: um contendo o evento ocorrido ponderado por uma constante c entre zero e um somado a outro elemento cuja constante é o complementar de c multiplicado pela taxa média dos eventos ocorridos em cidades de mesmo porte. Em termos de equação, a taxa de risco de uma cidade segue a seguinte regra:

$$q = ct + (1 - c)m \quad (2)$$

Onde:

q = estimativa da taxa corrigida do evento;

C = parâmetro que amortece o valor do evento ocorrido na cidade quando a população é pequena. Para as menores cidades da amostra, c tende a zero e, para cidades maiores da amostra, c tende a 1;

t = evento ocorrido na cidade;

m = taxa média da região obtida entre cidades de população semelhante.

Para se definir a quantidade de k classes em que se dividirão os 496 municípios, utilizou-se o critério de Sturges, sendo obtido pela seguinte expressão:

$$k = 1 + 3,22 \log(n), \text{ onde } n = 496 \quad (3)$$

O resultado sugeriu em torno de 10 classes. Tendo em vista os valores de c para os municípios extremos em termos de população, optou-se por formar 11 classes entre os 496 municípios, iniciando a primeira classe com c igual a 0,005. As classes subsequentes receberam valores conforme a distribuição média da população contida em cada uma das classes. A classe que recebeu valor de c igual a um foi a dos 18 maiores municípios, os quais apresentam população entre 107.341 e 1.409.939, sendo este último dado relativo à população da capital gaúcha, Porto Alegre (Quadro 2).

Quadro 2

Caracterização do valor atribuído ao grau de aleatoriedade mediante o coeficiente c e distribuição da população dos municípios — 2013

c PONDERADO/ POPULAÇÃO	CLASSES (k)	FAIXA DE POPULAÇÃO	QUANTIDADE DE MUNICÍ- PIOS	POPULAÇÃO MÉDIA POR FAIXA (A)	PARTICIPA- ÇÃO DE A SOBRE B
0,005	1	1216 a 1987	33	1730	0,005
0,013	2	2000 a 3978	152	4588	0,013
0,021	3	4003 a 4954	42	7320	0,021
0,029	4	5011 a 5919	32	9927	0,029
0,034	5	6011 a 6920	32	11920	0,034
0,040	6	7014 a 7878	21	13830	0,040
0,046	7	8027 a 8938	14	15826	0,046
0,064	8	9323 a 19877	70	22095	0,064
0,126	9	20105 a 49082	58	43680	0,126
0,286	10	51489 a 96105	24	99339	0,286
1,000	11	107341 a 1409939	18	B = 347167	1,000

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Fundação de Economia e Estatística (RIO GRANDE DO SUL, 2015)

NOTA: Outros critérios estatísticos para a determinação das classes poderiam ser utilizados, por exemplo, a raiz quadrada de n , como $n = 49$. Então, o método sugere 22,27 classes. Face às duas amplitudes, optou-se pelo método de Sturges, ampliando-se em uma classe adicional, totalizando 11.

Pode-se notar que 65% dos municípios do Rio Grande do Sul possuem menos de nove mil habitantes. Em cidades desse porte, a ocorrência de crimes pode fazer com que a criminalidade seja alta. Com o objetivo de perceber se crimes ocorridos em municípios com população pequena são aleatórios ou referem-se a um padrão de crimes, utilizou-se um critério bayesiano de ajuste. Se os crimes ocorridos no município em análise corresponderem à média de crimes em cidades de mesmo porte, então, a ocorrência nesse município está seguindo um padrão. Do contrário, o critério bayesiano realiza o ajuste de acordo com o peso pré-estabelecido conforme o porte do município.

De acordo com a equação de Marshall (1991), quando c é igual a um, implica que se está na classe de municípios de maior população e cuja taxa média da classe que pertencem não é aplicada a eles: $c = 1$. Já no outro extremo, têm-se os municípios de menor população, para os quais, portanto, utiliza-se o valor de c próximo a zero. Isso significa que se utiliza a taxa média dos eventos ocorridos na classe do município para gerar a taxa de risco desse evento no município em análise.

O IGcrime para cada município pode ser descrito através da seguinte expressão:

$$IGcrime_i = [\gamma_j]' \cdot [IGc_j], \text{ onde } i = 1, 2, \dots, 496 \text{ e } j = 1, 2, \dots, 14 \quad (4)$$

Onde:

$IGcrime_i$ é o índice de criminalidade geral para o município i , resultado do peso aplicado a cada uma das 14 tipologias de crimes;

γ_j é o peso aplicado ao respectivo crime conforme o Quadro 1. γ_j é uma matriz de uma coluna por 14 linhas. Ela é utilizada na forma transposta;

IGc_j é o índice de criminalidade calculado para cada tipologia. IGc_j é uma matriz de uma coluna por 14 linhas.

Dessa forma, obteve-se o $IGcrime$ de cada uma das 14 tipologias criminais para cada um dos 496 municípios gaúchos, bem como o $IGcrime$ geral. Os resultados alcançados serão exibidos na próxima seção.

4 Os resultados do $IGcrime$ para o Rio Grande do Sul em 2013

A partir de agora se apresenta o conjunto de resultados com base na metodologia exposta na seção anterior. É importante destacar que além de ter sido gerado um indicador geral de criminalidade que agrega 14 tipologias de crimes, o $IGcrime$ permite a análise individual de cada um dos tipos de crime que forma o indicador com o intuito de colaborar para a elaboração de políticas públicas focadas nas características de cada crime. Obviamente, obteve-se um *ranking* dos municípios que apresentam os melhores e os piores índices de criminalidade.

Sabe-se que o ideal seria o registro de nenhuma ocorrência em relação a qualquer crime. Dentre as 14 tipologias de crimes utilizadas neste trabalho, nota-se que 13 delas registram taxas de ocorrência igual a zero em vários municípios. No caso de furtos, isso não ocorre, pois em todos os 496 municípios, há registros positivos. Como foi destacado na seção 3, os próprios municípios geram a taxa mínima e máxima para cada um dos crimes. Apenas em relação ao furto, o critério mínimo de ocorrência não foi zero. A taxa mínima de furto utilizada foi a de 73,5 furtos para cada 100 mil habitantes. Sendo assim, não houve a necessidade de se buscar um critério externo mínimo de criminalidade para todas as tipologias de crimes.

Uma das tipologias de crimes mais utilizadas por trabalhos acadêmicos como referência de criminalidade é a taxa bruta de homicídios. Segundo Waiselfisz (2013), os Estados Unidos possuíam, em 2010, uma taxa de homicídios de 5,3 para cada 100 mil habitantes. No Brasil, no mesmo ano, a taxa era de 27,5. No Rio Grande do Sul, a taxa foi de 19,2.²

² A base de dados da Secretaria de Segurança Pública do RS utilizada neste artigo indica, para 2013, uma taxa de 17,6 homicídios para cada 100 mil habitantes.

O IGcrime bayesiano empírico calculado para cada um dos 496 municípios do Rio Grande do Sul apresentou a estatística descritiva conforme Tabela 2. Pode-se notar que seu valor mínimo e máximo oscilou entre 0,476 e 0,978. A média ficou em torno de 0,887 e sua mediana, 0,921. O coeficiente de variação foi 0,09. Já o IGcrime bruto apresentou um coeficiente de variação menor ainda, de 0,04. Nesse caso, a média e a mediana ficaram em torno de 0,961 e 0,974 respectivamente. Caso fosse utilizado o IGcrime derivado apenas de taxas brutas, o resultado parece indicar uma não diferenciação entre os 496 municípios, o que geraria um indicador produzindo uma espécie de equilíbrio agregador. No entanto, isso não seria o mais indicado, tendo-se em vista que municípios com mais de 100 mil habitantes apresentaram as seguintes taxas brutas de homicídios: 48,5 em Alvorada, 37,2 em Viamão, 31,8 em Porto Alegre e 22,7 em Passo Fundo. Com a adoção do IGcrime, que incorpora as taxas bayesianas empíricas, nota-se a geração de grupos de municípios de diferentes níveis de criminalidades.

Tabela 2

Estatística descritiva do IGcrime, via taxas brutas e via taxas bayesianas empíricas, para o Rio Grande do Sul — 2013

TAXAS	MÍNIMO	MÁXIMO	MÉDIA	COEFICIENTE DE VARIÇÃO
Brutas	0,738	0,999	0,961	0,04
Bayesiana empírica	0,476	0,978	0,887	0,09

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Secretaria de Segurança Pública (RIO GRANDE DO SUL, 2014).

A partir desse ponto, descrevem-se alguns recortes do IGcrime bayesiano empírico computado para a base de dados utilizada. A Tabela 3 mostra os 30 piores resultados do índice tendo como critério o conjunto de municípios que possuem mais de 65 mil habitantes. Nota-se a presença de 10 municípios da Região Metropolitana de Porto Alegre entre os 14 piores, sendo eles: Porto Alegre, Viamão, Alvorada, Canoas, Cachoeirinha, Sapucaia do Sul, Gravataí, São Leopoldo, Esteio e Novo Hamburgo.

Entre os municípios caracterizados como interior do RS, tem-se: Santana do Livramento (localizado na região da campanha gaúcha como o quarto pior IGcrime), Passo Fundo (localizado na região mais ao norte do Estado); Rio Grande (localizado ao sul do Estado, ocupando a oitava posição) e Venâncio Aires (localizado no Vale do Rio Pardo), ocupando o décimo lugar. O destaque positivo seria o município de Bagé, que alcançou um IGcrime de 0,949.

Tabela 3

IGcrime nos municípios do Rio Grande do Sul que possuem população acima de 65 mil habitantes — 2013

MUNICÍPIO	POSIÇÃO	POPULAÇÃO	IGCRIME
Porto Alegre	1	1.409.939	0,476
Viamão	2	239.234	0,578
Alvorada	3	195.718	0,579
Santana do Livramento	4	82.513	0,598
Passo Fundo	5	184.869	0,626
Canoas	6	324.025	0,635
Cachoeirinha	7	118.294	0,645
Rio Grande	8	197.253	0,647
Sapucaia do Sul	9	130.988	0,683
Venâncio Aires	10	65.964	0,686
Gravataí	11	255.762	0,691
São Leopoldo	12	214.210	0,708
Esteio	13	80.669	0,709
Novo Hamburgo	14	239.051	0,718
Bento Gonçalves	15	107.341	0,736
Santo Ângelo	16	76.304	0,736
Caxias do Sul	17	435.482	0,740
Pelotas	18	327.778	0,745
Erechim	19	96.105	0,752
Guaíba	20	95.230	0,752
Sapiranga	21	75.020	0,753
Ijuí	22	78.920	0,759
Santa Maria	23	261.027	0,759
Alegrete	24	77.673	0,765
Lajeado	25	71.481	0,768
Santa Cruz do Sul	26	118.287	0,771
Santa Rosa	27	68.595	0,797
Cachoeira do Sul	28	83.827	0,799
Uruguaiana	29	125.507	0,834
Bagé	30	116.792	0,949

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Secretaria de Segurança Pública (RIO GRANDE DO SUL, 2014).

Agora se descrevem os municípios que se caracterizam por ter os melhores IGcrimes. Ou seja, são as cidades que possuem os menores índices de criminalidade. A Tabela 4 a seguir mostra os 30 melhores resultados. O IGcrime ficou em torno de 0,98, e os municípios caracterizam-se por possuir em média 1.795 habitantes. Fica constatado aqui que as cidades com maior densidade populacional não conseguem se inserir nesse grupo.

Tabela 4

Ranking dos municípios do Rio Grande do Sul para os 30 maiores IGcrimes — 2013

MUNICÍPIO	POPULAÇÃO	IGCRIME
Novo Xingu	1.757	0,978
Nova Boa Vista	1.960	0,978
Coqueiro Baixo	1.528	0,978
Mato Queimado	1.799	0,978
Canudos do Vale	1.807	0,978
Linha Nova	1.624	0,978
Vista Alegre do Prata	1.569	0,978
Santa Tereza	1.717	0,978
Ponte Preta	1.750	0,978
Porto Vera Cruz	1.852	0,978
Engenho Velho	1.530	0,978
Santo Antônio do Planalto	1.987	0,978
Vespasiano Correa	1.974	0,978
Guabiju	1.598	0,978
São Pedro das Missões	1.886	0,978
Pouso Novo	1.875	0,978
Alto Alegre	1.848	0,978
União da Serra	1.487	0,978
Lagoa dos Três Cantos	1.598	0,978
Vanini	1.984	0,978
Santa Cecília do Sul	1.655	0,978
Carlos Gomes	1.607	0,978
Quatro Irmãos	1.778	0,978
Capão Bonito do Sul	1.753	0,978
Tupanci do Sul	1.574	0,978
André da Rocha	1.216	0,978
Montauri	1.542	0,978
Muliterno	1.813	0,978
Gentil	1.677	0,978
São José do Hortêncio	4.094	0,977

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Secretaria de Segurança Pública (RIO GRANDE DO SUL, 2014).

A próxima análise estabelece um *ranking* utilizando apenas o critério dos piores IGcrimes. A Tabela 5 inclui todos os municípios e não apenas os mais populosos, de modo que surgiram alguns “intrusos”. É o caso de Taquara, com 54 mil habitantes e pertencente à Região Metropolitana de Porto Alegre (RMPA), Torres, com 34 mil habitantes, Campo Bom (na RMPA), com 60 mil habitantes, Montenegro (RMPA), com 59 mil habitantes, Planalto, com 10 mil habitantes, Carlos Barbosa, com 25 mil habitantes, Rolante (RMPA), com 19 mil e Cruz Alta, com 62 mil. Assim, oito municípios com menos de 65 mil habitantes ingressaram no *ranking* dos 30 menores IGcrimes. Entretanto, o Município de Taquara parece indicar especial atenção de gestores públicos em relação ao índice de criminalidade, tendo em vista seu valor ter ficado em 0,496, sendo o segundo pior do RS.

Tabela 5

Ranking dos municípios do Rio Grande do Sul para os 30 menores IGcrimes — 2013

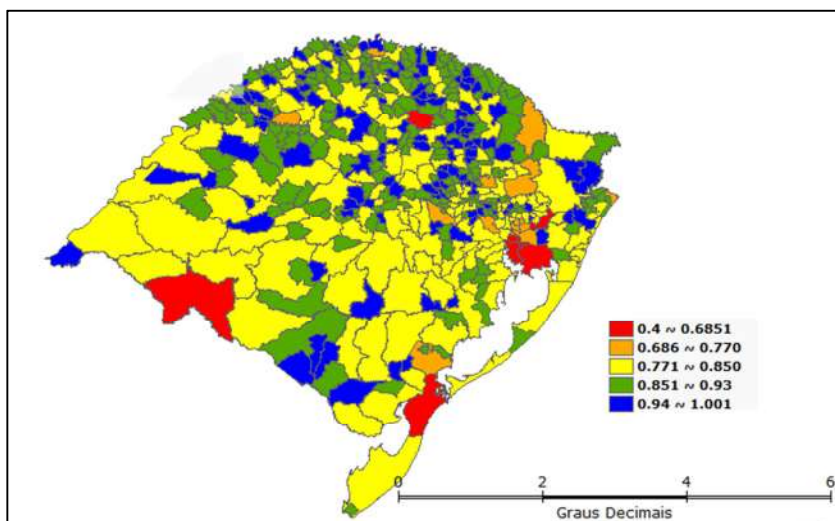
MUNICÍPIO	POSIÇÃO	POPULAÇÃO	IGCRIME
Porto Alegre	1	1.409.939	0,476
Taquara	2	54.656	0,496
Viamão	3	239.234	0,578
Alvorada	4	195.718	0,579
Santana do Livramento	5	82.513	0,598
Passo Fundo	6	184.869	0,626
Canoas	7	324.025	0,635
Cachoeirinha	8	118.294	0,645
Rio Grande	9	197.253	0,647
Sapuçaia do Sul	10	130.988	0,683
Venâncio Aires	11	65.964	0,686
Gravataí	12	255.762	0,691
São Leopoldo	13	214.210	0,708
Esteio	14	80.669	0,709
Novo Hamburgo	15	239.051	0,718
Torres	16	34.646	0,732
Bento Gonçalves	17	107.341	0,736
Santo Ângelo	18	76.304	0,736
Campo Bom	19	60.081	0,736
Caxias do Sul	20	435.482	0,740
Montenegro	21	59.436	0,740
Planalto	22	10.524	0,740
Vacaria	23	61.345	0,742
Pelotas	24	327.778	0,745
Carlos Barbosa	25	25.193	0,752
Rolante	26	19.493	0,752
Erechim	27	96.105	0,752
Guaíba	28	95.230	0,752
Sapiranga	29	75.020	0,753
Cruz Alta	30	62.825	0,755

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Secretaria de Segurança Pública (RIO GRANDE DO SUL, 2014).

Este artigo também buscou uma forma de visualizar os resultados do IGcrime georreferenciado para os 496 municípios em um mapa, como pode ser verificado na Figura 1. Os municípios em verde são os que apresentaram IGcrimes abrangendo meio desvio-padrão acima e abaixo da média do Estado. Seus valores variaram entre 0,851 e 0,93, chegando a um total de 207 municípios nessa categoria. Os municípios em azul apresentaram os melhores índices de criminalidade, os quais oscilaram entre 0,94 e 1 (há 120 municípios nessa classe). Os municípios que ficaram abaixo da média ficaram separados em três grupos. Os piores municípios, representados em vermelho, entre 0,4 e 0,685, são nove. A seguir, em amarelo, os municípios cujos valores oscilaram entre 0,771 e 0,85 (145 municípios). Por fim, em laranja, os municípios que ficaram entre 0,686 e 0,770 (15 municípios).

Figura 1

Mapa do IGcrime bayesiano empírico para o RS — 2013



Como pode ser notado, o IGcrime, fruto de uma combinação de 14 tipologias de crimes, não apresentou valor inferior a 0,4. No entanto, cada um dos 14 crimes que o formam apresentou valores em níveis mais próximos de zero e, inclusive, igual a zero. A Tabela 6 ilustra essa situação.

Tendo em vista que a tipologia de crime mais utilizada na literatura como referência de criminalidade é a taxa de homicídios, apresenta-se a seguir uma análise descritiva do IGcrime em termos de homicídios. Procura-se, nesta análise, confrontar o IGcrime-homicídio com a taxa bruta de homicídios e a taxa empírica bayesiana.

Agrupando-se o conjunto de municípios que apresentaram um IGcrime-homicídio inferior a 0,504, obtiveram-se oito municípios, todos da Região Metropolitana de Porto Alegre. Passo Fundo, Santa Cruz do Sul, Caxias do Sul, Pelotas, Rio Grande e Uruguaiana são as cidades do interior do Rio Grande do Sul que apresentaram os piores resultados nesse critério. Outras duas cidades da RMPA surgiram como destaque também negativo: Cachoeirinha e Guaíba. Todas juntas envolvem, portanto, o conjunto das 16 cidades que apresentaram o pior IGcrime bayesiano empírico em termos de homicídios.

Também se pode notar, na Tabela 6, as colunas taxa bruta e taxa bruta bayesiana. Lembrando que para municípios que apresentaram uma população acima de 107.341 o coeficiente bayesiano c adotado foi igual a um, ou seja, a taxa bruta é igual à taxa bayesiana. Portanto, a taxa bayesiana começa a influenciar nos homicídios para níveis de população como, por

exemplo, dos Municípios de Guaíba, que passou de 23,1 para 15,2, de Taquara, que passou de 18,3 para 13,8, de Vacaria de 17,9 para 13,7 e, de Palmares do Sul, que passou de 36,5 para 12,6.

Tabela 6

Ranking dos municípios do Rio Grande do Sul para os 30 menores IGcrimes somente em termos de homicídio doloso — 2013

MUNICÍPIO	POPULAÇÃO	IGCRIME HOMICÍDIO DOLOSO	TAXA BRUTA	TAXA BAYESIANA EMPÍRICA
Alvorada	195.718	0,000	48,5	48,5
Viamão	239.234	0,253	37,2	37,2
Porto Alegre	1.409.939	0,372	31,8	31,8
Canoas	324.025	0,380	31,5	31,5
Sapucaia do Sul	130.988	0,452	28,2	28,2
Gravataí	255.762	0,454	28,2	28,2
São Leopoldo	214.210	0,478	27,1	27,1
Novo Hamburgo	239.051	0,504	25,9	25,9
Passo Fundo	184.869	0,562	22,7	22,7
Santa Cruz do Sul	118.287	0,563	22,0	22,0
Caxias do Sul	435.482	0,564	20,0	20,0
Cachoeirinha	118.294	0,564	17,8	17,8
Pelotas	327.778	0,565	16,2	16,2
Guaíba	95.230	0,568	23,1	15,2
Rio Grande	197.253	0,568	14,7	14,7
Uruguaiana	125.507	0,568	14,3	14,3
Taquara	54.656	0,573	18,3	13,8
Vacaria	61.345	0,573	17,9	13,7
Parobé	51.481	0,573	17,5	13,6
Montenegro	59.436	0,573	16,8	13,4
Erechim	96.105	0,575	16,6	13,3
Esteio	80.669	0,577	16,1	13,2
Bento Gonçalves	107.341	0,580	13,0	13,0
Lajeado	71.481	0,592	15,4	13,0
Venâncio Aires	65.964	0,617	15,2	12,9
Imbé	17.667	0,631	39,6	12,8
Butiá	20.405	0,631	34,3	12,8
Tramandaí	41.655	0,636	33,6	12,7
Balneário Pinhal	10.855	0,686	36,8	12,7
Palmares do Sul	10.971	0,721	36,5	12,6

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Secretaria de Segurança Pública (RIO GRANDE DO SUL, 2014).

A seguir apresenta-se o *ranking* dos 30 melhores IGcrimes, sendo possível perceber, mais uma vez, a importância da utilização da taxa bayesiana empírica para a composição do índice e não a taxa bruta no que se refere a toda heterogeneidade dos municípios. Os municípios que apresentaram taxa bruta zero de homicídios receberam um aumento de sua taxa de criminalidade devido ao efeito do coeficiente *c* de ponderação, o que gerou uma

taxa bayesiana fruto da média de homicídios da classe a que eles pertencem. No entanto, os mesmos municípios continuam, em termos de taxa bayesiana, apresentando os menores valores, o que implica em um IGcrime igual a um. Ou seja, na prática eles permanecem apresentando o desempenho máximo no *ranking*. Por outro lado, pode-se notar o benefício da taxa bayesiana referente aos municípios que tinham apresentado taxa bruta de 14,5 a 15,7 homicídios para cada 100 mil habitantes e que, com a adoção da taxa bayesiana passaram a obter 4,3. (Tabela 7).

Tabela 7

Ranking dos municípios do Rio Grande do Sul para os 30 melhores IGcrimes somente em termos de homicídio doloso — 2013

MUNICÍPIO	POPULAÇÃO	IGCRIME HOMICÍDIO DOLOSO	TAXA BRUTA	TAXA BAYESIANA EMPÍRICA
Sertão	6.294	1,000	0,0	3,8
Glorinha	6.885	1,000	0,0	3,8
Cambará do Sul	6.545	1,000	0,0	3,8
Barão de Cotegipe	6.529	1,000	0,0	3,8
Tiradentes do Sul	6.461	1,000	0,0	3,8
Herval	6.757	1,000	0,0	3,8
Maquiné	6.908	1,000	0,0	3,8
Passo do Sobrado	6.011	1,000	0,0	3,8
Independência	6.618	1,000	0,0	3,8
Condor	6.552	1,000	0,0	3,8
Faxinal do Soturno	6.672	1,000	0,0	3,8
Nova Palma	6.345	1,000	0,0	3,8
Bossoroca	6.887	1,000	0,0	3,8
Progresso	6.161	1,000	0,0	3,8
Morro Redondo	6.231	1,000	0,0	3,8
Salvador do Sul	6.747	1,000	0,0	3,8
Estação	6.011	1,000	0,0	3,8
Hulha Negra	6.048	1,000	0,0	3,8
Campina das Missões	6.117	1,000	0,0	3,8
Anta Gorda	6.073	1,000	0,0	3,8
Aratiba	6.568	1,000	0,0	3,8
Palmitinho	6.920	1,000	0,0	3,8
Santa Maria do Herval	6.053	1,000	0,0	3,8
Boa Vista do Buricá	6.576	1,000	0,0	3,8
São Paulo das Missões ..	6.367	1,000	0,0	3,8
São José do Ouro	6.906	0,989	14,5	4,3
Paraí	6.812	0,989	14,7	4,3
Cândido Godói	6.535	0,988	15,3	4,3
Cerrito	6.404	0,988	15,6	4,3
Amaral Ferrador	6.355	0,988	15,7	4,3

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Secretaria de Segurança Pública (RIO GRANDE DO SUL, 2014).

Por fim, destaca-se que o IGcrime bayesiano empírico municipal, ponderado pela combinação das tipologias de crimes ou calculado para cada

crime em um corte anual, surge como proposta metodológica de um índice de criminalidade para os municípios do Estado do Rio Grande do Sul.

5 Considerações finais

Buscou-se através deste artigo criar um indicador geral que medisse o grau de criminalidade existente em uma sociedade, em âmbito municipal, para o Estado do Rio Grande do Sul. O índice criado foi denominado de IGcrime e resulta da combinação de 14 tipologias de crimes que fazem parte da base de dados da Segurança Pública do Estado do Rio Grande do Sul. O IGcrime tem periodicidade anual.

Na literatura sobre indicadores de criminalidade, identificou-se que a variável mais utilizada é a taxa bruta de homicídios. Também se encontrou trabalhos que buscavam formar um indicador geral de criminalidade, como os de Monteiro (2009) e Soares, Zabet e Ribeiro (2011). Ambos utilizam como ferramenta estatística para gerar a ponderação de cada crime na formação do indicador geral de criminalidade a análise dos componentes principais. A proposta do IGcrime difere dessa abordagem, pois utiliza as penas de cada crime estabelecidas no Código Penal Brasileiro como ponderador para a atribuição dos pesos que compõem o índice. Desse modo, espera-se que tenha sido incorporada ao índice uma representação da forma como a sociedade brasileira classifica os crimes quanto a sua nocividade.

Outro ponto importante referente a taxas brutas dos crimes é a indicação da literatura para a utilização de taxas bayesianas empíricas espaciais, entre outras, para amenizar a ocorrência de crimes aleatórios em municípios com população pequena. A metodologia do IGcrime envolveu, nessa etapa, a criação de 11 classes de municípios em termos populacionais. Com base no crescimento médio da população, adotou-se um coeficiente que assume maior valor quanto maior for a população dos municípios envolvidos. O coeficiente varia entre 0,005, representando a menor classe de população e um, que representa a maior classe.

A aplicação da metodologia desenvolvida no presente artigo gerou um indicador geral de criminalidade bayesiano empírico que agrega 14 tipologias de crimes, o IGcrime. Além do índice geral, o IGcrime permite a análise individual de cada um dos tipos de crime que formam o índice com o intuito de colaborar para a elaboração de políticas públicas focadas nas características de cada crime.

Obteve-se um *ranking* dos municípios que apresentam os melhores índices de criminalidade, bem como os piores. Na apresentação do *ranking*, foi possível perceber a importância da utilização da taxa bayesiana empírica para a composição do índice e não a taxa bruta no que se refere a toda

heterogeneidade dos municípios. Os municípios que apresentaram taxa bruta zero homicídio receberam um aumento de sua taxa de criminalidade devido ao efeito do coeficiente c de ponderação, o que gerou uma taxa bayesiana fruto da média de homicídios da classe a que eles pertencem. No entanto, os mesmos municípios continuam, em termos de taxa bayesiana, apresentando os menores valores, o que implica em um IGcrime igual a um. Ou seja, na prática, eles permanecem apresentando o desempenho máximo no *ranking*. Outro ponto a ser destacado é que o IGcrime não apresentou valor inferior a 0,4. No entanto, cada um dos 14 crimes que o formam apresentou valores em níveis mais próximos de zero e, inclusive, igual a zero.

O presente artigo também buscou uma forma de visualizar os resultados do IGcrime georreferenciados dos 496 municípios. A análise do mapa permitiu uma visualização clara das áreas onde o índice de criminalidade é maior. A vantagem da apresentação dos resultados do IGcrime no formato de mapa é a facilidade de percepção das áreas mais críticas e da distribuição espacial da criminalidade no Estado.

O principal resultado a ser destacado é o desenvolvimento de uma metodologia de mensuração da criminalidade que pode ser aplicada a qualquer espaço geográfico. Nesse sentido, o IGcrime é uma importante ferramenta para a tomada de decisão no que diz respeito a políticas públicas, contribuindo para ampliar a eficiência e a capacidade de alcançar maiores níveis de qualidade da segurança pública e bem estar para a sociedade.

Referências

BAILEY, T. C. Spatial statistical methods in health. **Caderno de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 17, n. 5, p. 1083-1098, 2001.

BRASIL. **Código Penal e Constituição Federal**. 52. ed. São Paulo: Saraiva, 2014.

CARVALHO, A. X. Y. *et al.* Taxas bayesianas para o mapeamento de homicídios nos municípios brasileiros. **Caderno de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 28, n. 7, p. 1249-1262, 2012.

CERQUEIRA, D.; LOBÃO, W. Determinantes da criminalidade: Arcabouços teóricos e resultados empíricos. **Dados**, Rio de Janeiro, v. 47, n. 2, p. 233-269, 2004.

KHAN, T. **Estatística de criminalidade**: manual de interpretação. São Paulo: Secretaria da Segurança Pública, 2005. Disponível em: <<http://www.ssp.sp.gov.br/estatistica/downloads/manual.pdf>>. Acesso em: 30 out. 2014.

MARSHALL, R. J. Mapping disease and mortality rates using empirical bayes estimators. **Journal of the Royal Statistical Society**, London, v. 40, p. 2, p. 283-294, 1991.

MONTEIRO, J. B. **Indicador de criminalidade geral baseado em métodos multivariados e estatística espacial para controle na segurança pública**. 2009. 85 f. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Estatística) — Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2009.

OLIVEIRA, C. A. de. Criminalidade e o tamanho das cidades brasileiras: um enfoque da economia do crime. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., 2005, Natal. **Anais...** Natal: ANPEC, 2005. Disponível em: <<http://econpapers.repec.org/paper/anpen2005/152.htm>>. Acesso em: 30 out. 2014.

RIO GRANDE DO SUL. Secretaria de Segurança Pública. **Base de dados anual de 14 tipos de crimes em nível municipal no ano de 2013**. 2014. Disponível em: <<http://www.ssp.rs.gov.br/?model=conteudo&menu=189>>. Acesso em: 15 nov. 2014.

RIO GRANDE DO SUL. Fundação de Economia e Estatística. **Base de dados da população dos municípios do Rio Grande do Sul**. 2015. Disponível em: <<https://www.fee.rs.gov.br/indicadores/populacao>>. Acesso em: 23 de jan. de 2015.

SANTOS, M. J. dos; KASSOUF, A. L. Estudos econômicos das causas da criminalidade no Brasil: evidências e controvérsias. **Economia**, Brasília, DF, v. 9, n. 2, p. 343-372, 2008.

SHIKIDA, P. F. A. Economia do crime: teoria e evidências empíricas a partir de um estudo de caso na Penitenciária Estadual de Piraquara (PR). **Revista de Economia e Administração**, São Paulo, v. 4, n. 3, p. 315-342, 2005.

SOARES, T. C.; ZABOT, U. C.; RIBEIRO, G. M. Índice Geral de Criminalidade: uma abordagem a partir da análise envoltória de dados para os municípios catarinenses. **Leituras de Economia Política**, Campinas, v. 19, p. 89-109, 2011.

WAISELFISZ, J. J. **Mapa da violência 2013**. Brasília, DF: Secretaria Nacional de Juventude, 2013. Disponível em: <http://mapadaviolencia.org.br/pdf2013/mapa2013_homicidios_juventude.pdf>. Acesso em: 25 maio 2015.

Os determinantes da criminalidade nos municípios gaúchos: evidências de um modelo econométrico espacial*

Maurício Vitorino Saraiva**

Mestre em Economia do
Desenvolvimento pelo Programa de Pós-
-Graduação em Economia da Pontifícia
Universidade Católica do Rio Grande do
Sul (PPGE-PUCRS)

Otávio Canozzi Conceição***

Mestre em Economia do
Desenvolvimento pelo PPGE-PUCRS
Professor adjunto do PPGE-PUCRS

Marco Tulio Aniceto França****

Resumo

O artigo objetiva analisar os determinantes da criminalidade no Rio Grande do Sul a partir de uma variável agregada, que é formada por 12 tipos de delitos ponderados por suas respectivas penas segundo o Código Penal Brasileiro. A utilização dessa variável, capaz de agregar múltiplos tipos de delitos e controlá-los pela severidade das penas, permite identificar mais precisamente o padrão da criminalidade nas cidades, pois minimiza distorções nos resultados decorrentes da maior numerosidade de delitos de menor gravidade. Os resultados do modelo econométrico espacial — construído à luz da teoria econômica do crime e com base nos dados da Secretaria de Segurança Pública do Rio Grande do Sul (SSP-RS) para o ano de 2010 — sugerem que a criminalidade nas cidades gaúchas pode ser explicada não apenas pela dinâmica socioeconômica local, mas também pela criminalidade dos municípios vizinhos.

* Artigo recebido em jun. 2016 e aceito para publicação em jun. 2017.



Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons
Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Este trabalho foi apresentado no 8.º Encontro de Economia Gaúcha.

Revisora de Língua Portuguesa: Tatiana Zismann

** E-mail: mauricio.saraiva@acad.pucrs.br

*** E-mail: otaviocc@ufrgs.br

**** E-mail: marco.franca@pucrs.br

Palavras-chave

Criminalidade; segurança pública; econometria espacial

Abstract

This paper aims to analyze the determinants of criminality in the State of Rio Grande do Sul by using an aggregate variable of twelve types of offenses calculated according to their respective penalties in the Brazilian Penal code. The use of this variable, which allows to aggregate multiple types of offenses and control them by the severity of their penalties, enables a more precise identification of the patterns of criminality in the cities, as it avoids distortions in the results due to a larger number of less serious crimes. The results of the spatial econometric model — built in light of the economic theory of crime and based on data from the Department of Public Safety of Rio Grande do Sul (SSP-RS) for 2010 — suggest that criminality in the cities of Rio Grande do Sul can be explained not only by the local socioeconomic dynamics, but also by the criminality of the neighboring municipalities.

Keywords

Criminality; public safety; spatial econometrics

Classificação JEL: K42, R58

1 Introdução

Nos últimos anos, o crime e a violência urbana vêm ganhando destaque na análise econômica por conta, principalmente, das externalidades negativas que geram sobre as economias. Diversos estudos confirmam esses efeitos nocivos da criminalidade sobre o bem-estar social, salientando o aumento dos gastos públicos e privados com segurança, a retração do turismo, dos investimentos e do valor dos imóveis nas localidades, com impactos significativos sobre o Produto Interno Bruto (PIB) (ANDERSON, 1999; ATKINSON; HEALEY; MOURATO, 2005; INTER-AMERICAN

DEVELOPMENT BANK, 2017; LYNCH; RASMUSSEN, 2001; PINOTTI, 2015).

Esse problema é particularmente mais acentuado em países latino-americanos, nos quais os principais determinantes econômicos do crime, como a desigualdade de renda e a falta de oportunidades no mercado de trabalho, combinam-se para formar um quadro propício à atividade criminosa. O Brasil, a despeito dos recentes avanços na redução da desigualdade de renda nos anos 2000-10, continua entre os países com maiores índices de criminalidade e violência letal na América Latina, sendo as taxas de homicídio brasileiro quatro vezes maiores que a média mundial (UNITED NATIONS OFFICE ON DRUGS AND CRIME, 2014)¹.

O Rio Grande do Sul, não obstante apresente uma das menores taxas de homicídio no País, é um dos estados com maior incidência de roubos e furtos. É também um dos estados com menor efetivo policial (polícia militar e civil) *per capita* (ANUÁRIO..., 2014). Atualmente, o Estado vive uma profunda crise na segurança pública, com uma escalada da criminalidade nos municípios, tornando a segurança uma preocupação para muitos gaúchos.

Segundo o **Atlas da Violência 2016**, o Rio Grande do Sul foi o estado que apresentou o maior crescimento no número de homicídios nos últimos anos, destacando-se negativamente, inclusive, em outros indicadores da criminalidade. Entre 2013 e 2014, os homicídios cresceram 17,2% no Estado, contra 3,9% na média nacional, enquanto outros estados tradicionalmente violentos, como São Paulo e Rio de Janeiro, experimentaram quedas expressivas (INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA, 2016).

Este tema ganha importância adicional se se considerar que a literatura econômica do crime no Rio Grande do Sul é uma agenda de pesquisa nova e pouco consolidada, sendo composta, majoritariamente, por estudos realizados nos últimos 10 anos. Um dos primeiros trabalhos nessa área foi o de Brunet *et al.* (2008), que estudaram a correlação entre o crime e algumas variáveis socioeconômicas nas 31 cidades da Região Metropolitana de Porto Alegre para o ano de 2000. Os resultados apontam que a violência e a criminalidade têm relação com os níveis de densidade populacional, renda, educação e percentual de mulheres que são chefes de família nos municípios gaúchos.

Este trabalho abriu caminho para outros estudos sobre os determinantes do crime no RS, representados por Oliveira (2008), Oliveira e Marques Junior (2009), Amin, Comim e Iglesias (2009), Hartwig (2010), Mariani (2010) e Balassiano, Costa e Gomes (2012). A maior parte dessa literatura

¹ No Brasil, a média é de 25,2 homicídios intencionais a cada 100 mil habitantes; no mundo, a média é em torno de 6,2 (UNITED NATIONS OFFICE ON DRUGS AND CRIME, 2014).

utilizou-se de *proxies* para a criminalidade, valendo-se principalmente de indicadores como a taxa de homicídios. Todavia — como destacam Heine-
mann e Verner (2006) — usar as taxas de homicídio como medida da criminalidade pode ser problemático, na medida em que esse indicador não é capaz de capturar outras formas de violência. Além disso, as taxas de homicídio podem enviesar o retrato da situação do crime, uma vez que a maioria dos crimes tende a ser contra a propriedade e nem sempre os dados sobre homicídios são confiáveis.

Levando em conta essas restrições, outra vertente da literatura buscou analisar o crime no RS a partir de uma perspectiva multidimensional, empregando para tanto medidas agregadas de criminalidade. Esse é o caso dos trabalhos de Monteiro (2009), Cadaval, Gonçalves e Freitas (2015) e Cortes (2016). Dentre eles, destaca-se o artigo de Cadaval, Gonçalves e Freitas (2015), que propôs a elaboração de um índice para a criminalidade nos municípios gaúchos, o **IGcrime RS**, a partir dos dados da Secretaria de Segurança Pública (SSP-RS) para o ano de 2013. Os resultados do índice revelam que a criminalidade não se distribui de maneira homogênea no Estado, com prevalência dos delitos nas cidades mais populosas: Porto Alegre, Passo Fundo, Caxias do Sul, Pelotas, Santa Cruz do Sul, Rio Grande e Uruguaiana.

Valendo-se das contribuições dessa literatura, este artigo objetiva analisar a criminalidade no Rio Grande do Sul com base em uma variável de criminalidade agregada e utilizando uma abordagem econométrica espacial — o que o difere em relação a trabalhos anteriores que consideram os determinantes de cada crime separadamente. Outro diferencial é a ponderação — junto à variável de criminalidade agregada — de cada delito pela gravidade de suas penas segundo o Código Penal Brasileiro. Essa medida visa incorporar o padrão como a sociedade classifica a hediondez de diferentes tipos de delitos. O principal ganho associado à utilização desta variável é a melhor precisão na identificação de regiões com altos níveis de criminalidade.

Para tanto, o artigo utiliza os dados da Secretaria de Segurança Pública do RS de ocorrências de crimes relativos ao ano de 2010 por municípios, considerando uma possível existência de efeitos de *spillover* espacial da criminalidade entre cidades vizinhas. O trabalho está dividido em três seções, além desta **Introdução** e das **Considerações finais**. A segunda seção faz a revisão da literatura empírica nacional sobre os determinantes econômicos da criminalidade. A terceira apresenta os procedimentos metodológicos, a base de dados e as variáveis utilizadas. A quarta seção, por fim, apresenta uma análise exploratória de dados espaciais (AEDE) para a identificação dos pontos críticos da criminalidade no estado com a subse-

quente utilização de testes de dependência espacial e métodos econométricos espaciais.

2 Revisão da literatura empírica no Brasil

A maior parte da literatura econômica sobre o crime no Brasil foi desenvolvida nos últimos 15 anos, estando sujeita a severas limitações na disponibilidade dos dados. Esse problema é ainda mais acentuado no que se refere a dados desagregados, em nível de municípios ou indivíduos. Por conta disso, como destacam Santos e Kassouf (2007), a maioria dos estudos que abordam a economia do crime tem lançado mão de dados estaduais para explicar os condicionantes da criminalidade. Esse é o caso de Andrade e Lisboa (2000), Gutierrez *et al.* (2004), Kume (2004) e Santos e Kassouf (2007).

Andrade e Lisboa (2000) analisam a relação entre a evolução da violência nos Estados de Minas Gerais, do Rio de Janeiro e de São Paulo e variáveis locais como o salário real, a desigualdade de renda, o nível de preços, a escolaridade média da população e o desemprego entre 1981 e 1997. A variável de resultado utilizada foi a taxa de homicídios, como é usual na literatura, com a diferença de que puderam segmentá-la por idade e sexo. Desse modo, foi possível observar que os parâmetros estimados para as variáveis econômicas são bastante diferenciados, dependendo da coorte selecionada. Como esperado, um aumento do salário real e uma queda da desigualdade reduzem a taxa de homicídio, impactando relativamente mais sobre a coorte de homens de 15 a 40 anos de idade.

Nesse sentido, a evidência parece apontar para a existência de um perfil mais propenso ao envolvimento em homicídios, o de homens jovens² — para os quais a falta de oportunidade no mercado de trabalho legal é mais decisiva na sua opção de atuar, ou não, na criminalidade. Surpreendentemente, uma queda do desemprego parece aumentar a taxa de homicídio. Os autores associam esse resultado a idiosincrasias do método e da base de dados utilizados. O estudo constata ainda que a criminalidade do período anterior é um importante componente capaz de explicar os níveis correntes de violência letal, sugerindo que a criminalidade está sujeita a efeitos de inércia.

² Wilson e Hernestein (1985) estudaram a relação entre a idade e o envolvimento em atos delituosos, e seus resultados apontam que, a partir dos 15 ou 16 anos, a probabilidade de delinquir torna-se crescente e assim prossegue até os 24 anos, quando começa a diminuir gradualmente. Dessa forma, sua evidência sugere que a criminalidade é um fenômeno mais característico entre os jovens.

Essa dependência intertemporal dos níveis correntes de homicídio em relação aos níveis passados pode ser explicada por possíveis custos para o retorno ao mercado de trabalho legal de pessoas dedicadas a atividades delituosas. Como destacam Andrade e Lisboa (2000), se as barreiras à mobilidade entre os mercados lícito e ilícito aumentam com a idade do indivíduo, uma geração que quando jovem apresenta uma elevada fração dedicada à atividade ilegal, decorrente, por exemplo, de uma queda do salário real, tende a manter essa elevada fração ao longo de todo o ciclo de vida, contribuindo para a perpetuação dos níveis de violência no tempo.

Como ponto frágil deste trabalho, aponta-se o fato de que a taxa de homicídio como medida da criminalidade é problemática, na medida em que não captura as formas de violência não letal e outros tipos de crime, como furtos e roubos, para os quais o sinal e a magnitude dos parâmetros podem ser distintos do que se obteve para o homicídio. Entretanto, o trabalho de Andrade e Lisboa (2000) é um dos mais influentes estudos sobre os determinantes da criminalidade no Brasil.

Gutierrez *et al.* (2004) investigaram os determinantes econômicos do crime a partir de um painel de dados agregados dos estados brasileiros para o período de 1981 a 1995, utilizando como *proxy* da criminalidade a taxa de homicídios intencionais por 100 mil habitantes. Os resultados diferem de Andrade e Lisboa (2000) no que se refere ao desemprego, para o qual se constatou a existência de efeitos positivos sobre a criminalidade, mas confirmam a desigualdade de renda como determinante inequívoco dos homicídios. Ao empregar uma estrutura de dados em painel, os autores também confirmam a hipótese do efeito inercial da violência, mas rejeitam a de que a pobreza exerça efeitos positivos sobre a criminalidade, o que contraria a visão econômica tradicional.

Nos modelos estimados, os autores incorporam duas novas variáveis que podem afetar a taxa de homicídios: os gastos em segurança pública e a taxa de urbanização. Seus achados ratificam a presença de uma relação direta entre a urbanização e a criminalidade, bem como uma relação inversa entre esta última e os gastos em segurança. Kume (2004), utilizando a mesma técnica e base de dados semelhante para os anos entre 1984 e 1998, não observa nenhum efeito significativo dos gastos em segurança sobre a criminalidade medida pela taxa de homicídios intencionais, embora ambos tenham empregado técnicas para controlar a endogeneidade envolvida na estimação dessa variável. Segundo o autor, a explicação para a não significância estatística da variável de gasto em segurança pode estar relacionada à má utilização dos recursos públicos e à falta de um órgão nacional coordenando as atividades das secretarias de segurança estaduais. Os resultados do estudo indicam que o PIB *per capita*, o nível de escolaridade

da população e o crescimento do PIB reduzem o crime nos estados brasileiros, enquanto o grau de urbanização aumenta a criminalidade (KUME, 2004). Um resultado muito interessante desse trabalho diz respeito às externalidades positivas da educação sobre a redução do nível de violência: um ano a mais de estudo na média de escolaridade pode provocar uma queda de 6% na taxa de criminalidade no curto prazo e de, aproximadamente, 12% no longo prazo.

Dessa forma, a evidência fornecida pelo autor indica que as políticas educacionais podem ter efeitos importantes sobre a criminalidade. Nessa mesma direção, os resultados de avaliações de impacto de programas de contraturno escolar, embora não sejam políticas dirigidas ao combate da violência na juventude, revelam que elas têm efeitos de *spillover* sobre a redução da gravidez na adolescência, no envolvimento com atos ilícitos e também sobre a percepção dos jovens quantos aos retornos financeiros e psicológicos do crime (LOCHNER; MORETTI, 2004; MEGHIR; PALME; SCHNABEL, 2011; PIRES; URZUA, 2014).

Santos e Kassouf (2007), utilizando dados para os estados nos anos de 2001 a 2003, identificaram que o mercado de drogas e a rotatividade no mercado de trabalho são positivamente relacionados à criminalidade. Dentre outros resultados, suas estimativas sugerem que o tempo médio do desemprego, a desigualdade de renda e o percentual de famílias chefiadas por mulheres — prática usual na literatura para refletir o grau de “desorganização social” da sociedade — estão associados com maiores índices de violência e delitos. Os efeitos da segurança pública e privada sobre a criminalidade — que tendem a afetar a probabilidade de condenação da atividade delituosa — também foram testados, mas não se mostraram estatisticamente significativos.

A apresentação dos principais estudos realizados no Brasil sobre os fatores explicativos da criminalidade permite concluir que os aspectos relativos ao ambiente histórico e social no qual o indivíduo está inserido são fundamentais na determinação do comportamento criminoso. Nesse sentido, tornou-se tradicional, nos modelos de previsão do comportamento delituoso, a inclusão de variáveis referentes ao *background* familiar, à exposição de violência e pobreza na infância, às oportunidades de trabalho no mercado legal e um amplo conjunto de variáveis socioeconômicas e demográficas.

3 Metodologia

3.1 O modelo econométrico espacial para os determinantes da criminalidade

Nesta seção apresenta-se o arcabouço teórico que fundamenta a investigação sobre os determinantes da criminalidade nos municípios. Esse arcabouço tem como ponto de partida o modelo econômico do comportamento criminoso individual proposto por Becker (1968) e, no presente caso, a adaptação desse modelo para dados em nível de municípios, seguindo a metodologia proposta por Oliveira (2008). De acordo com o modelo de Becker, o indivíduo cometerá crimes se os benefícios associados ao ato ilícito compensarem os custos, isto é³:

$$B > [CO + CM + CEP + P(Pu)] \quad (1)$$

em que B representa os benefícios do crime, CO , o custo de oportunidade, CM , o custo moral, CEP , o custo de execução e planejamento do crime, e $P(Pu)$, o custo associado à punição (Pu) e sua respectiva probabilidade de ocorrer: P . Assim, a decisão individual de delinquir depende, além dos fatores relativos propriamente ao ato ilícito, do ambiente onde os indivíduos estão inseridos, do seu *background* histórico e familiar e do ambiente macrosocial onde vivem (a região composta pelo seu município e pelos vizinhos). Desse modo, tomando-se a escolha binária de cometer ou não o ato ilícito por d , em que $d = 1$ quando o indivíduo comete o crime e $d = 0$ caso contrário, e denotando os atributos exógenos como o *background* individual por X , as influências relativas ao ambiente em que ele vive por Z e as características da região composta pelas cidades próximas à sua por Y , o modelo pode ser reescrito como:

$$d = f(X, Z, Y) = f(\varphi) \quad (2)$$

Na equação (2), a decisão de agir de maneira delituosa passa a ser função de fatores próprios ao indivíduo e ao contexto no qual está inserido, em que se consideram a região e o município onde atua. Como explica Oliveira (2008), assumindo que a probabilidade de cometer um crime e a função $f(\varphi)$ são lineares, é possível obter uma regressão para cada indivíduo, como na equação (3):

$$d = \beta\varphi + \mu \quad (3)$$

³ Para mais informações sobre o modelo completo, vide Oliveira (2008).

em que d é uma *dummy* que assume valor 1 se o indivíduo comete o ato criminoso e 0, caso contrário, φ é um vetor com os determinantes individuais, da cidade e da região que afetam a decisão de delinquir, β é o coeficiente associado a esses determinantes (φ), e μ é o termo de perturbação aleatória da regressão. Na equação 3, a hipótese da linearidade faz-se necessária para que o modelo proposto ao nível dos indivíduos seja agregado para as cidades. Dessa forma, o modelo a-espacial de criminalidade agregada ao nível dos municípios é dado por:

$$D_i = \beta \varphi_i + \mu_i \quad (4)$$

onde D_i é a criminalidade agregada no município i , φ são os fatores individuais da cidade e da região que afetam a criminalidade, e μ_i é o termo de erro da regressão. A equação (4) implica que a criminalidade na cidade i depende de algumas características endógenas e exógenas agregadas, que podem ser representadas por algumas variáveis socioeconômicas. Ao incorporar os componentes espaciais, o modelo espacial geral dos determinantes do crime nos municípios passa a ser expresso por:

$$D_i = \rho W_1 D_i + \beta \varphi_i + \xi_i \quad \text{em que} \quad \xi_i = \lambda W_2 \xi_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

em que ρ e λ são coeficientes autorregressivos espaciais da variável dependente e do termo de erro, respectivamente; W_1 e W_2 são matrizes de ponderação espacial; ε_i é um termo de erro; e as demais letras gregas são as mesmas supracitadas. Se $\lambda = 0$, teremos um modelo econométrico com *lag* espacial (equação 6), enquanto $\rho = 0$ implica um modelo com erro espacial (equação 7).

$$D_i = \rho W_1 D_i + \beta \varphi_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

$$D_i = \beta \varphi_i + \xi_i \quad \text{em que} \quad \xi_i = \lambda W_2 \xi_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

O modelo com *lag* espacial (6) implica que a criminalidade no município i é explicada pela média de crimes nos municípios vizinhos de i ($W_1 D_i$) e pelos valores de φ_i , além de uma influência aleatória de ε_i .

Por sua vez, (7) captura possíveis efeitos que não estejam modelados e que não possuam distribuição espacial aleatória, ou seja, apresentem determinado padrão espacial. Nesse sentido, a dependência espacial manifesta-se no termo de erro ($W_2 \xi_i$) e não mais na variável dependente. Portanto, no modelo com erro espacial, a criminalidade no município i é explicada pelos valores de φ_i e por erros (ξ_i) que são a média de erros nos municípios vizinhos a i ($W_2 \xi_i$) somados a um termo de erro aleatório (ε_i).

A escolha entre os modelos (equações 4, 6 e 7) é realizada seguindo o procedimento proposto por Anselin *et al.* (1996), conhecido como Procedimento Híbrido de Especificação de Modelos Espaciais. Para tanto, são utili-

zados os testes focados e robustos de multiplicador de Lagrange (ML_ρ , ML_λ , ML_ρ^* e ML_λ^*)⁴.

Em relação às matrizes de ponderação espacial supracitadas, essas possuem dimensões n por n e são utilizadas para ponderar os efeitos de vizinhança entre as regiões, segundo um critério específico de proximidade espacial que deverá ser escolhido pelo pesquisador.

Para a escolha da matriz de pesos espaciais, utilizou-se o procedimento de Baumont (2004). Resumidamente, tal procedimento consiste nos seguintes passos: inicialmente, é estimado um modelo clássico de regressão linear; em seguida, testam-se os resíduos de diferentes matrizes W por meio do I de Moran; e, finalmente, é escolhida a matriz que apresentou o maior valor de I com significância estatística.

Seguindo o procedimento, a matriz de ponderação espacial utilizada neste estudo é a de quatro vizinhos mais próximos. Cabe esclarecer que com o critério do tipo k -vizinhos mais próximos, a matriz é binária e pode ser expressa por:

$$w_{ij}(k) = \begin{cases} 1 & \text{se } d_{ij} \leq d_i(k) \\ 0 & \text{se } d_{ij} > d_i(k) \end{cases} \quad (8)$$

em que $d_i(k)$ é a distância de corte para que região i tenha k -vizinhos e d_{ij} é a distância entre as regiões i e j . As duas regiões serão classificadas como vizinhas quando a distância entre elas (d_{ij}) for menor que a distância de corte e, então, $w_{ij}(k) = 1$. Caso contrário, assume-se que $w_{ij}(k) = 0$. Por convenção, o município não é vizinho de si próprio, portanto $w_{ii}(k) = 0$.

3.2 A base de dados

Este trabalho utiliza os dados da Secretaria de Segurança Pública do Rio Grande do Sul (RIO GRANDE DO SUL, 2016) para 497 municípios gaúchos referentes ao ano de 2010. A variável endógena é a criminalidade agregada em um município, considerando-se 12 tipos de crime: homicídio doloso, furto, furto de veículo, roubo, latrocínio, roubo de veículo, extorsão, extorsão mediante sequestro, estelionato, delito relacionado a armas e munições, posse de entorpecentes e tráfico de entorpecentes. Devido a sua

⁴ Almeida (2012, cap. 7) apresenta uma vasta explicação sobre os procedimentos de especificação de modelos espaciais. Anselin e Florax (1995) discutem os testes de dependência espacial.

natureza peculiar⁵, crimes relacionados à corrupção e a homicídio doloso de trânsito não foram considerados na análise.

Um grande diferencial deste estudo é que a variável de criminalidade é ponderada pela gravidade dos delitos, com o objetivo de incorporar o padrão como a sociedade classifica a hediondez dos diferentes tipos de crimes. Para controlar também as distorções causadas pelos tamanhos populacionais dos municípios, a criminalidade é ponderada pelo tamanho da população para cada 100 mil habitantes, como é usual na literatura do crime. Dessa forma, a variável dependente é dada por:

$$CrimeAgregado_i = \frac{(\phi_1 Crime_{1i} + \dots + \phi_n Crime_{ni})}{População_i / 100.000} \quad (9)$$

Sendo i o município; $Crime$ a quantidade de registros de crimes no município i , classificada em n tipos que variam de 1 até 12; e ϕ um peso que pondera os n tipos de crime conforme a sua pena prevista, a partir de uma adaptação do *IGcrime RS* proposto por Cadaval, Gonçalves e Freitas (2015), conforme o Quadro 1 a seguir.

Quadro 1

Ponderação para os crimes conforme a gravidade (ϕ)

TIPO DE CRIME	PENA PREVISTA (em anos)	PESO DE PONDERAÇÃO (ϕ)
Homicídio doloso	12 a 30	18,90%
Furto	2 a 8 3 a 8	4,72%
Furto de veículo	1 a 4 2 a 8	3,37%
Roubo	4 a 10	6,30%
Latrocínio	20 a 30	22,50%
Roubo de veículo	4 a 10	6,30%
Extorsão	4 a 10	6,30%
Extorsão mediante sequestro	8 a 15 12 a 20 16 a 24 24 a 30	16,76%
Estelionato	1 a 5	2,70%
Delitos relacionados a armas e munições	1 a 3	1,80%
Entorpecentes (posse)	1 a 2	1,35%
Entorpecentes (tráfico)	5 a 15	9,00%

FONTE: CADAVAL, GONÇALVES E FREITAS (2015).

NOTA: Foi considerada a média de anos da pena prevista no Código Penal Brasileiro, na Lei Antidrogas de 2006 e no Estatuto do Desarmamento de 2003 para cada tipo de delito.

⁵ Em geral, espera-se que o indivíduo que comete crimes relacionados à corrupção e ao homicídio doloso de trânsito não tenha o mesmo perfil e motivação que o indivíduo que comete os demais tipos de crimes mencionados.

O procedimento de ponderação pela gravidade dos delitos faz-se necessário tendo em vista a elevada participação de furtos dentre os demais tipos de delitos para a maioria dos municípios gaúchos em 2010. Assim, espera-se que essa variável possa identificar melhor quais são realmente as regiões mais violentas e com maior criminalidade, sem distorcer os resultados pela numerosidade de delitos de menor gravidade, como furtos e roubos, na taxa de criminalidade agregada.

O Quadro 2 detalha as variáveis explicativas utilizadas, bem como suas respectivas fontes, ano base e descrição. As variáveis utilizadas foram selecionadas com base nas contribuições da literatura anterior — condicionadas à disponibilidade para o Rio Grande do Sul. Considerando-se a dificuldade de representar as variáveis tradicionais do modelo microeconômico de Becker (1968) e o nível de agregação dos dados (municípios), o modelo econométrico que construímos utiliza variáveis socioeconômicas para a explicação dos níveis de criminalidade das cidades gaúchas.

Quadro 2

Descrição e sinal esperado das variáveis utilizadas, segundo fontes

VARIÁVEL	FORTE E ANO	SINAL ESPERADO	DESCRIÇÃO
Crime agregado	Rio Grande do Sul (2016) 2010	Variável endógena	Quantidade de registros de crime a cada 100 mil habitantes. Considera 12 tipos de crime ponderados conforme sua gravidade. Desconsidera crimes relacionados à corrupção e homicídio doloso de trânsito.
Theil-L	PNUD, FJP e IPEA (2016) 2010	Positivo	Medida de distribuição de renda. Logaritmo neperiano da razão entre as médias aritméticas e geométricas da renda familiar <i>per capita</i> média. Quanto maior, pior a distribuição da renda.
Urbanização	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010) 2010	Positivo	Porcentagem da população da área urbana em relação à população total.
Abandono do ensino fundamental (t-3)	Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (2010) 2007	Positivo	Taxas de abandono considerando somente escolas públicas. Foram aplicadas defasagens temporais diferentes, pois espera-se que alunos que abandonam o ensino fundamental possam levar um tempo maior até se tornarem criminosos em potencial (por serem mais jovens) do que alunos que abandonam o ensino médio.

(continua)

Quadro 2

Descrição e sinal esperado das variáveis utilizadas, segundo fontes

VARIÁVEL	FONTE E ANO	SINAL ESPERADO	DESCRIÇÃO
Abandono do ensino médio _(t-2)	Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (2010) 2008	Positivo	Taxas de abandono considerando somente escolas públicas. Foram aplicadas defasagens temporais diferentes, pois espera-se que alunos que abandonam o ensino fundamental possam levar um tempo maior até se tornarem criminosos em potencial (por serem mais jovens) do que alunos que abandonam o ensino médio.
Divórcios _(t-2)	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010), Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser (2016) 2008	Positivo	Percentual de divórcios em relação à população total. A defasagem temporal procura considerar que a separação de casais com crianças tende a reduzir a renda familiar, ocasionando problemas futuros na criação dos filhos.
Vínculos três meses	Brasil (2016) 2010	Positivo	Percentual de vínculos com até três meses de duração sobre o total de vínculos.
<i>Dummy outlier</i> município litorâneo	-	-	<i>Dummy</i> para controle de municípios litorâneos identificados como <i>outliers</i> superiores (<i>hinge</i> = 3,0).

Os dados das variáveis utilizadas são referentes ao ano de 2010, em razão da indisponibilidade de dados mais recentes para a maioria das variáveis exógenas e, para fins de compatibilização entre as bases de dados e a malha digital, o município de Pinto Bandeira⁶ assume o valor da média dos quatro vizinhos mais próximos.

A Tabela 1, a seguir, apresenta as estatísticas descritivas das variáveis.

Uma constatação que merece destaque é que a criminalidade agregada, ainda que seja ponderada pela população e pela gravidade dos delitos, apresenta grande variabilidade entre os municípios gaúchos, com uma média de 70 delitos por ano para cada 100 mil habitantes. Além disso, a base de dados não contém dados faltantes (*missings*). Contudo, a discrepância entre os valores máximo e mínimo da criminalidade em relação a sua média

⁶ Pinto Bandeira ascendeu à categoria de município somente em 2013. Embora esteja presente na malha digital utilizada, não há dados de registros de crime na base da SSP-RS para o município em 2010.

sugere uma investigação sobre uma possível presença de *outliers*, que será realizada na seção de resultados utilizando-se técnicas de AEDE.

Tabela 1

Estatística descritiva das variáveis para o Rio Grande do Sul

VARIÁVEIS	NÚMERO DE OBSER- VAÇÕES	DESVIO- -PADRÃO	MÁXIMO	MÍNIMO	MÉDIA
CrimeAgregado	497	50,043	452,791	7,147	70,282
Theil-L	497	0,128	0,930	0,140	0,408
Urbanização	497	25,149	100,000	5,522	55,601
Abandono do ensino fundamental _(t-3)	497	1,4752	9,900	0,000	1,714
Abandono do ensino médio _(t-2)	497	6,586	35,900	0,000	10,450
Divórcios _(t-2)	497	0,7125	9,845	0,000	0,150
Vínculos 3 meses	497	6,948	64,079	0,581	14,055

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Rio Grande do Sul (2016).

Programa das Nações Unidas Para o Desenvolvimento.

Fundação João Pinheiro.

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (2016).

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010).

Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (2010).

3.3 Análise exploratória de dados espaciais e econometria espacial

A análise exploratória de dados espaciais (AEDE) é fundamental para que o pesquisador conheça melhor a base de dados antes da modelagem econométrica espacial. Nesta seção, são brevemente apresentadas as ferramentas utilizadas na AEDE: *I* de Moran global e mapa de *clusters* LISA⁷ uni e bivariados.

Proposto originalmente em 1948, o *I* de Moran global é um dos coeficientes de autocorrelação espacial mais utilizados. Formalmente, é expresso por (CLIFF; ORD, 1981):

$$I = \frac{n}{\sum \sum w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2} \quad (10)$$

$$E[I] = -[1/(n - 1)] \quad (11)$$

Sendo *n* o número de observações (localidades); *y_i* e *y_j* os valores da variável interesse nas localidades *i* e *j*, $\bar{y}$ a média da variável *y*, *w_{ij}* o peso

⁷ Local Indicator of Spatial Association.

espacial para as regiões i e j . Com a matriz de pesos espaciais normalizada na linha, tem-se:

$$I = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2} \quad (12)$$

Se $I > E[I]$ ou $I < E[I]$, os resultados indicam autocorrelação espacial positiva ou negativa respectivamente. Neste estudo, autocorrelação positiva indica que, geralmente, os municípios com alta taxa de criminalidade estão próximos de outros municípios que também apresentam alta taxa de criminalidade ou, ainda, que a taxa de criminalidade é baixa no município e nos seus vizinhos. Autocorrelação negativa indica que, em geral, municípios com alta taxa de criminalidade possuem vizinhos com baixa taxa de criminalidade e vice-versa.

Em um contexto bivariado, é possível aplicar a mesma lógica para averiguar se os valores de uma variável em determinada região possuem associação com valores de outra variável em regiões vizinhas. Sendo y e x duas variáveis diferentes, a partir de (12) tem-se:

$$I^{yx} = \frac{\sum_i \sum_j (y_i - \bar{y}) w_{ij} (x_j - \bar{x})}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2} \quad (13)$$

É importante observar que as estatísticas globais não são capazes de evidenciar padrões locais de autocorrelação espacial. Neste trabalho, para contornar tal problema, utiliza-se um indicador local (LISA), que exhibe os índices locais de Moran (I_i) estatisticamente significativos por meio da classificação em categorias de associação espacial. Formalmente, o I de Moran local univariado é expresso por (ANSELIN, 1995):

$$I_i = \frac{(y_i - \bar{y})}{m_2} \sum_j w_{ij} (y_j - \bar{y}) \quad (14)$$

Sendo $m_2 = \sum_i (y_i - \bar{y})^2 / n$. As demais variáveis são as mesmas da equação (10).

No caso bivariado, sendo y e x duas variáveis diferentes, é possível adaptar a equação (14) para:

$$I_i^{yx} = \frac{(y_i - \bar{y})}{m_2} \sum_j w_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad (15)$$

A seção a seguir apresenta e discute os resultados.

4 Resultados

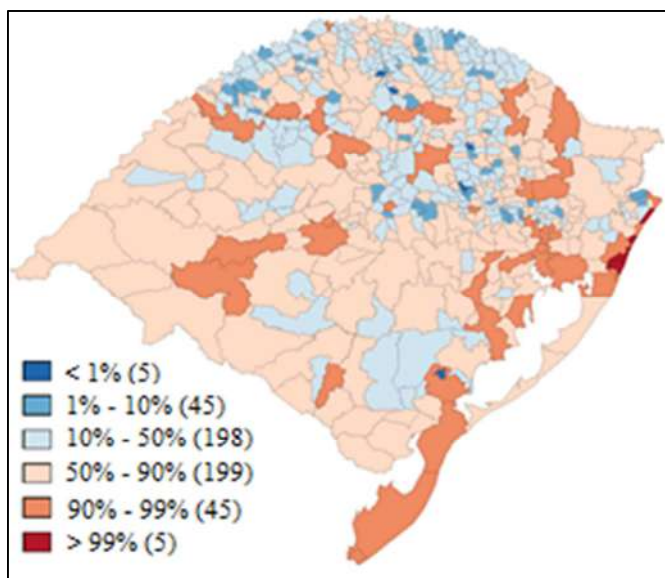
Com o objetivo de apresentar as áreas com maior e menor incidência de crimes, a Figura 1 mostra os municípios segundo a distribuição da criminalidade em percentis para o ano de 2010. Verifica-se que a criminalidade é

maior na mesorregião Metropolitana de Porto Alegre (RMPA), com destaque para os municípios do litoral norte — confirmando os resultados de Balassiano, Costa e Gomes (2012) e Cortes (2016). Fazem parte desse grupo: Xangri-lá, Cidreira, Imbé, Tramandaí, Arroio do Sal e Porto Alegre, em ordem decrescente do nível de criminalidade. Em contrapartida, os municípios com menor incidência de crimes parecem estar concentrados nas mesorregiões noroeste e centro-oriental rio-grandense. Neste sentido: destacam-se as cidades de Montauri, Nova Boa Vista, São José das Missões, Arroio do Padre e Santa Maria do Herval, em ordem crescente do nível de criminalidade.

A Figura 1 também sugere dependência espacial das taxas de criminalidade entre os municípios de uma mesma região, em conformidade com a Primeira Lei da Geografia, segundo a qual “[...] tudo está relacionado com tudo o resto, mas coisas próximas estão mais relacionadas do que coisas distantes” (TOBLER, 1970, p. 236).

Figura 1

Mapa de percentil do crime agregado



NOTA: Elaboração própria a partir de dados de Rio Grande do Sul (2016).

Contudo, embora a visualização do mapa possa representar um indício desse fenômeno, a maneira mais adequada de identificar a dependência espacial é por meio de testes estatísticos, como o *I* de Moran. O resultado do teste (Tabela 2) indica que há elevada autocorrelação espacial positiva

($I = 0,45$), revelando que geralmente os municípios com alta taxa de criminalidade estão próximos de outras cidades que também apresentam alta taxa de criminalidade ou, ainda, que a taxa de criminalidade é baixa no município e nos seus vizinhos.

Tabela 2

Índice de Moran global univariado para o Rio Grande do Sul — 2010

VARIÁVEL	I DE MORAN	E[I]	DESVIO-PADRÃO	PSEUDO P-VALOR
CrimeAgregado	0,4527	-0,002	0,029	0,001

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Rio Grande do Sul (2016).

NOTA: 1. Elaborado por meio do *software* GeoDa 1.6.7.

2. Utilizando 999 permutações.

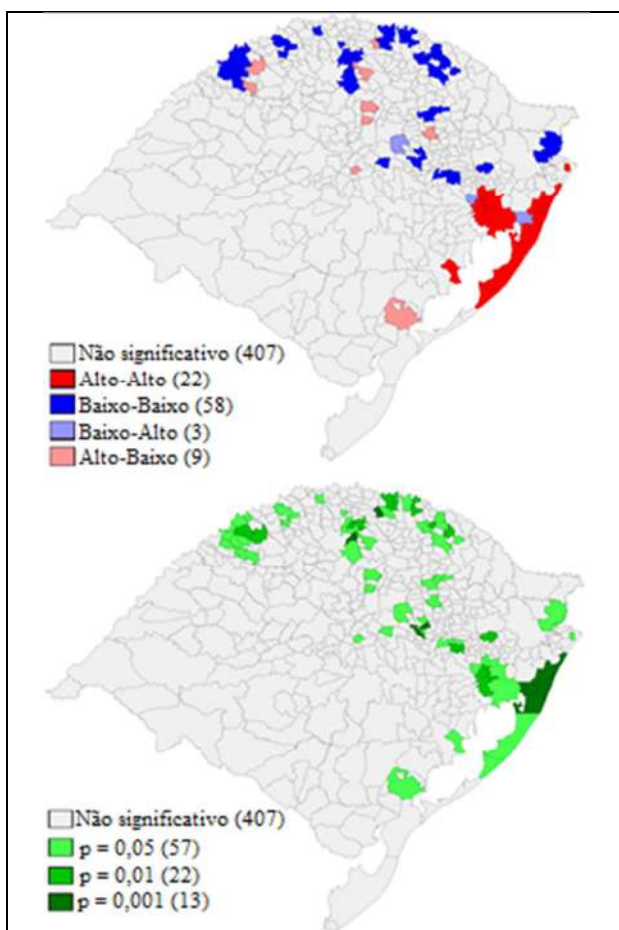
Apesar de representar um teste formal e confiável para a identificação da dependência espacial, esta versão do I de Moran é calculada considerando os resultados globais da distribuição do crime no RS, não permitindo saber onde essa correlação se manifesta no espaço. Como forma de identificar esses focos de autocorrelação espacial no território gaúcho, utiliza-se o mapa LISA univariado (Figura 2) para o reconhecimento dos *clusters* de cidades circundadas por vizinhos com o mesmo padrão de criminalidade (*high-high* ou *low-low*) e de cidades cujos vizinhos apresentam padrão oposto de criminalidade, que formam *clusters* chamados de enclaves (*high-low* ou *low-high*).

A Figura 2 também revela que a Região Metropolitana de Porto Alegre apresenta *clusters* predominantemente do tipo *high-high*, enquanto a região noroeste do Estado, do tipo *low-low*, exprimindo o efeito de *spillover* espacial do crime no Rio Grande do Sul.

Esse resultado pode ensejar que existe interação intermunicipal entre os criminosos, que podem difundir a criminalidade por pelo menos duas maneiras, como explicam Cohen e Tita (1999). A primeira delas é por meio do contato direto entre os criminosos por intermédio da troca de conhecimentos sobre os atos ilícitos, o que pode diminuir os custos de execução e planejamento dos delitos (CEP), e tende a ser especialmente mais notória nas regiões de confluência populacional, como as grandes cidades. A segunda é através de um efeito-demonstração, em que os participantes do mercado ilícito observam os crimes praticados por seus pares em outras localidades e os espelham, atuando em regiões ainda não exploradas na sua área, mesmo que não tenha ocorrido contato direto entre eles. A dependência espacial pode, dessa forma, evidenciar um processo de difusão da criminalidade consistente com a tese da formação de redes e organizações criminosas com atuação em múltiplas cidades de uma mesma região.

Figura 2

LISA univariado para crime agregado



FONTE DOS DADOS BRUTOS: Rio Grande do Sul (2016).

NOTA: Utilizando 999 permutações.

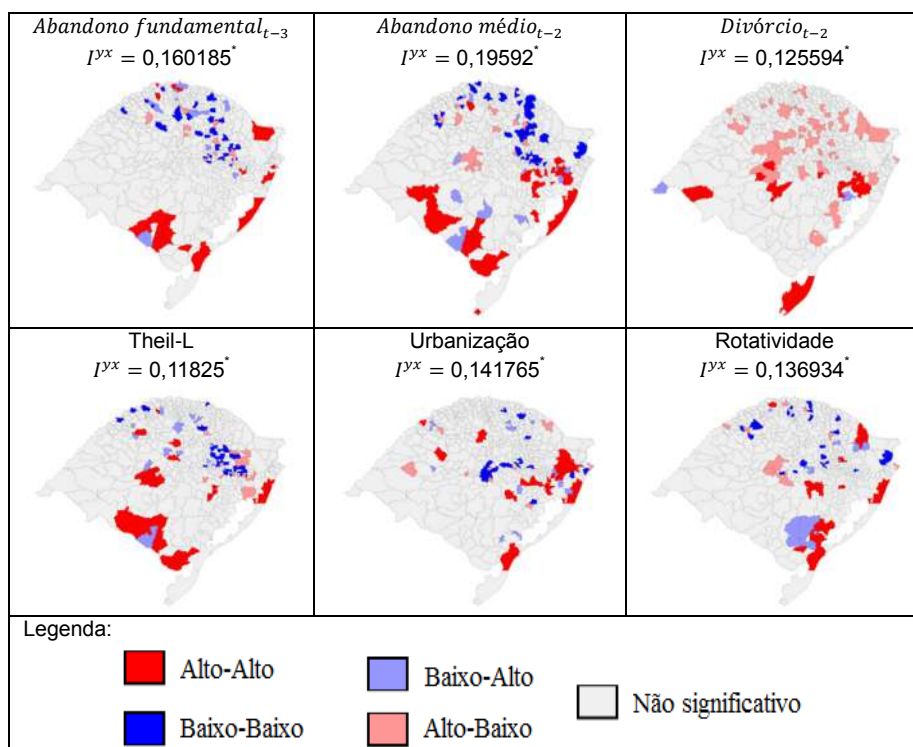
O Quadro 3 exibe a autocorrelação espacial do crime agregado no município i contra a média de cada uma das variáveis exógenas nos vizinhos mais próximos.

Os resultados do I de Moran bivariado sugerem que todas as variáveis explicativas possuem a relação esperada com o crime agregado: em geral, municípios com alta criminalidade possuem vizinhos com altos níveis de abandono escolar do ensino fundamental e médio, grau de urbanização, taxa de divórcio, desigualdade de renda e instabilidade dos vínculos no mercado de trabalho. Por meio dos mapas LISA foi possível observar fenô-

menos locais. Nos *clusters* da mesorregião noroeste do Estado os baixos níveis de abandono escolar, de desigualdade de renda e de rotatividade no mercado de trabalho estão relacionados com baixa criminalidade. Em contrapartida, nos *clusters* de municípios litorâneos, percebe-se uma alta incidência de abandono escolar e algumas manchas de elevada desigualdade de renda, urbanização e rotatividade associadas à alta criminalidade. A desorganização social e do núcleo familiar, capturada pela taxa de divórcios, ajuda a explicar o padrão de alta criminalidade nas cidades próximas a Porto Alegre.

Quadro 3

Mapa LISA e I de Moran bivariados para o Rio Grande do Sul



NOTA: 1. Elaboração própria utilizando o software GeoDa 1.6.7.

2: * são significativos a 1%.

3. Variável base: *CrimeAgregado*.

A AEDE permitiu identificar uma alta taxa de criminalidade em municípios litorâneos. Contudo, é importante avaliar que são municípios que recebem um intenso fluxo sazonal (principalmente no verão) de pessoas que residem em outras cidades, embora a sua densidade populacional oficial

seja baixa. Por esse motivo, optou-se por inserir uma variável-controle *dummy* na estimação econométrica para os municípios litorâneos classificados como *outliers*⁸ superiores, sejam eles: Balneário Pinhal, Palmares do Sul, Cidreira, Tramandaí, Imbé, Xangri-lá, Capão da Canoa e Arroio do Sal.

Partindo para a análise econométrica, por meio da adaptação das variáveis do Quadro 1 na equação (4), estima-se o seguinte modelo a-espacial por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)⁹:

$$\log(\text{CrimeAgregado})_i = \beta_0 + \beta_1 \text{LTheil}_i + \beta_2 \text{Urban}_i + \beta_3 \text{Ab_funda}_{i(t-3)} + \beta_4 \text{Ab_medio}_{i(t-2)} + \beta_5 \text{Vinculo}_i + \beta_6 \text{Divorcio}_{i(t-2)} + \beta_5 \text{DOutlier}_i + \mu_i \quad (16)$$

A Tabela 3 apresenta os resultados da estimação e dos diagnósticos de regressão.

Tabela 3

a) Resultados estimados, por Mínimos Quadrados Ordinários, para o Rio Grande do Sul

VARIÁVEL	COEFICIENTE	ERRO-PADRÃO
Constante	(1) 3,019121	0,0998922
Theil-L	(1) 0,5270116	0,1814451
Urbanização	(1) 0,006368908	0,0010431
Abandono ensino fundamental _(t-3)	0,006380991	0,0163527
Abandono ensino médio _(t-2)	(1) 0,02512845	0,0037297
Vínculos três meses	(2) 0,009230338	0,0037720
Divórcios _(t-2)	(1) 0,2486704	0,0326253
<i>Dummy outlier litoral</i>	(1) 1,300016	0,1876053

b) Diagnóstico de regressão

VARIÁVEL	VALOR	PROBABILIDADE
R ²	0,380691	-
R ² ajustado	0,371826	-
Multicolinearidade — número condicional	11,853020	-
Teste de Jarque-Bera	40,1807	0,0000
Teste de Breusch-Pagan	28,2135	0,0002
Teste de Koenker-Bassett	19,7642	0,0061
Teste de White	62,555	0,0020

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Rio Grande do Sul (2016).

Programa das Nações Unidas Para o Desenvolvimento.

Fundação João Pinheiro.

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (2016).

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010).

Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (2010).

NOTA: Elaborado com o software GeoDaSpace 1.0.

(1) Significativos a 1%. (2) Significativo a 5%.

⁸ A identificação de *outliers* foi feita através de um gráfico *Box-Plot* do software GeoDa 1.6.7 com critério *hinge* = 3,0. Não foram identificados *outliers* inferiores.

⁹ O uso do logaritmo da variável dependente visa tornar as estimativas menos sensíveis a *outliers*, além de permitir a interpretação dos coeficientes sob a forma de semi-elasticidades (WOOLDRIDGE, 2006).

Verifica-se que os coeficientes das variáveis exógenas são significativos e seguem o sinal esperado, com exceção da taxa de abandono do ensino fundamental, em que é não significativo. O teste de multicolinearidade é satisfatório (11,85). Todavia, o teste Jarque-Bera indica que os erros não seguem uma distribuição normal, e os testes Breusch-Pagan¹⁰, White e Koenker-Bassett sugerem ausência de homocedasticidade.

A Tabela 4 apresenta os resultados dos diagnósticos para dependência espacial. A hipótese nula do teste difuso *I* de Moran é rejeitada, indicando que os resíduos são autocorrelacionados espacialmente. Sendo assim, os resultados do modelo *a*-espacial (16) devem ser interpretados com cautela e a abordagem econométrica espacial proposta é dada a partir dos modelos (6) ou (7), sendo que essa escolha deve ser realizada a partir dos testes focados e robustos de Multiplicador de Lagrange.

Tabela 4

Diagnósticos de dependência espacial para o Rio Grande do Sul — 2010

TESTE	VALOR	PROBABILIDADE
Moran's I	0,1375	0,00000
ML_p (lag)	34,8872	0,00000
ML_λ (erro)	21,0938	0,00000
ML_p^* (lag)	14,2866	0,00016
ML_λ^* (erro)	0,4932	0,48248

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Rio Grande do Sul (2016).

Programa das Nações Unidas Para o Desenvolvimento.
Fundação João Pinheiro.

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (2016).

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010).

Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (2010).

NOTA: Elaborado com software GeoDaSpace 1.0.

Tanto ML_p (lag) quanto ML_λ (erro) sugerem a presença de dependência espacial, porém, dos testes robustos, somente ML_p^* é estatisticamente significativo, o que implica que o modelo com defasagem espacial (6) é mais indicado. Portanto, o modelo adotado é:

$$\log(\text{CrimeAgregado})_i = \beta_0 + \beta_1 LTheil_i + \beta_2 Urban_i + \beta_3 Ab_funda_{i(t-3)} + \beta_4 Ab_medio_{i(t-2)} + \beta_5 Vinculo_i + \beta_6 Divorcio_{i(t-2)} + \beta_5 DOutlier_i + \rho W_1 CrimeAgregado_i + \mu_i \quad (17)$$

Para contornar os problemas apresentados nos diagnósticos de regressão e dependência espacial, a estimação do modelo (17) foi feita utilizando-se o estimador SHAC¹¹, proposto por Kelejian e Prucha (2007). Em

¹⁰ Embora o teste Breusch-Pagan seja mais indicado quando se assume normalidade dos erros.

¹¹ *Spatial heteroscedasticity and autocorrelation consistent estimator*.

especial, utiliza-se esse estimador devido a sua capacidade de acomodar a heterocedasticidade e a autocorrelação espacial do termo de erro (ALMEIDA, 2012).

A Tabela 5 apresenta os resultados da estimação com defasagem espacial. O teste de Anselin-Kelejian não rejeita a hipótese nula e, portanto, indica que a autocorrelação espacial nos resíduos foi acomodada com sucesso. Dessa forma, a estimação do modelo econométrico com a defasagem espacial permite interpretações mais confiáveis dos resultados. Há de se ressaltar o elevado poder de explicação do modelo (Pseudo $R^2 = 0,42$), considerando-se a natureza dos dados em *cross-section*. O coeficiente do crime agregado defasado espacialmente possui alta significância estatística, ratificando a existência de transbordamentos intermunicipais da criminalidade.

Tabela 5

Resultados do modelo econométrico espacial, com procedimento SHAC, para o Rio Grande do Sul — 2010

VARIÁVEL	COEFICIENTE	ERRO-PADRÃO
Constante	(1) 1.5568134	0,3525272
W ₁ CrimeAgregado.....	(1) 0,4117682	0,1001781
Theil-L	(2) 0,4421088	0,1897799
Urbanização	(1) 0,0058541	0,0010052
Abandono do ensino fundamental _(t-3)	-0,0100706	0,0167775
Abandono do ensino médio _(t-2)	(1) 0,0185331	0,0039942
Vínculos três meses	(2) 0,0083809	0,0037527
Divórcios _(t-2)	(1) 0,2015528	0,0577529
Dummy outlier litoral	(1) 0,8977171	0,2034484
Pseudo R ²	0,4249	-
Teste Anselin-Kelejian	4,448	-

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Rio Grande do Sul (2016).

Programa das Nações Unidas Para o Desenvolvimento.

Fundação João Pinheiro.

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (2016).

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010).

Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (2010).

NOTA: Elaboração com base no software GeoDaSpace 1.0.

(1) Significativos a 1%. (2) Significativo a 5%.

A variável relacionada à taxa de divórcios é utilizada neste artigo como *proxy* para a desordem dos núcleos familiares. Os resultados do modelo indicam uma relação positiva e significativa entre a taxa de divórcios e a ocorrência de delitos, corroborando os achados de Araujo Junior e Fajnzylber (2000), Brunet *et al.* (2008) e Olivera (2008) e Oliveira e Marques Junior (2009). A literatura tradicional aponta diversos motivos capazes de justificar essa relação. Em primeiro lugar, famílias monoparentais apresen-

tam, em geral, menores taxas de participação em atividades de ensino (associações de bibliotecas, por exemplo) e organizações sociais e políticas da comunidade (BLOOM, 1966; KELLAM *et al.*, 1982). Em segundo lugar, a literatura aponta que as famílias são importantes para a existência do controle informal que ocorre, por exemplo, quando os moradores procuram vigiar toda a vizinhança, questionando a presença de estranhos, cuidando das residências próximas e supervisionando a juventude local. Nesse sentido, famílias monoparentais oferecem menor capacidade de supervisão e tutela, não somente para seus próprios filhos e bens materiais, mas para toda a comunidade (FELSON, 1986; SAMPSON, 1986). Em terceiro lugar, a separação de casais com filhos tende a reduzir a renda familiar e, ademais, aumenta a probabilidade de ter baixa escolaridade, fazer uso de substâncias tóxicas, começar a atividade sexual precocemente e, mais facilmente, ser convencido a envolver-se em atividades criminosas (ANTECOL; BEDARD, 2007; HARPER; McLANAHAN, 2004). Levando em conta todos os problemas mencionados, espera-se que a desordem dos núcleos familiares afete diretamente os custos morais de se praticar um crime. Contudo, esse é um efeito principalmente de médio e longo prazo, justificando a defasagem temporal.

Embora não seja usual na literatura, a rotatividade dos vínculos empregatícios foi incluída no modelo empírico com o propósito de capturar a importância do mercado de trabalho em absorver a população economicamente ativa. Nessa perspectiva, a variável percentual de vínculos formais com duração de até três meses — *proxy* para rotatividade — indica o tamanho da parte inferior da distribuição do tempo de emprego em cada cidade. Espera-se que os vínculos com menor tempo de duração estejam relacionados com uma sensação de insegurança e instabilidade da sociedade em relação ao mercado de trabalho, aumentando a disposição dos indivíduos ao crime. Os resultados do modelo estimado confirmam essa relação inversa entre rotatividade e criminalidade: quanto menor a perenidade dos vínculos trabalhistas, maior o registro de delitos nas cidades.

O coeficiente da variável de abandono do ensino médio defasada em dois anos mostrou-se estatisticamente significativo, ao contrário do abandono do ensino fundamental com defasagem de três anos. Uma possível explicação para o primeiro resultado é que a educação, ao aumentar o salário potencial dos indivíduos, eleva os custos de oportunidade do crime, que, no caso do jovem que abandona o ensino médio, não acontece. Considerando-se que o retorno do crime pode ser maior que o do mercado de trabalho legal, o jovem com baixa escolaridade tem mais incentivos econômicos para atuar em atividades delituosas. Além disso, a educação — representada pela escola —, ao afetar as amizades e a propensão ao risco, pode contri-

buir para modificar as percepções do indivíduo a respeito do retorno financeiro e psicológico (custo moral) do crime (LOCHNER, 2007), não podendo atuar completamente, portanto, sobre o aluno que evade. No que se refere ao segundo resultado, uma explicação admissível é que o abandono no ensino fundamental pode estar associado ao trabalho infantil ou à necessidade de ajudar nas atividades do lar, de modo que o aluno que abandona a escola durante as séries iniciais pode ser compelido a contribuir para o sustento da família, o que normalmente se dá por meio do auxílio em atividades já desempenhadas pelos pais. Nesse caso, pressupõe-se que essas atividades sejam lícitas, e que os jovens, ao atuarem nessas tarefas, tornam-se menos propensos a delinquir. Esse resultado é confirmado por Bjerk (2011), que mostra que a relação entre o abandono escolar e a delinquência juvenil é controversa na literatura e que a influência de deixar a escola, na predisposição ao crime, depende dos motivos para esse abandono. A evidência apresentada pelos autores sugere que os alunos que deixam a escola para trabalhar ou ajudar em casa não apresentam maiores envolvimento com atos delituosos do que os indivíduos que completam o ensino, diferentemente do grupo de indivíduos que decide abandonar a escola porque não gosta de estudar, apresenta piores notas ou porque foi expulso da escola. Os resultados do presente estudo parecem estar capturando mais a relação do primeiro grupo de alunos: os que deixam a escola por necessidade.

Outra variável explicativa relevante no modelo é a desigualdade de renda, medida pelo L de Theil. O coeficiente estimado é significativo e positivo, reforçando os resultados tradicionalmente apontados pela literatura: quanto maior a iniquidade na distribuição da renda no município, maior tende a ser a criminalidade. Os estudos empíricos de Oliveira (2008) e Balassiano, Costa e Gomes (2012) encontram resultados nessa mesma direção. De uma perspectiva teórica, há diversos estudos que justificam esse comportamento entre as duas variáveis, como é o caso de Fleisher (1966), Ehrlich (1973) e Gartner (1990). Este último, por exemplo, argumenta que maiores níveis de desigualdade estão associados a diversas formas de estresse que se traduzem em maior propensão a atividades e a formas violentas de resolução de conflitos. Nessa direção, Mendonça, Loureiro e Sachsida (2003) desenvolveram um modelo econômico evidenciando que na função de utilidade do indivíduo, além do próprio consumo do agente, existe outro componente chamado de insatisfação, dado pela diferença entre um nível de referência de consumo e aquele que a renda do indivíduo é capaz de alcançar. Isso implica que os agentes estariam submetidos a pressões sociais para que consumam uma “cesta” imposta pelos padrões da sociedade. Contudo, o indivíduo não sendo capaz de alcançá-la e, na ausência de perspectivas de aumentar sua renda no mercado de trabalho legal, eventu-

almente recorre à criminalidade, o que pode explicar porque sociedades desiguais tendem a apresentar maiores níveis de crime.

O coeficiente associado à taxa de urbanização mostra-se positivo e estatisticamente significativo — confirmando os resultados tradicionalmente obtidos pela literatura, particularmente Hartwig (2010) — com dados de alguns municípios da região sul do Rio Grande do Sul. A explicação mais comum refere-se à maior concentração de patrimônio no espaço urbano e maior facilidade para fuga dos criminosos em delitos de alta gravidade por conta da pavimentação das estradas, por exemplo. Nesse sentido, a evidência de pequenas cidades do interior do País sugere que com a chegada da pavimentação asfáltica em vias principais da cidade, tornaram mais comuns os crimes como assaltos a bancos, roubos de carro e homicídios. Estudos recentes (ANDRADE; DINIZ, 2013; STEEVES; PETTERINI; MOURA, 2015; WASELFISZ, 2011) apontam para um processo de interiorização da violência nos estados brasileiros na última década, indicando que a criminalidade — que até então se concentrava em áreas urbanas mais povoadas — se difundiu para cidades menores, em especial nas que apresentaram maior dinamismo econômico, não acompanhado pelo aumento de efetivo policial.

5 Considerações finais

Este artigo teve como objetivo investigar os determinantes da criminalidade no Rio Grande do Sul a partir de uma abordagem econométrica espacial. A principal contribuição deste trabalho residiu em analisar a criminalidade do ponto de vista agregado, utilizando uma variável que considera a gravidade dos delitos para formar um retrato mais adequado do nível de violência e criminalidade nas regiões.

A primeira conclusão foi que a criminalidade não se distribui aleatoriamente entre as cidades do Estado, existindo padrões espaciais distintos nas localidades, o que exige tratamento específico para essas regiões por parte dos *policy-makers*. Corroborando com a literatura anterior, foi encontrado que a criminalidade está concentrada na RMPA e no litoral norte do Estado. Esse resultado deve ser visto com cautela no que se refere ao litoral norte, pois as cidades litorâneas experimentam um expressivo aumento populacional durante o verão, o que possivelmente culmina com a elevação da criminalidade. Os municípios com menores índices de criminalidade parecem estar nas mesorregiões noroeste e centro-oriental rio-grandense.

Uma vez constatada a dependência espacial, é utilizado um modelo econométrico com defasagem espacial para explicar a criminalidade nos

municípios, que, por sua vez, mostrou-se positivamente determinada pelos níveis de criminalidade dos vizinhos mais próximos e por um conjunto de variáveis socioeconômicas locais, sejam elas: abandono escolar do ensino médio nas escolas públicas, instabilidade dos vínculos de emprego, desigualdade de renda, urbanização e desorganização dos núcleos familiares.

Mais do que isso, as evidências apresentadas indicam que combater o crime somente nas localidades onde há os maiores índices, agindo localmente, não evita a difusão da violência porque existe dependência espacial do crime no Estado, havendo a possibilidade de se “exportar” criminalidade de uma cidade para outra, mantendo, entretanto, o nível estadual inalterado. Essa é uma possível motivação para que as políticas de segurança pública sejam pensadas regionalmente, como determina a legislação brasileira.

Com efeito, os resultados apontados no estudo sugerem que as políticas de segurança precisam dar especial atenção às condições conjunturais de educação, trabalho e assistência social nos municípios, sem desconsiderar o padrão espacial da criminalidade. Por fim, cabe destacar que os resultados encontrados convergem com a literatura econômica sobre o crime, mesmo quando se utiliza uma variável de criminalidade agregada, o que aumenta a confiabilidade no uso dessa medida em estudos futuros.

Uma extensão deste trabalho poderia considerar a regressão quantílica-espacial como forma de identificar se os determinantes do crime nos municípios que estão na parte inferior e superior da distribuição são os mesmos das cidades na média da distribuição. Outro caminho seria a estimação de uma regressão ponderada geograficamente (RPG) para a identificação georreferenciada dos fatores explicativos do crime em cada cidade.

Referências

ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. Campinas: Alínea, 2012.

AMIN, M.; COMIN, F.; IGLESIAS J. Crescimento econômico e criminalidade: refletindo sobre o desenvolvimento. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 37., 2009 Foz do Iguaçu. **Anais...** Niterói: ANPEC, 2009. Disponível em:

<<http://www.lume.ufrgs.br/bitstream/handle/10183/30454/000732592.pdf?sequence=1>>. Acesso em: 10 mar. 2016.

ANDERSON, D. The aggregate burden of crime. **Journal of Law & Economics**, Chicago, IL, v. 42, n. 2, p. 611-642, 1999.

ANDRADE, L.; DINIZ, A. A reorganização espacial dos homicídios no Brasil e a tese da interiorização. **Revista Brasileira de Estudos de População**, Rio de Janeiro, v. 30, suplemento, p. S171–S191, 2013. Disponível em: <www.scielo.br/pdf/rbepop/v30s0/11.pdf>. Acesso em: 10 mar. 2016.

ANDRADE, M. V.; LISBOA, M. B. Desesperança de vida: homicídio em Minas Gerais. In: HENRIQUES, R. (Ed.). **Desigualdade e Pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p. 347-384

ANSELIN, L. *et al.* Simple diagnostic tests for spatial dependence. **Regional science and urban economics**, [S.l.], v. 26, n. 1, p. 77-104, 1996.

ANSELIN, L. Local indicators of spatial association — LISA. **Geographical analysis**, Medford, MA, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.

ANSELIN, L.; FLORAX, R. J. G. M. Small sample properties of tests for spatial dependence in regression models: some further results. In: _____. (Ed.). **New directions in spatial econometrics**. Berlin: Springer-Verlag, 1995. p. 21-74.

ANTECOL, H.; BEDARD, K. Does single parenthood increase the probability of teenage promiscuity, substance use, and crime? **Journal of Population Economics**, [S.l.], v. 20, n. 1, p. 55-71, 2007.

ANUÁRIO BRASILEIRO DE SEGURANÇA PÚBLICA. São Paulo: Fórum Brasileiro de Segurança Pública, ano 8, 2014. Disponível em: <http://www.forumseguranca.org.br/storage/8_anuario_2014_20150309.pdf> Acesso em: 10 jan. 2016.

ARAUJO JUNIOR, A.; FAJNZYLBBER, P. Crime e economia: um estudo das microrregiões mineiras. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 31, n. esp., p. 630-659, nov. 2000.

ATKINSON, G.; HEALEY, A.; MOURATO, S. Valuing the costs of violent crime: a stated preference approach. **Oxford Economic Papers**, [S.l.], v. 57, n. 4, p. 559-585, 2005.

BALASSIANO, L.; COSTA, C.; GOMES, F. **Os fatores econômicos importam?** Uma análise da criminalidade no estado do Rio Grande do Sul. [S.l.]: FUCEPE, 2012. (FUCEPE Working Papers, n. 35).

BAUMONT, C. **Spatial effects in housing price models**: do housing prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)? Dijon: Université de Bourgogne, 2004. Mimeografado.

BECKER, G. S. Crime e Punishment: an economic approach. **The Journal of Political Economy**, Chicago, IL, v. 76, n. 2, p. 169-217, 1968.

BJERK, D. **Re-examining the impact of dropping out on criminal and labor outcomes in early adulthood**. Bonn: Institute for the Study of Labor, 2011. (IZA Discussion Paper, n. 5995).

BLOOM, B. L. A census tract analysis of socially deviant behaviors. **Multivariate Behavioral Research**, [S.l.], v. 1, n. 3, p. 307-320, 1966.

BRASIL. Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). **Relação Anual de Informações Sociais**. 2016. Disponível em: <<http://bi.mte.gov.br/bgproger/login.php>>. Acesso em: 13 jan. 2016.

BRUNET, J. *et al.* Fatores preditivos da violência na Região Metropolitana de Porto Alegre. **Revista Brasileira de Segurança Pública**, São Paulo, v. 2, n. 3, p. 70-88, 2008.

CADAVAL, A.; GONÇALVES, G.; FREITAS, T. A estimação de um Índice Geral de Criminalidade para os municípios do Rio Grande do Sul — IGcrime RS. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS, 13., 2015, Curitiba. **Anais...** São Paulo: ABER, 2015. Disponível em: <<http://www.brsa.org.br/site/encontros-artigos.php?enaber=11>>. Acesso em: 17 fev. 2016.

CLIFF, A. D.; ORD, J. K. **Spatial processes: models & applications**. Londres: Pion, 1981.

COHEN, J.; TITA, G. Spatial Diffusion in Homicide: exploring a general method of detecting Spatial Diffusion Processes. **Journal of Quantitative Criminology**, [New York], v. 15, n. 4, p. 451-493, 1999.

CORTES, R. **Investigação de padrões criminais e de indicadores de segurança para os municípios do Rio Grande do Sul, por meio de técnicas estatísticas multivariadas**. Porto Alegre: FEE, 2016. (Textos para Discussão FEE, n. 143).

EHRlich, I. Participation in Illegitimate Activities: a theoretical and empirical investigation. **The Journal of Political Economy**, Chicago, IL, v. 81, n. 3, p. 521-565, 1973.

FELSON, M. Linking criminal choices, routine activities, informal control, and criminal outcomes. In: CORNISH, D.; CLARKE, R. V. (Ed.). **The Reasoning Criminal: rational choice perspectives on offending**. New York, NY: Springer-Verlag, 1986. p. 119.

FLEISHER, B. M. The Effect of Income on Delinquency. **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 56, n. 1/2, p. 118-137, 1966.

FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA SIEGFRIED EMANUEL HEUSER (FEE). **FEEDADOS**. 2016. Disponível em: <<http://feedados.fee.tche.br/feedados/>>. Acesso em: 12 jan. 2016.

GARTNER, R. The victims of homicide: a temporal and cross-national comparison. **American Sociological Review**, Washington, DC, v. 55, n. 1, p. 92-106, 1990.

GUTIERREZ, M. et al. Inequality and criminality revisited: further evidence from Brazil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004, João Pessoa. **Anais...** Niterói: ANPEC, 2004. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A149.pdf>>. Acesso em: 15 jan. 2016.

HARPER, C. C.; McLANAHAN, S. S. Father absence and youth incarceration. **Journal of research on adolescence**, Medford, MA, v. 14, n. 3, p. 369-397, 2004.

HARTWIG, R. **Uma análise dos determinantes da criminalidade na Região Sul do RS**. 2010. Dissertação (Mestrado) — Universidade Federal de Pelotas, Pelotas, 2010.

HEINEMANN, A.; VERNER, D. **Crime and violence in development: a literature review of Latin America and Caribbean**. Washington, DC: World Bank, 2006. (Policy Research Working Paper, n. 4041).

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Censo Demográfico 2010**. 2010. Disponível em: <<http://censo2010.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 4 fev. 2016.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Atlas da Violência 2016**. Brasília, DF, 2016. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/nota_tecnica/160322_nt_17_atlas_da_violencia_2016_finalizado.pdf>. Acesso em: 10 jan. 2016.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA (INEP). **Censo Escolar 2010**. 2010. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/web/guest/microdados>>. Acesso em: 9 jan. 2016.

INTER-AMERICAN DEVELOPMENT BANK. **The costs of crime and violence: new evidence and insights in Latin America and the Caribbean**. New York, 2017.

KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. HAC estimation in a spatial framework. **Journal of Econometrics**, [S.l.], v. 140, n. 1, p. 131-154, 2007.

KELLAM, S. G. *et al.* The long-term evolution of the family structure of teenage and older mothers. **Journal of Marriage and the Family**, Saint Paul, MN, v. 44, n. 3, p. 539-554, 1982.

KUME, L. Uma estimativa dos determinantes da taxa de criminalidade brasileira: uma aplicação em painel dinâmico. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004, João Pessoa. **Anais...** Niterói: ANPEC, 2004. Disponível em:

<<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A148.pdf>>. Acesso em: 15 fev. 2016.

LOCHNER, L. **Education and crime**. Ontario: University of Western Ontario, 2007.

LOCHNER, L.; MORETTI, E. The Effect of Education on Crime: evidence from prison inmates, arrests, and self-reports. **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 94, n. 1, p. 155-189, 2004.

LYNCH, A. K.; RASMUSSEN, D. W. Measuring the impact of crime on house prices. **Applied Economics**, [S.l.], v. 33, n. 15, p. 1981-1989, 2001.

MARIANI, C. Determinantes do furto e roubo de veículos no Rio Grande do Sul. In: ENCONTRO ECONOMIA GAÚCHA, 5., 2010, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre: FEE; PUCRS, 2010. Disponível em: <cdn.fee.tche.br/eeg/5/40.doc>. Acesso em: 15 fev. 2016.

MEGHIR, C.; PALME, M.; SCHNABEL, M. **The effect of education policy on crime: an intergenerational perspective**. Stockholm: Stockholm University, Department of Economics, 2011. (Research Papers in Economics, n. 2011:23).

MENDONÇA, M.; LOUREIRO, P.; SACHSIDA, A. **Criminalidade e desigualdade social no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2003. (Texto para Discussão, n. 967).

MONTEIRO, J. **Indicador de criminalidade geral baseado em métodos multivariados e estatística espacial para controle na segurança pública do estado**. 2009. 85 f. Trabalho de Conclusão de Curso (Bacharelado em Estatística) — Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2009.

OLIVEIRA, C. Análise espacial da criminalidade no Rio Grande do Sul. **Revista de Economia**, Curitiba, v. 34, n. 3, p. 35-60, 2008.

OLIVEIRA, C.; MARQUES JUNIOR, L. Uma Análise da criminalidade na região do Corede Produção a partir da teoria econômica do Crime (1997-2005). **Revista Análise**, Porto Alegre, v. 20, n. 2 p. 65-83, jul./dez. 2009.

PINOTTI, P. The economic costs of organised crime: evidence from Southern Italy. **The Economic Journal**, Medford, MA, v. 125, n. 586, p. 203-232, 2015.

PIRES, T.; URZUA, S. **Longer school days, better outcomes?** 2014. Disponível em:

<<https://docs.google.com/viewer?a=v&pid=sites&srcid=ZGVmYXVsdGRvbWwFpbm90aWFmb21jY2NwaXJlc3xneDoyNzE0NjJmMjgyZjMzMzMzYmMy>>. Acesso em: 5 mar. 2017.

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO (PNUD); FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO (FJP); INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil**. 2016. Disponível em:

<<http://www.atlasbrasil.org.br/2013/pt/download/>>. Acesso em: 4 fev. 2016.

RIO GRANDE DO SUL. Secretaria de Segurança Pública. **Indicadores Criminais 2002-2016**. 2016. Disponível em:

<<http://www.ssp.rs.gov.br/indicadores-criminais>>. Acesso em: 10 mar. 2016.

SAMPSON, R. J. Crime in cities: the effects of formal and informal social control. **Crime and justice**, Chicago, IL, v. 8, p. 271-311, 1986.

SANTOS, M.; KASSOUF, A. Uma investigação econômica da influência do mercado de drogas ilícitas sobre a criminalidade brasileira. **EconomiA**, Niterói, v. 8, n. 2, p. 187-210, 2007.

STEEVES, G.; PETTERINI, F.; MOURA, G. The interiorization of Brazilian violence, policing, and economic growth. **EconomiA**, Niterói, v. 16, n. 3, p. 359-375, 2015.

TOBLER, W. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. **Economic Geography**, Worcester, MA, v. 46, p. 234-240, 1970.

UNITED NATIONS OFFICE ON DRUGS AND CRIME (UNODC). **Global Study on Homicide 2013: trends, contexts, data**. Vienna, 2014. Disponível em:

<https://www.unodc.org/documents/gsh/pdfs/2014_GLOBAL_HOMICIDE_BOOK_web.pdf>. Acesso em: 14 mar. 2016.

WASELFISZ, J. **Mapa da Violência 2012: os novos padrões da violência homicida no Brasil**. São Paulo: Instituto Sangari, 2011.

WILSON, J.; HERRNSTEIN, R. **Crime and human nature**. New York: Simon e Schuster, 1985.

WOOLDRIDGE, J. **Introdução à econometria**: uma abordagem moderna. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006.

Os determinantes do trabalho e do estudo: o caso do Rio Grande do Sul*

Tanise Brandão Bussmann**

*Doutora em Economia do
Desenvolvimento pela Pontifícia
Universidade Católica do Rio Grande do
Sul (PUCRS), Professora da
Universidade Federal do Pampa*

Resumo

Neste artigo, serão utilizados os microdados do **Censo Demográfico 2010** para analisar os determinantes do trabalho e do estudo no Rio Grande do Sul. No período recente, há diversas análises dos “nem-nem”, que são jovens que nem trabalham nem estudam (ou procuram emprego). Serão utilizados os microdados do Censo para o Rio Grande do Sul e um modelo multinomial. Os resultados mostram que o perfil dos “nem-nem” no Rio Grande do Sul é semelhante ao do Brasil, o que é preocupante, pois trata-se de indivíduos residentes em domicílios com menores renda e nível de escolaridade.

Palavras-chave

Determinantes do trabalho e do estudo; modelo multinomial; Rio Grande do Sul

* Artigo recebido em jul. 2016 e aceito para publicação em jul. 2017.

 Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição Não Comercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Este trabalho foi apresentado no 8.º Encontro de Economia Gaúcha.

Revisora de Língua Portuguesa: Elen Jane Medeiros Azambuja

** E-mail: tanisebussmann@gmail.com

Abstract

In this paper, the author uses Census data to look into the determinants of work and study in Brazil. In the recent period, there have been several analyses of the so-called NEET generation ("nem-nem" in Brazil), who are the young people that are not in education, employment or training. To reach her goals, the author uses Rio Grande do Sul's Census data and a multinomial approach. The results show that the profile of NEETs in Rio Grande do Sul is similar to the one in Brazil, which is concerning, because these people come from low-income households and have poor formal education.

Keywords

Determinants of work and study; multinomial model; Rio Grande do Sul

Classificação JEL: J01, N36

1 Introdução

Todos os indivíduos tomam decisões sobre a alocação do seu tempo. Becker (1965) expõe as decisões dos indivíduos. Cada um tem sua escolha entre as atividades de trabalho e lazer. O trabalho provê recursos de acordo com o número de horas trabalhadas, que são gastos em outras atividades. Há diversos fatores que são importantes nessa escolha: a mudança da renda total ou da produtividade ou mesmo a mudança de preços na economia. Para Becker (1965), as pessoas observam as oportunidades e usam essa informação para decidir o que fazer com seu tempo. Sendo assim, cada indivíduo enfrenta essa decisão. No período recente, diversos estudos, como o de Camarano e Kanso (2012), que utilizam dados do **Censo demográfico 2010**, mostram que alguns indivíduos nem trabalham e nem estudam.

Neste artigo, serão analisados os indivíduos entre 18 e 29 anos que estão no grupo que nem estuda e nem trabalha. Há outros estudos com um perfil etário semelhante, como o de Camarano e Kanso (2012) e o de Tillmann e Comim (2014). A escolha da idade a partir dos 18 anos foi realizada porque, no Brasil, essa é a idade mínima em que é possível concluir o ensino médio. Além disso, a educação é obrigatória nas idades entre 4 e 17

anos (BRASIL, 1996). Apesar da dificuldade da implementação da obrigatoriedade na década de 90, em que havia um problema grande em termos de oferta pública de educação (CURY; FERREIRA, 2010), as mudanças demográficas acabaram por reduzir esse problema, permitindo um aumento nas matrículas no período recente (BRASIL, 2014).

Este artigo tem quatro outras seções: na próxima, em que há uma breve revisão de literatura, o método econométrico é explicado; a seguir, há uma descrição da base de dados; após essa seção, seguem-se os resultados e sua discussão e, por fim, há a **Conclusão**. A contribuição deste artigo para a literatura do tema está em dois aspectos: em primeiro lugar, é utilizada a educação máxima do domicílio em vez da educação dos pais/da mãe. Essa escolha foi feita pela característica dos microdados brasileiros, uma vez que sempre é possível identificar a escolaridade máxima do domicílio, enquanto a escolaridade da mãe é identificada apenas quando a mãe reside no domicílio do indivíduo. O recorte geográfico realizado neste artigo está delimitado ao Estado do Rio Grande do Sul, para verificar se existem distinções entre esse e o caso brasileiro, que já foi objeto de outros estudos.

2 Revisão de literatura

O principal desenvolvimento teórico que permite a discussão dos resultados sobre as escolhas de alocação do tempo dos indivíduos vem de Becker (1965).

A existência de indivíduos jovens que nem trabalham nem estudam não é um fenômeno exclusivo do Brasil. Observando essa questão em diversos países, incluindo ou não o Brasil, alguns autores fizeram contribuições (COLES *et al.*, 2010a; MENEZES-FILHO *et al.*, 2002; PARDO, 2012). Em Coles *et al.* (2010), há o cálculo do custo, tanto individual quanto social, dos jovens que nem estudam nem trabalham. Na Inglaterra, ao analisar indivíduos entre 16 e 18 anos, aproximadamente 16% dessa população nem estuda e nem trabalha. Coles *et al.* (2010) expõem que a preocupação com esses indivíduos decorre de eles pertencerem a grupos sociais excluídos, geralmente de famílias com menores renda e nível educacional, além de estarem ligados a outros problemas sociais, como a gravidez e o desemprego familiar. Na América Latina, essa relação entre os jovens “nem-nem” e a exclusão social também ocorre. Em termos da participação, vê-se que 7% dos bolivianos pertencem ao grupo que nem estuda e nem trabalha, ainda que esse seja o país com a menor participação. Nos demais países da América Latina, há, no mínimo, 12% de pessoas entre 16 e 18 anos nesse grupo (PARDO, 2012).

Uma análise preliminar utilizando os microdados do Censo foi realizada por Camarano e Kanso (2012), mostrando que há um incremento em termos dos homens que nem trabalham e nem procuram emprego ou estudam. Esse valor de indivíduos “nem-nem” atinge 17,2% da população entre 15 e 29 anos. Para Camarano e Kanso (2012), há consequências para o futuro, por causa da redução da acumulação de capital humano, pela ausência desse grupo de pessoas no ambiente escolar. Por esse motivo, os autores observam as características dos indivíduos nesse grupo, para definir um perfil e ver se eles estão em uma posição de vulnerabilidade ou não. Há diferenças no perfil de indivíduos que nem trabalham nem estudam: os homens geralmente são solteiros, e as mulheres, casadas e, provavelmente, atuam no desenvolvimento de atividades domésticas. Ao comparar os Censos 2000 e 2010, a proporção de mulheres casadas representa 41% do total de mulheres que não trabalham e nem estudam. Além disso, tanto homens quanto mulheres estão na população de menor renda e em domicílios com menor educação.

Corseuil, Santos e Foguel (2001) fazem uma análise para quatro países selecionados da América Latina, incluindo o Brasil, utilizando jovens entre 12 e 17 anos. Dividindo os indivíduos por gênero, os autores calculam um modelo multinomial, para verificar quais os fatores relacionados com a decisão de estudar, de trabalhar, de estudar e trabalhar e de nem estudar nem trabalhar. Para os autores, a escolaridade dos pais aumenta a probabilidade de os indivíduos estudarem. Além disso, há uma menor possibilidade de os jovens trabalharem em casas onde os pais estão empregados. A renda domiciliar não influencia de maneira significativa a probabilidade de estudar. Morar em áreas rurais reduz a probabilidade de estudar e aumenta a de trabalhar. Em domicílios onde há muitas crianças, a chance de haver dedicação exclusiva ao estudo é menor e também está relacionada a uma maior probabilidade de trabalhar, sendo esse efeito mais significativo no caso brasileiro.

Menezes-Filho *et al.* (2002), utilizando 17 países da América Latina e uma amostra de indivíduos entre 12 e 17 anos, calculam a probabilidade de o adolescente estar no mercado de trabalho, de estudar, de estar simultaneamente no mercado de trabalho e estudar ou de não estar nem no mercado de trabalho nem estudar. Os autores descobriram que o aumento da escolaridade dos pais leva a um aumento da probabilidade de o indivíduo estudar e reduz a de todas as outras opções, com um efeito mais forte para a de levá-lo a apenas trabalhar. A renda total influencia os indivíduos mais velhos, aumentando a chance de fazê-los apenas estudar e reduzindo a de apenas trabalharem. O número de crianças pequenas no domicílio reduz a probabilidade de o jovem apenas estudar e aumenta a de trabalhar. Tam-

bém foram incluídas variáveis macroeconômicas: os autores observaram que, quando se inclui o Produto Interno Bruto (PIB) *per capita*, aumenta a probabilidade de os indivíduos estudarem e não trabalharem e reduz a de apenas trabalharem e não estudarem. O desemprego dos jovens aumenta a probabilidade de eles apenas estudarem, tornando essa alternativa mais provável.

Leme e Wanjman (2000) usam a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1981 a 1998, para observar indivíduos entre 12 e 19 anos, utilizando um modelo multinomial. As autoras encontram uma relação positiva entre a probabilidade de estudarem, a renda familiar e pais com mais educação formal. Além disso, o número de crianças no domicílio e o gênero (masculino) reduzem a probabilidade de estudarem e aumenta a de apenas trabalharem. Ao observar os indivíduos que nem trabalham e nem estudam, esses geralmente são mulheres e estão em famílias maiores. Nos últimos anos, nota-se um incremento significativo de indivíduos nessa categoria, que estuda e trabalha.

Tillmann e Comim (2014), com dados da PNAD de 2011 e um modelo multinomial, calculam a probabilidade de os indivíduos trabalharem, de estudarem, de trabalharem e estudarem ou de não fazerem nenhuma das duas atividades. Analisando indivíduos entre 15 e 29 anos, os autores descobriram que a idade tem uma relação negativa com a probabilidade associada apenas ao estudo, além de ser uma variável bastante importante para o caso em que o indivíduo apenas trabalha. Indivíduos brancos têm uma probabilidade menor de trabalhar apenas e de nem estudar nem trabalhar. Os indivíduos casados apresentam uma menor probabilidade de estudar. Quanto menos educação os indivíduos têm, maior a chance de estarem no grupo daqueles que nem estudam nem trabalham. Quanto aos indivíduos que têm entre 11 e 14 anos de escolaridade, há mais chances de estarem trabalhando e estudando, sendo mais forte a relação para as mulheres. A educação dos pais tem uma relação negativa com a escolha por não estudar nem trabalhar. No caso específico do gênero feminino, a probabilidade de estar no grupo “nem-nem” aumenta com a maternidade. Apesar disso, mulheres com filhos têm uma probabilidade maior de trabalhar. Com relação à região, mulheres que estão na área rural apresentam uma maior probabilidade de estar no grupo “nem-nem”. Para Tillmann e Comim (2014), há uma maior chance de mulheres estarem no grupo “nem-nem”; porém, ao incluir o trabalho doméstico, isso se modifica, então, nesse caso, é mais provável que as mulheres trabalhem.

3 Método econométrico

No modelo básico, cada indivíduo tem quatro opções de alocação do tempo: estudar, trabalhar (em todos os casos, são considerados como se estivessem no grupo que diz respeito ao trabalho tanto os indivíduos que estão procurando emprego quanto os já empregados, ou seja, os economicamente ativos), estudar e trabalhar ou nem estudar nem trabalhar. Com o propósito de estimar tal modelo, é preciso calcular uma função que expresse a probabilidade de cada uma das alternativas. Tal modelo pode ser descrito por (1), em que j indica cada uma das alternativas (CAMERON; TRIVEDI, 2012).

$$p_j = \Pr[y = j], j = 1, \dots, m \quad (1)$$

É possível representar o modelo descrito em (1) como três modelos de escolha binária, em que, para cada variável de resposta, a alternativa é descrita por (2). Uma das categorias é utilizada como base, nesse caso.

$$y_j = \begin{cases} 1 & \text{if } y = j \\ 0 & \text{if } y \neq j \end{cases} \quad (2)$$

Quando a alternativa j é observada, o valor de y é igual a 1. Nos outros casos, y é igual a zero. Pode ser visto que y é 1 em apenas um caso, e zero nos demais. Por causa dessa propriedade, é possível usar uma densidade multinomial para calcular a densidade para as observações, que é descrita em (3).

$$f(y) = p_1^{y_1} \times \dots \times p_m^{y_m} = \prod_{j=1}^m p_j^{y_j} \quad (3)$$

Para cada indivíduo, é possível calcular a probabilidade de escolha de todas as alternativas, o que pode ser descrito em (4).

$$p_{ij} = \Pr[y = j] = F_j(x_i\beta), \beta_j = 1 \dots m, i = 1 \dots N \quad (4)$$

em que F_j é uma função de probabilidade, calculada para cada alternativa. É utilizado um modelo *logit* multinomial para calcular a probabilidade. Nesse caso, a probabilidade p_{ij} pode ser calculada conforme (5).

$$p_{ij} = \frac{e^{x'_{ij}\beta}}{\sum_{l=1}^m e^{x'_{il}\beta}}, j = 1 \dots m \quad (5)$$

Há a restrição que todas as probabilidades somem 1. A interpretação dos coeficientes pode ser realizada como se se estivesse calculando as probabilidades marginais. Também é possível calcular cada valor que as variáveis assumem, ou seja, em cada caso específico, pode-se verificar como ocorre a mudança. Nesse caso, é realizado o cálculo da elasticidade. Neste artigo, utilizou-se a probabilidade marginal, em que os resultados

indicados mostram a razão de risco. Sendo assim, a interpretação é feita da seguinte forma: ao realizar a comparação entre dois indivíduos iguais em todas as características, exceto em uma (aquela cujo coeficiente se está calculando), essa característica pode alterar a ocorrência do evento de interesse. Sendo assim, esse coeficiente mostra como aquela característica modifica a probabilidade quando é alterada, em média. Quando a razão de chances é maior do que 1, há um aumento da probabilidade de ocorrência daquele valor de y . O oposto ocorre quando o valor é menor.

4 Base de dados e estatísticas descritivas

A base de dados são os microdados do **Censo demográfico 2010** (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2010). São utilizados os microdados de indivíduos. Para conseguir analisar os fatores relacionados com a escolha individual de trabalhar, estudar, trabalhar e estudar ou nem trabalhar nem estudar, decidiu-se utilizar apenas os indivíduos com idades entre 18 e 29 anos. Aqui, entende-se que o que importa é o fato de a pessoa estar economicamente ativa, independentemente de ter um emprego ou não, ou seja, se a pessoa está trabalhando ou procurando emprego, considera-se que ela é economicamente ativa e, por simplicidade, utiliza-se a terminologia de que ela trabalha. Essa definição é mais ampla do que considerar apenas as pessoas que trabalham e foi utilizada para captar exatamente também aqueles que estão dispostos a trabalhar. Essa definição para a delimitação dos indivíduos que estão no mercado de trabalho também foi utilizada em Menezes-Filho *et al.* (2002).

As variáveis que serão utilizadas do domicílio são: o número de crianças (de até 10 anos) na residência, o número de pessoas morando sob o mesmo teto e o número de pessoas da habitação que trabalham. Além disso, a escolaridade máxima do domicílio foi introduzida com duas *dummies*, uma para indicar se é de, no mínimo, ensino médio completo, e outra que indica se é de ensino superior. A escolha de utilizar a escolaridade máxima da residência foi feita para que a amostra continuasse com um tamanho considerável, levando em conta todos os indivíduos do Rio Grande do Sul com idade entre 18 e 29 anos. Geralmente, os estudos consideram a escolaridade da mãe, mas só é possível obter tal informação quando a mãe reside no mesmo local que a mãe seriam excluídos da amostra. Nesse sentido, foi realizada a opção pela escolaridade máxima do domicílio. Também se utilizou uma *dummy* que indica se a residência está situada na área urbana e a renda média *per capita*, levando em consideração todas as fontes.

Algumas características individuais foram incluídas: uma *dummy* que indica se a pessoa é negra ou parda; uma *dummy* de gênero, que assume o valor 1 se a pessoa é do gênero feminino; uma variável que indica o estado civil (foi utilizada a declaração de viver com companheiro, para conseguir captar todos os casamentos, inclusive os informais); uma *dummy* que indica o fato de a pessoa ter migrado, que assume o valor 1 se ela nasceu no mesmo município onde reside e zero, caso contrário; uma variável de idade e outra de idade ao quadrado. Também foram utilizadas *dummies* para indicar se a pessoa completou o ensino médio ou o ensino superior. A última variável indica o fato de a pessoa ter filhos. As análises serão realizadas levando em conta toda a amostra e, então, será separada por gênero.

Quadro 1

Variáveis explicativas usadas

VARIÁVEL	FORMA DE CALCULAR
NCrianças	Número de crianças com menos de 10 anos no domicílio
EscDomicSup	Assume o valor 1 quando o valor mais alto de escolaridade no domicílio é ensino superior (caso contrário, é 0)
EscDomicMed	Assume o valor 1 quando o valor mais alto de escolaridade no domicílio é ensino médio (caso contrário, é 0)
Ntrabalhadores	Número de pessoas no domicílio que estão trabalhando ou procurando emprego
NPessoas	Número de pessoas residindo no domicílio
LRendDomic	Soma de todos os rendimentos <i>per capita</i> do domicílio, em logaritmo
Urbana	Indica, com o valor 1, se a variável está em área urbana (caso contrário, é 0)
Mulher	Variável <i>dummy</i> que assume o valor 1 se a pessoa é do gênero feminino (caso contrário, é 0)
Negro	Variável <i>dummy</i> que assume o valor 1 se a pessoa é negra ou parda (caso contrário, é 0)
Casada	Variável <i>dummy</i> que assume o valor 1 se a pessoa é casada (caso contrário, é 0)
Idade	Idade em anos
Idade2	Idade em anos ao quadrado
Filho (1)	Variável <i>dummy</i> que assume o valor 1 se a pessoa tem ou teve filhos (caso contrário, é 0)
EnsinoMed	Variável <i>dummy</i> que assume o valor 1 se a pessoa concluiu o ensino médio (caso contrário, é 0)
EnsinoSup	Variável <i>dummy</i> que assume o valor 1 se a pessoa concluiu o ensino superior (caso contrário, é 0)
NascMunic	Variável <i>dummy</i> que assume o valor 1 se a pessoa nasceu no mesmo município em que está respondendo ao questionário (caso contrário, é 0)

NOTA: Elaboração própria.

(1) Como essa variável só foi coletada para mulheres, tal informação só foi incorporada no modelo do gênero feminino.

As estatísticas descritivas estão na Tabela 1. Como pode ser visto, a idade ficou, em média, em 23 anos, com metade da amostra sendo composta por mulheres. Apenas 17% dos indivíduos declararam ser negros ou pardos. Quando se olha a escolaridade, vê-se que 53% dos indivíduos concluiu o ensino médio, enquanto 8% concluiu o ensino superior. Com relação ao estado civil, vê-se que 44% da amostra é composta de indivíduos casados, enquanto 20% declararam ter tido filhos. Essa última variável é viesada para baixo, uma vez que apenas as mulheres responderam às questões de fecundidade no **Censo Demográfico 2010**.

Tabela 1

Estatísticas descritivas para a amostra, para o Rio Grande do Sul — 2010

VARIÁVEL	TODA A AMOSTRA		GÊNERO MASCULINO		GÊNERO FEMININO	
	Média	Desvio- -Padrão	Média	Desvio- -Padrão	Média	Desvio- -Padrão
Idade	23,55	3,45	23,53	3,46	23,57	3,45
Idade2	566,49	162,80	565,53	162,87	567,44	162,74
Ncrianças	0,55	0,84	0,45	0,77	0,66	0,89
Ntrabalhadores	2,10	1,20	2,19	1,24	2,02	1,15
Npessoas	3,67	1,65	3,69	1,67	3,65	1,62
Urbana	0,88	0,33	0,87	0,33	0,89	0,32
Negro	0,17	0,38	0,18	0,38	0,16	0,37
Mulher	0,50	0,50	0,00	0,00	1,00	0,00
Casado	0,44	0,50	0,37	0,48	0,51	0,50
Ensinomed	0,53	0,50	0,48	0,50	0,58	0,49
Ensinosup	0,08	0,27	0,06	0,24	0,10	0,30
Filho	0,20	0,40	0,00	0,00	0,40	0,49
Escdomicsup ...	0,17	0,37	0,15	0,36	0,18	0,38
Escdomicmed ..	0,65	0,48	0,63	0,48	0,67	0,47
Renddomic	896,06	1.814,00	907,99	1.640,07	884,15	1972,19
Nascmunic	0,66	0,48	0,67	0,47	0,65	0,48

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010).

Quando se observam as variáveis do domicílio, vê-se que, usualmente, o domicílio tem quatro indivíduos, sendo que há menos de um jovem por residência e, em média, dois trabalhadores. Também se pode observar que 17% das residências têm pelo menos uma pessoa com ensino superior completo e 53% com, no mínimo, ensino médio. 88% das residências estão localizadas em área urbana, e a renda média *per capita* é de R\$ 896,00.

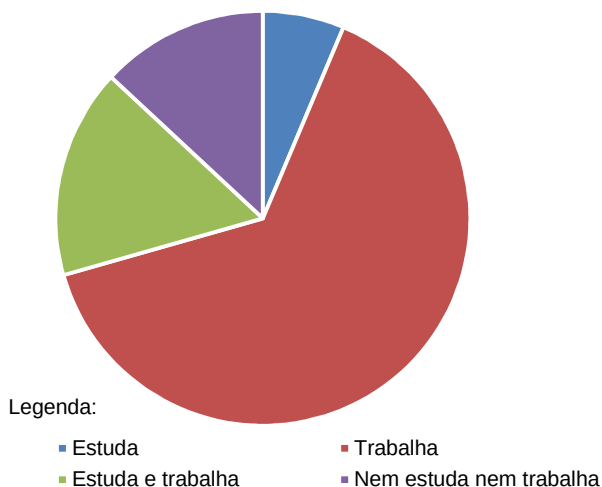
Na Tabela 1 também se pode analisar as diferenças entre homens e mulheres. Vê-se que há bastante homogeneidade nas duas amostras. Com relação às diferenças, as mulheres estão em famílias com um maior número de crianças, uma parcela maior está casada e sua escolaridade é superior a

dos homens. As residências das mulheres da amostra apresentam indivíduos com uma escolaridade maior, mas uma renda inferior a dos homens.

As escolhas em termos de alocação do tempo estão expostas no Gráfico 1. A categoria que será utilizada como base é estar apenas estudando. Tal categoria representa 6,4% do total da amostra. A grande maioria da amostra está na categoria que apenas trabalha (que engloba quem efetivamente trabalha ou está procurando emprego), o que representa 64% dos resultados. Além disso, 16% dos indivíduos trabalham e estudam e 13% nem trabalham e nem estudam.

Gráfico 1

Distribuição da alocação do tempo em atividades de estudo e trabalho, no RS – 2010



FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010).

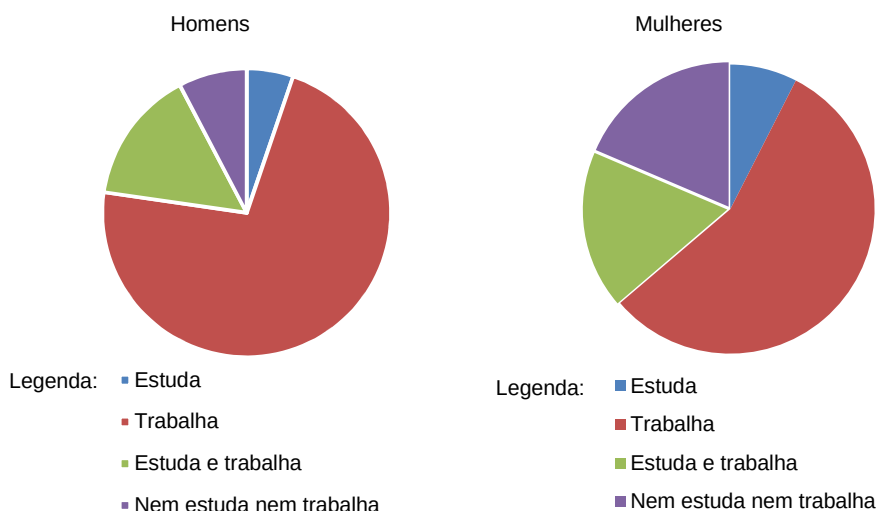
O Gráfico 2 mostra a distribuição da alocação do tempo de acordo com o gênero. Vê-se que os homens estão mais concentrados no grupo que apenas trabalha, com 72% da amostra masculina nesse grupo. O segundo grupo com maior participação é o dos homens que trabalham e estudam, em que se localiza 15% do total da amostra. Então, há a concentração entre os que não trabalham e nem estudam, com 7,7% da amostra. Por fim, encontram-se os homens que apenas estudam, que representam 5,2% da amostra. Percebe-se que, na faixa etária de 18 a 29 anos, apenas 20% dos jovens do gênero masculino estão estudando.

Ainda com relação ao Gráfico 2, pode-se ver que as mulheres apresentam uma alocação do tempo diferente da dos homens. Pode-se observar

que a grande maioria também está no grupo que apenas trabalha, totalizando 56% da amostra (15 pontos percentuais a menos do que os homens). Também se observa que o segundo grupo é composto pelas mulheres que nem trabalham e nem estudam, que são 18,6% do total da amostra de mulheres do Censo Demográfico. O terceiro grupo é composto por indivíduos que se dedicam a atividades de trabalho e estudo e representa 17,7% do total da amostra do gênero feminino; por fim, 7,5% das mulheres apenas estudam. Podem-se observar diferenças fundamentais entre as escolhas dos homens e das mulheres no Rio Grande do Sul: 25% do total das mulheres entre 18 e 29 anos estudam, o que indica uma participação 5 pontos percentuais superior a dos homens. Também se vê que a participação feminina no mercado de trabalho é de aproximadamente 74% do total da amostra, valor que é 13 pontos percentuais superior ao da amostra masculina. A concentração de mulheres que nem trabalham e nem estudam é 11 pontos percentuais superior a da amostra masculina, mostrando uma diferença bastante discrepante entre os grupos.

Gráfico 2

Distribuição da alocação do tempo em atividades de estudo e trabalho por gênero, no RS — 2010



FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010).

As Tabelas 2 e 3 expõem as diferenças de educação das famílias e das pessoas nos grupos de escolaridade. Pode-se observar que os indivíduos que têm maior educação formal estão no grupo que estuda e trabalha,

em que 67% têm ensino médio completo. Então, há o grupo que não estuda e apresenta 57% de conclusão do ensino médio. O grupo que apenas trabalha apresenta 50% de término do ensino médio e, por fim, vê-se que 32% daqueles que nem trabalham nem estudam têm ensino médio completo. A ordenação para os indivíduos com nível superior se mantém igual a do ensino médio, sendo que, novamente, a diferença entre o grupo com maior conclusão dos ensinos superior e médio e o menor grupo é de mais de cinco pontos percentuais.

Com relação à escolaridade no domicílio, pode-se observar que há uma concentração de indivíduos que não trabalham e não estudam em residências onde o nível de escolaridade é menor, em termos de conclusão dos ensinos médio e superior. O grupo que trabalha e estuda e tem, no mínimo, ensino médio representa 79% das residências desse grupo, e 24% apresentam também, no mínimo, uma pessoa do domicílio com conclusão do ensino superior. O grupo que apresenta uma maior participação de residências com ensino superior completo é o daqueles que só estudam, em 29% do total da amostra desse grupo. Vê-se, novamente, que o grupo que nem trabalha nem estuda vem dos lares com menor escolaridade, onde a conclusão do ensino médio por, no mínimo, uma pessoa está em 43% e, do ensino superior, 7,73%.

Tabela 2

Estatísticas descritivas de trabalho e educação de acordo com os grupos de escolaridade, no RS — 2010

DISCRIMINAÇÃO	(%)			
	SÓ ESTUDA	SÓ TRABALHA	ESTUDA E TRABALHA	NEM ESTUDA E NEM TRABALHA
Ensino superior	5,22	7,96	8,86	3,08
Ensino médio	57,24	50,30	67,66	31,99
Domicílio — ensino superior	29,21	12,29	24,61	7,73
Domicílio — ensino médio	72,57	61,64	79,05	43,45

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010).

A Tabela 3 apresenta as mesmas informações da Tabela 2, porém realiza uma divisão por gênero. Pode-se observar que, entre o grupo daqueles que só trabalham, 5% dos homens concluíram o ensino superior, *vis-à-vis* 11,8% das mulheres. Além disso, 10,65% das mulheres que trabalham e estudam apresentam ensino superior completo, enquanto, para o gênero masculino, esse percentual é de 6,8%. Entre os indivíduos que só estudam, 4,6% dos homens e 5,7% das mulheres concluíram o ensino superior. No grupo que não trabalha e não estuda, 3,16% das mulheres e 2,9% dos homens terminaram o ensino superior. Ao observar a conclusão do ensino

médio, o grupo feminino com maior índice é o dos que estudam e trabalham, em que 73% apresentam ensino médio completo. Com relação aos homens, esse grupo também é o que tem maior conclusão, com 61%. Então, há o grupo que só estuda, de ambos os sexos, em que 54% dos homens e 59,5% das mulheres terminaram o ensino médio. O grupo que apresenta menor participação de concluintes é composto por aqueles que nem estudam nem trabalham, com índices de 30,8% para os homens e 32,5% para as mulheres.

Tabela 3

Estatísticas descritivas de trabalho e educação de acordo com os grupos de escolaridade e gênero, no RS — 2010

DISCRIMINAÇÃO	GÊNERO MASCULINO				GÊNERO FEMININO			
	Só Estuda	Só Trabalha	Estuda e Trabalha	"Nem-nem"	Só Estuda	Só Trabalha	Estuda e Trabalha	"Nem-nem"
Ensino superior	4,61	5,00	6,80	2,90	5,65	11,83	10,65	3,16
Ensino médio	54,09	43,85	61,09	30,83	59,47	58,71	73,36	32,48
Domicílio — ensino superior	31,27	10,10	24,64	9,72	27,75	15,16	24,58	6,89
Domicílio — ensino médio	71,93	58,22	75,31	43,92	73,02	66,12	82,29	43,25

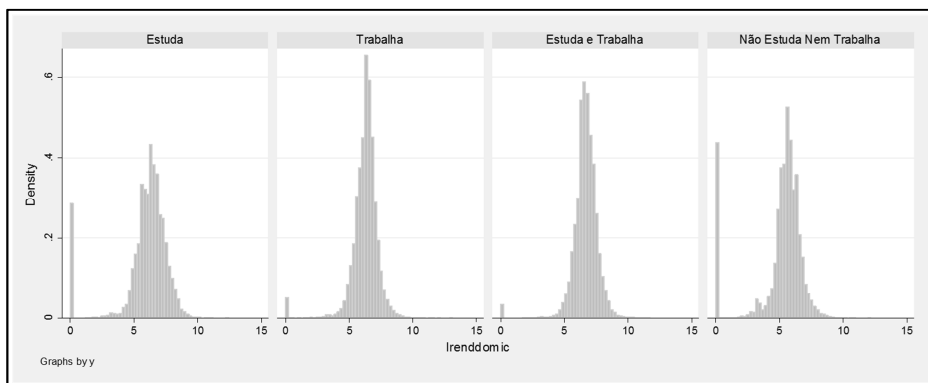
FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010).

Ao analisar o perfil domiciliar, a maior participação de conclusão do ensino superior está nas residências onde os jovens se dedicam apenas ao estudo. Para as mulheres, o término do ensino superior por, no mínimo, um membro do domicílio representa 27,8% do grupo, e, para os homens, 31%. Em termos de conclusão do ensino médio, esse grupo é o que apresenta a segunda maior taxa, com 72% para os homens e 73% para as mulheres. O grupo que apresenta a maior taxa de término do ensino médio domiciliar é o de jovens que estudam e trabalham, representando 82,3% da amostra feminina e 75% da amostra masculina. Os indivíduos que nem trabalham nem estudam estão em domicílios onde as pessoas têm, em média, menos educação formal: a conclusão do ensino superior por, no mínimo, um integrante do domicílio é de 6,9% para as mulheres e de 9,7% para os homens. Com relação ao ensino médio, essa taxa é de 43,9% para os homens e de 43,3% para as mulheres. Com isso, pode-se verificar a existência de diferenças em termos da composição da escolaridade domiciliar nas diferentes escolhas por trabalho e estudo.

Por fim, apresentam-se as Figuras 1 e 2, que mostram a distribuição dos rendimentos totais *per capita* em logaritmo, de acordo com a alocação de tempo. Ao realizar a transformação do rendimento para logaritmo, todos os domicílios com rendimento zero ficaram com *missing*. Então, esses valores foram substituídos por zero. Como se pode ver, há uma incidência bastante grande de zeros, principalmente no grupo que nem trabalha e nem estuda. Esse é o grupo que tem menor média em termos de rendimentos. Quanto à média, o grupo dos indivíduos que nem trabalham e nem estudam apresenta os menores rendimentos, com R\$ 429,00. O grupo com maior média é o que contém indivíduos que trabalham e estudam, em que o valor ficou em R\$ 1.144,00.

Figura 1

Distribuição do rendimento domiciliar *per capita* (em logaritmo) de acordo com a alocação do tempo em atividades de estudo e de trabalho, no RS — 2010

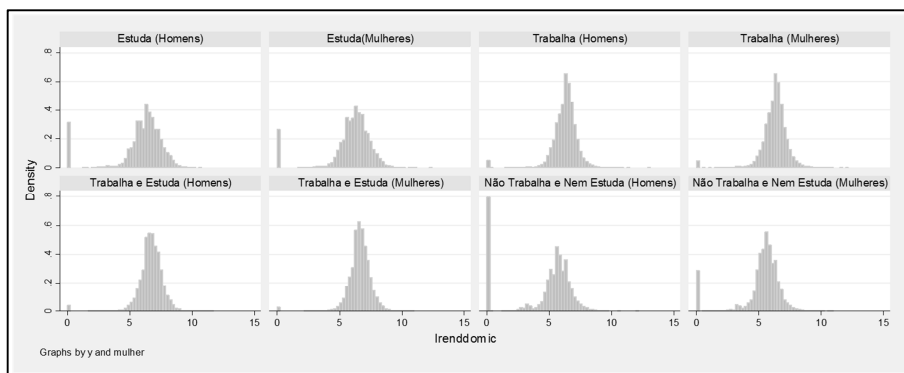


FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010).

A Figura 2 expõe a distribuição de rendimentos de acordo com a alocação do tempo e o gênero. Pode-se verificar, novamente, uma incidência grande de zeros no grupo que nem trabalha nem estuda, principalmente para os homens e para o grupo que apenas estuda. Vê-se que a distribuição de rendimentos de acordo com as escolhas de tempo apresenta semelhanças para os dois gêneros. As médias seguem o mesmo ordenamento, quando se analisa a amostra completa, no entanto, os valores são sempre levemente inferiores para as mulheres.

Figura 2

Distribuição do rendimento domiciliar *per capita* (em logaritmo) de acordo com a alocação do tempo em atividades de estudo e de trabalho por gênero, no RS — 2010



FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010).

5 Resultados e discussão

Os resultados estão expostos nas Tabelas 4 e 5. Nos modelos da Tabela 4, foi utilizada toda a amostra, um deles com a inclusão da *dummy* de gênero e outro não. Em ambas as tabelas, os resultados estão demonstrados em termos de probabilidades marginais, tendo como base a probabilidade de apenas estudar. Inicialmente, serão comentados os resultados relativos às características do domicílio e, então, as características individuais.

Vê-se que o número de crianças residentes no domicílio aumenta a probabilidade de o indivíduo se dedicar às alternativas ao estudo, sobretudo, ao trabalho. Esse resultado vai ao encontro dos resultados obtidos por Corseuil, Santos e Foguel (2001) e por Menezes Filho *et al.* (2002). O número de trabalhadores incrementa a chance de o indivíduo apenas trabalhar e de trabalhar e estudar, em relação à alternativa ao estudo. No entanto, quanto maior o número de trabalhadores, menor a chance de a pessoa nem trabalhar nem estudar. O número de pessoas na residência reduz a probabilidade de o indivíduo trabalhar ou de trabalhar e estudar, enquanto incrementa a de o indivíduo nem trabalhar nem estudar, quando comparada com a dedicação ao estudo.

A residência urbana aumenta as chances de dedicação ao trabalho e também as das demais alternativas, sendo mais relevante quando comparada ao caso de o indivíduo nem trabalhar nem estudar. Esse último resultado é semelhante ao obtido por Tillmann e Comim (2014). A renda domiciliar é uma variável que foi significativa apenas quando se comparou a opção

de trabalhar e estudar em relação a somente estudar, incrementando a probabilidade do primeiro caso, e, também, quando se compara a dedicação apenas ao estudo com a probabilidade de nem trabalhar nem estudar, reduzindo a probabilidade dessa última. A escolaridade máxima do domicílio aumenta a probabilidade de o indivíduo estar apenas estudando, com maior magnitude quando há pelo menos um indivíduo com ensino superior na residência. Esse resultado também foi obtido por Corseuil, Santos e Foguel (2001).

Tabela 4

Probabilidade marginal de trabalhar e de estudar no RS — 2010

DISCRIMINAÇÃO	Trabalho	Trabalho e Estudo	Nem- -Nem	Trabalho	Trabalho e Estudo	Nem- -Nem
Idade	(1) 2,53	(1) 1,34	(1) 1,55	(1) 2,42	(1) 1,31	(1) 1,58
Desvio-padrão .	0,11	0,06	0,07	0,11	0,06	0,07
Idade2	(1) 0,98	(1) 0,99	(1) 0,99	(2) 0,98	(2) 0,99	(2) 0,99
Desvio-padrão .	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,00
Ncrianças	(1) 2,23	(1) 1,86	(1) 1,44	(1) 2,64	(1) 2,05	(1) 1,37
Desvio-padrão .	0,04	0,03	0,02	0,04	0,04	0,02
Ntrabalhadores ...	(1) 5,30	(1) 5,36	(1) 0,80	(1) 5,64	(1) 5,59	(1) 0,77
Desvio-padrão .	0,06	0,07	0,01	0,07	0,08	0,01
Npessoas	(1) 0,50	(1) 0,49	1,00	(1) 0,47	(1) 0,47	(1) 1,04
Desvio-padrão .	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Urbana	(2) 1,07	(1) 1,95	(1) 0,74	(1) 1,11	(1) 1,97	(1) 0,76
Desvio-padrão .	0,02	0,05	0,02	0,03	0,05	0,02
Negro	(1) 1,45	(1) 1,17	(1) 1,31	(1) 1,44	(1) 1,17	(1) 1,33
Desvio-padrão .	0,04	0,03	0,03	0,04	0,03	0,03
Mulher	-	-	-	(2) 0,27	(1) 0,52	(1) 1,37
Desvio-padrão .	-	-	-	0,00	0,01	0,03
Casado	(1) 3,49	(1) 1,54	(1) 5,26	(1) 4,31	(1) 1,68	(1) 5,30
Desvio-padrão .	0,09	0,04	0,15	0,12	0,05	0,15
Ensinomed	(1) 1,21	(1) 1,51	(2) 0,92	(1) 1,56	(1) 1,69	(1) 0,89
Desvio-padrão .	0,03	0,04	0,03	0,04	0,05	0,03
Ensinosup	(1) 5,73	(1) 2,24	(1) 1,83	(1) 7,86	(1) 2,59	(1) 1,74
Desvio-padrão .	0,27	0,11	0,10	0,38	0,13	0,10
Escdomicsup	(1) 0,12	(1) 0,32	(1) 0,34	(1) 0,11	(1) 0,30	(1) 0,35
Desvio-padrão .	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,01
Escdomicmed	(1) 0,50	(1) 0,67	(1) 0,56	(1) 0,47	(1) 0,66	(1) 0,58
Desvio-padrão .	0,01	0,02	0,01	0,01	0,02	0,02
Lrenddomic	0,99	(1) 1,22	(1) 0,92	1,00	(1) 1,24	(1) 0,91
Desvio-padrão .	0,00	0,01	0,00	0,00	0,01	0,00
Nascmunic	(1) 0,94	0,99	(2) 0,95	(1) 0,93	0,99	0,96
Desvio-padrão .	0,01	0,02	0,02	0,01	0,02	0,02
Constante	(1) 0,00	(1) 0,00	(1) 0,00	(1) 0,00	(1) 0,00	(1) 0,00
Desvio-padrão .	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
N	262106	262106	262106	262106	262106	262106
Pseudo R2	0.2477	0.2477	0.2477	0.2725	0.2725	0.2725

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010).

(1) Significância a 1%. (2) Significância a 5%.

A idade aumenta a probabilidade de dedicação às alternativas ao estudo, com uma ênfase maior para o trabalho. Esse resultado já havia sido encontrado previamente por Tillmann e Comim (2014). Com relação à cor, vê-se que indivíduos negros têm uma probabilidade menor de se dedicar apenas ao estudo. Esse efeito é mais forte para o caso de dedicação exclusiva ao trabalho ou de nem trabalhar nem estudar. Uma maior probabilidade de indivíduos de cor negra se dedicarem apenas ao trabalho ou de estarem no grupo que nem trabalha e nem estuda já havia sido observada por Tillmann e Comim (2014). O estado civil modifica, de maneira bastante significativa, a probabilidade de dedicação ao estudo, com ênfase para o caso em que o indivíduo nem trabalha e nem estuda. Nesse caso, essa variável é a que apresenta a maior magnitude do coeficiente e também é uma das maiores, quando a alternativa é o trabalho. Nos dois casos, há a redução da probabilidade de o indivíduo se dedicar apenas ao estudo.

Com relação à escolaridade, concluir o ensino médio aumenta a probabilidade de dedicação ao trabalho ou ao trabalho e ao estudo e de concluir o ensino superior também. Nesse último caso, o incremento é muito significativo e se aplica às três alternativas ao estudo. O fato de nascer no município aumenta a probabilidade de o indivíduo se dedicar exclusivamente ao estudo; no entanto, o coeficiente não é estatisticamente significativo em todos os casos, além de a modificação apresentar uma magnitude pequena. Com relação ao gênero, a inclusão dessa variável não altera o sinal de nenhum coeficiente. Também se vê que as mulheres têm uma chance maior de estarem apenas estudando, em relação às opções de estudar ou de estudar e trabalhar. No entanto, o gênero feminino apresenta uma maior probabilidade de não estar nem trabalhando nem estudando. Uma maior probabilidade de o gênero masculino se dedicar ao trabalho já havia sido verificada na literatura por Leme e Wanjman (2000) bem como por Tillmann e Comim (2014). Na Tabela 5 são expostos os resultados para mulheres e homens de maneira separada. Sendo assim, é possível analisar de que maneira as variáveis afetam homens e mulheres. Para as mulheres, é realizada a inclusão da variável filho, que é uma *dummy* que indica o fato de a mulher ter filhos.

Com relação às variáveis da residência, vê-se que o número de crianças segue incrementando a probabilidade de participação dos grupos alternativos ao estudo de maneira bastante homogênea entre os gêneros. O número de trabalhadores apresenta um aumento na probabilidade de dedicação ao trabalho e ao trabalho e ao estudo, com uma magnitude mais forte para as mulheres. A redução de probabilidade de pertencer ao grupo que nem trabalha e nem estuda também é mais forte para as mulheres, em todos os casos, quando o grupo-base dedica-se apenas ao estudo.

Tabela 5

Probabilidade marginal de o indivíduo trabalhar e estudar, por gênero, no RS — 2010

DISCRIMINA- ÇÃO	GÊNERO MASCULINO			GÊNERO FEMININO		
	Traba- lho	Trabalho e Estudo	Nem- -Nem	Traba- lho	Trabalho e Estudo	Nem- -Nem
Idade	(1) 2,87	(1) 1,38	(1) 1,47	(1) 2,02	(1) 1,31	(1) 1,45
Desvio-padrão	0,20	0,10	0,11	0,12	0,08	0,09
Idade2	(1) 0,98	(1) 0,99	(1) 0,99	(1) 0,98	(2) 0,99	(2) 0,99
Desvio-padrão	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Ncrianças	(1) 2,39	(1) 2,11	(1) 1,10	(1) 2,36	(1) 2,16	(1) 1,09
Desvio-padrão	0,07	0,07	0,03	0,06	0,06	0,02
Ntrabalhadores ..	(1) 4,98	(1) 4,99	(1) 0,86	(1) 6,80	(1) 6,58	(1) 0,65
Desvio-padrão	0,09	0,10	0,01	0,14	0,14	0,01
Npessoas	(1) 0,51	(1) 0,51	(1) 1,04	(1) 0,41	(1) 0,42	(1) 1,14
Desvio-padrão	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,01
Urbana	0,96	(1) 1,82	(1) 0,70	(1) 1,25	(1) 2,03	(1) 0,82
Desvio-padrão	0,03	0,08	0,03	0,04	0,08	0,03
Negro	(1) 1,48	(1) 1,22	(1) 1,37	(1) 1,42	(1) 1,12	(1) 1,30
Desvio-padrão	(0,06)	0,05	0,06	0,05	0,04	0,05
Casado	(1) 13,3	(1) 5,67	(1) 2,91	(1) 2,13	(2) 0,91	(2) 6,49
Desvio-padrão	(0,95)	0,41	0,22	0,07	0,03	0,24
Ensinomed	(1) 1,23	(1) 1,50	(1) 0,76	(1) 2,00	(1) 1,75	(1) 1,12
Desvio-padrão	0,05	0,07	0,03	0,08	0,08	0,05
Ensinosup	(1) 4,56	(1) 2,03	(1) 1,36	(1) 9,93	(1) 2,72	(1) 2,43
Desvio-padrão	(0,34)	0,16	0,13	0,63	0,17	0,18
Escdomicsup ...	(1) 0,10	(1) 0,29	(1) 0,41	(1) 0,11	(1) 0,30	(1) 0,32
Desvio-padrão	(0,00)	0,01	0,02	0,00	0,01	0,01
Escdomicmed ...	(1) 0,40	(1) 0,54	(1) 0,61	(1) 0,50	(1) 0,76	(1) 0,61
Desvio-padrão	(0,01)	0,02	0,03	0,02	0,04	0,02
Lrenddomic	(1) 1,12	(1) 1,37	(1) 0,86	(1) 0,93	(1) 1,14	(1) 0,96
Desvio-padrão	0,01	0,02	0,00	0,01	0,01	0,01
Nascmunic	0,95	0,98	(2) 1,08	(2) 0,88	0,96	(2) 0,93
Desvio-padrão	0,03	0,03	0,04	0,02	0,02	0,02
Filho	-	-	-	(1) 2,21	1,08	(1) 2,83
Desvio-padrão ..	-	-	-	0,09	0,05	0,12
Constante	(1) 0,00	(1) 0,00	(1) 0,01	(1) 0,00	(1) 0,00	(1) 0,00
Desvio-padrão	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
N	132281	132281	132281	129825	129825	129825
Pseudo R2	0,2593	0,2593	0,2593	0,2921	0,2921	0,2921

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010).

(1) Significância a 1%. (2) Significância a 5%.

O número de pessoas na residência reduz a probabilidade de o indivíduo estar no grupo que trabalha ou que trabalha e estuda e incrementa a probabilidade de estar no grupo que nem trabalha nem estuda, com uma

magnitude maior para as mulheres. A relação positiva entre o número de pessoas e o número de crianças com a probabilidade de não trabalhar nem estudar já havia sido encontrada por Leme e Wanjman (2000).

A renda domiciliar aumenta a probabilidade de dedicação ao trabalho e ao estudo, quando o grupo de comparação é apenas dedicação ao estudo, sendo que, para os homens, esse coeficiente é mais importante. Quando é analisada a comparação dessa variável para a dedicação apenas ao trabalho, no caso masculino, há um incremento na probabilidade de dedicação ao trabalho, e o contrário ocorre para as mulheres. A renda tem uma relação negativa quando se observa a probabilidade de o indivíduo nem trabalhar e nem estudar, com uma redução maior para os homens.

Em termos da escolaridade máxima do domicílio, a magnitude segue a mesma para ambos os gêneros, em que uma maior escolaridade tem uma relação positiva com a dedicação exclusiva ao estudo. O fato de haver, no mínimo, uma pessoa com ensino superior completo na residência reduz a probabilidade de o indivíduo nem trabalhar nem estudar, sendo esse efeito mais forte para as mulheres. Esse resultado foi obtido também por Camarano e Kanso (2012) e por Corseuil, Santos e Foguel (2001), entre outros. Em termos da localização da residência, vê-se que morar em área urbana aumenta a probabilidade de trabalhar e estudar para os dois sexos. Quando se compara a opção de apenas trabalhar com apenas estudar, vê-se que, para os homens, morar em área urbana reduz a probabilidade de estar trabalhando, mas sem significância estatística, enquanto, para as mulheres, há um aumento da probabilidade de estar trabalhando. Com relação ao caso dos indivíduos que nem trabalham nem estudam, morar em área urbana reduz a probabilidade de estar nesse grupo, com uma redução maior entre os homens.

Agora será realizada a análise das variáveis individuais. Vê-se que a idade incrementa a probabilidade das alternativas ao estudo, com uma maior magnitude para o trabalho. Também se vê que, para o gênero masculino, esse aumento é mais importante. O fato de o indivíduo ser negro aumenta a probabilidade das alternativas ao estudo. De maneira semelhante ao caso em que os dois gêneros foram considerados conjuntamente, vê-se que as mulheres negras apresentam probabilidades levemente superiores às dos homens negros de estarem no grupo que apenas estuda, em relação às alternativas. Para ambos os sexos, há uma chance de estar no grupo dos que apenas trabalham ou no dos que nem estudam e nem trabalham. Essa menor probabilidade de indivíduos negros se dedicarem apenas ao estudo já havia sido obtida por Leme e Wanjman (2000).

A conclusão do ensino médio aumenta a probabilidade de dedicação apenas ao trabalho, com uma maior magnitude para as mulheres do que

para os homens. Esse fenômeno também ocorre quando se compara o caso de dedicação ao trabalho e ao estudo, sendo que, para os dois casos, há um incremento de probabilidade. Com relação aos indivíduos que nem trabalham e nem estudam, quando homens, o fato de terem concluído o ensino médio reduz a probabilidade de estarem nesse grupo, em relação à alternativa de apenas estudar, enquanto, entre as mulheres, o resultado é o inverso: há um aumento de chance de elas estarem nesse grupo. A conclusão do ensino superior aumenta a chance de dedicação às alternativas ao estudo. No caso das mulheres, há um incremento bastante forte da chance de estarem apenas trabalhando, sendo que o coeficiente dos homens é aproximadamente a metade. Esse coeficiente também é superior quando se compara a alternativa de trabalhar e estudar. Para o caso de nem trabalhar nem estudar, vê-se que ambos os gêneros têm uma maior chance de estarem nesse grupo ao concluírem o ensino superior, mas, no caso das mulheres, esse coeficiente é maior.

O casamento aumenta a probabilidade de dedicação ao trabalho em relação ao estudo, com uma maior magnitude para os homens, entre os quais o coeficiente é muito superior ao do das mulheres. Com relação à alternativa de trabalhar e estudar, o fato de ser casado aumenta muito a probabilidade de os homens se dedicarem a essa alternativa em comparação apenas ao estudo, e, para as mulheres, esse coeficiente reduz a probabilidade de estar trabalhando e estudando. Para o caso de nem trabalhar nem estudar, vê-se que o casamento aumenta a probabilidade de os indivíduos se encontrarem nesse grupo. No entanto, esse coeficiente é muito maior para as mulheres do que para os homens. Esse resultado pode indicar uma decisão familiar quanto à dedicação ao trabalho e ao estudo.

Ter filhos tem uma relação negativa com o estudo, sendo mais forte quando se compara o estudo com a alternativa de nem trabalhar nem estudar. De maneira semelhante ao caso do casamento, é possível que a decisão tenha sido realizada pelo casal quanto à dedicação às atividades de casa ou não. Esse perfil de mulheres casadas que têm filhos, que nem trabalham nem estudam, foi obtido por Tillmann e Comim (2014). O nascimento no município tem uma relação positiva com a probabilidade de nem trabalhar nem estudar, o que contrasta com o resultado encontrado para as mulheres. Há também uma redução da probabilidade de trabalho para as mulheres, sendo que esse resultado é obtido também para os homens, mas sem significância estatística.

A análise de acordo com o gênero mostra que, apesar da diferença entre alguns coeficientes, em geral, há bastante homogeneidade quanto ao sinal dos coeficientes. Quanto à magnitude, em alguns casos, há uma discrepância bastante grande, como é o caso do casamento.

6 Conclusão

O objetivo deste artigo foi verificar os fatores relacionados com a alocação do tempo entre estudo, trabalho, estudo e trabalho ou nenhum dos dois. Esse assunto passou a ser relevante a partir do Censo de 2010 e também da análise preliminar de Camarano e Kanso (2012). Nesse sentido, o presente trabalho buscou verificar se há diferenças entre o caso do Rio Grande do Sul e o do Brasil. Foram utilizados os microdados de indivíduos do **Censo demográfico 2010** e um modelo multinomial, visando entender quais eram os fatores mais importantes na decisão de trabalhar e de estudar.

Foi escolhida a faixa etária entre 18 e 29 anos, diferindo de alguns estudos que já foram realizados na literatura para idades menores (MENEZES FILHO *et al.*, 2002). O perfil etário foi similar ao utilizado por Camarano e Kanso (2012) e idêntico ao de Tillmann e Comim (2014). Com base nas estatísticas descritivas, pode-se observar que o grupo de indivíduos que nem trabalham e nem estudam tem uma menor taxa de conclusão dos ensinos médio e superior, em termos tanto dos indivíduos quanto dos domicílios.

Com relação aos outros três grupos, os domicílios com maior escolaridade são aqueles onde os indivíduos apenas estudam ou trabalham e estudam. Esse é um aspecto em que o presente trabalho se diferencia da literatura em questão, que leva em conta apenas a educação dos pais. Também se percebe que os indivíduos com maior educação formal estão no grupo dos que apenas trabalham ou que trabalham e estudam. Com relação aos rendimentos, verificou-se que o grupo daqueles que nem trabalham nem estudam apresenta a menor renda média, que é bastante inferior a dos demais grupos.

Quanto aos resultados obtidos, vê-se que as mulheres têm uma maior probabilidade de estarem no grupo que apenas estuda, o que é condizente com a literatura. Além disso, o fato de os negros apresentarem uma menor participação no grupo que apenas estuda também já foi obtido em trabalhos anteriores. O estado civil e a idade aumentam a probabilidade de os indivíduos estarem apenas trabalhando, trabalhando e estudando ou nem trabalhando nem estudando. No entanto, a idade tem uma influência maior quanto à opção pelo trabalho, enquanto o casamento leva os indivíduos a optarem mais vezes por apenas trabalhar, no caso de homens, e de nem trabalhar nem estudar, no caso das mulheres. Essas decisões que diferem de acordo com o gênero podem estar ligadas a uma escolha do casal, extrapolando a decisão individual. Essa hipótese é reforçada quando se observa que o fato de ter filhos incrementa todas as alternativas ao estudo, porém, com maior força, aquela de nem trabalhar nem estudar.

As variáveis domiciliares apresentam o sinal esperado: um maior número de crianças no domicílio reduz a probabilidade de dedicação ao estudo, com um enfoque maior para a opção de apenas trabalhar. A residência em área urbana está relacionada com uma maior probabilidade de os indivíduos nem trabalharem nem estudarem. Os rendimentos reduzem a probabilidade de o indivíduo estar no grupo que nem trabalha e nem estuda, e a educação também. Sendo assim, vê-se que o mesmo perfil que existe para o Brasil ocorre no Rio Grande do Sul. É importante realizar um desenho de políticas públicas que leve em conta essa informação e focalize esses indivíduos, que geralmente têm menor escolaridade e residem em domicílios de menor renda, visando a ampliar seu acesso ao mercado de trabalho e à educação.

O objetivo deste artigo era analisar os indivíduos jovens nas suas decisões de trabalho e estudo para o Rio Grande do Sul. Ao realizar esse recorte geográfico, é possível verificar que não existem distinções muito grandes entre os indivíduos nas suas escolhas de trabalho e estudo neste Estado em relação ao Brasil, indicando que o perfil daqueles que nem trabalham nem estudam no Brasil pode ser utilizado como base para o caso específico do Rio Grande do Sul. Dessa maneira, as sugestões de políticas públicas que visem a retirar os jovens dessa situação podem ser realizadas utilizando-se o recorte nacional.

Referências

BECKER, G. A theory of the allocation of time. **The Economic Journal**, Oxford, v. 75, n. 299, p. 493-517, 1965.

BRASIL. **Lei n.º 9.394, de 20 de dezembro de 1996**. Estabelece as diretrizes e bases da educação nacional. 20 dez. 1996. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/L9394.htm>. Acesso em 15 mar. 2016.

BRASIL. Ministério da Educação. **Relatório educação para todos no Brasil 2000-2015**: versão preliminar. Brasília, DF, 2014.

CAMARANO, A. A.; KANSO, S. O que estão fazendo os jovens que não estudam, não trabalham e não procuram emprego? **Mercado de Trabalho**: conjuntura e análise, Brasília, DF, ano 17, n. 53, p. 37-44, 2012.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. **Microeconometrics**: methods and applications. Cambridge: Cambridge University Press, 2012.

COLES, B. *et al.* **Estimating the life-time cost of NEET: 16-18 years old not in education, employment or training.** [York]: The University of York, 2010.

COLES, B. *et al.* **Literature review of the costs of being 'not in education, employment or training' at age 16-18.** [Nottingham]: Department for Education and Skills, 2010a. (Research Report, n. 347).

CORSEUIL, C. H.; SANTOS, D. D.; FOGUEL, M. N. **Decisões críticas em idades críticas: a escolha dos jovens entre estudo e trabalho no Brasil e em outros países da América Latina.** Rio de Janeiro: IPEA, 2001. (Texto para Discussão, n. 797).

CURY, C. R. J.; FERREIRA, L. A. M. Obrigatoriedade da educação das crianças e adolescentes: uma questão de oferta ou de efetivo atendimento? **Nuances: Estudos sobre Educação**, Presidente Prudente, v. 17, n. 18, p.124-145, 2010.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Censo demográfico 2010.** Rio de Janeiro: IBGE, 2010. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/censo2010/resultados_gerais_amostra/resultados_gerais_amostra_tab_uf_microdados.shtm>. Acesso em: 20 mar. 2016.

LEME, M.; WAJNMAN, S. A alocação do tempo dos adolescentes brasileiros entre o trabalho e a escola. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 12., 2000, Caxambu. **Anais...** Caxambu: ABEP, 2000. Disponível em: <http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/anais/pdf/2000/Todos/trat19_5.pdf>. Acesso em 12 mar. 2015.

MENEZES-FILHO, N. *et al.* **Adolescents in Latin America and the Caribbean: examining the time allocation decisions with cross-country micro data.** Washington, DC: Inter-American Development Bank, 2002. (Research Network Working Paper, n. R-470).

PARDO, M. S. Jóvenes que ni estudian ni trabajan: un riesgo para la cohesión social en America Latina. In: DAMMENT, L. *et al.* (Org.). **Violência y cohesión social en América Latina.** Santiago: Uqbar, 2012. p. 163-208. Disponível em: <http://repositorio.uchile.cl/bitstream/handle/2250/120330/Violencia_Cohesion_Social_America_Latina_LIBRO.pdf?sequence=1&isAllowed=y>. Acesso em: 12 mar. 2016.

TILLMANN, E.; COMIM, F. **Fatores de determinação do tempo entre trabalhar e estudar dos jovens no Brasil**. [Porto Alegre]: UFRGS, 2014. (Texto para Discussão UFRGS, n. 34).

Privação multidimensional na primeira infância, no Brasil*

Camila Vogt**

Doutoranda do Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS)

Izete Pengo Bagolin***

*Professora Titular do Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento da PUCRS
Professora da Faculdade de Economia da PUCRS*

Esmeralda Correa Macana****

Resumo

O objetivo central deste artigo é mensurar as privações sofridas pelas crianças brasileiras na primeira infância. Para isso, são utilizadas medidas multidimensionais de pobreza na construção de um indicador de privação para a primeira infância. Busca-se, assim, contribuir para o desafio de encontrar formas de romper o ciclo vicioso da pobreza, que ainda se constitui em um desafio para diversos países, inclusive o Brasil. Parte-se da crença de que, uma vez que uma geração tenha um incremento nas suas oportunidades, as próximas gerações deverão ter mais chances de sair de um estado de carência crônico. Os resultados com relação à estrutura familiar mostram que domicílios com crianças menores de seis anos têm maior probabilidade de privação. Já o índice de privação para a primeira infância confirma que os gastos em bens relacionados ao desenvolvimento infantil são menores em situações de privação, o que contribui para a cronicidade da pobreza.

* Artigo recebido em set. 2016 e aceito para publicação em set. 2017.



Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição Não Comercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Este trabalho foi apresentado no 8.º Encontro de Economia Gaúcha.

Revisora de Língua Portuguesa: Elen Jane Medeiros Azambuja

** E-mail: camila.vogt@acad.pucrs.br

*** E-mail: izete.bagolin@pucrs.br

**** E-mail: esmeralda.macana@pucrs.br

Palavras-chave

Pobreza; infância; privação

Abstract

The main objective of this paper is to measure the deprivation suffered by Brazilian children. The authors use a multidimensional poverty measure to propose an early childhood deprivation indicator. The aim is to contribute to the challenge of finding ways of breaking the vicious cycle of poverty, which still poses a challenge to many countries, including Brazil. The theoretical foundations of the paper are based on the hypothesis that once a generation has an increase in its opportunities, the next generation will be more likely to leave a state of chronic shortage. The results confirm that homes with children under six years of age have more risks of deprivation. Also, the deprivation index confirms that expenditures on assets related to children development are lower in homes with more deprivation, which contributes to poverty chronicity.

Keywords

Poverty; childhood; deprivation

Classificação JEL: I32, C25

1 Introdução

Erradicar a pobreza é um dos principais desafios para o desenvolvimento sustentável do Brasil. Nesse contexto, romper com o chamado “ciclo da pobreza” permeia diversas iniciativas voltadas para o desenvolvimento de longo prazo das populações carentes. É sabido que, uma vez que uma geração tenha um incremento nas suas oportunidades, as próximas gerações deverão ter mais chances de sair de um estado de carência crônico. Entretanto, qual a forma mais efetiva de romper o ciclo da pobreza?

Em razão de suas vulnerabilidades e de uma maior dependência, as crianças que vivem em estado de pobreza contribuem fortemente para a continuidade desse ciclo. Investimentos no desenvolvimento infantil podem, portanto, ter maior efeito sobre a erradicação da pobreza. De acordo com Heckman (2008), investimentos feitos no desenvolvimento durante o período da primeira infância têm maiores retornos sobre o capital humano. Isso ocorre devido às crianças estarem em um período sensível para o desenvolvimento de suas habilidades.

Outro ponto a ser ressaltado é a importância do ambiente familiar no desenvolvimento infantil, que inclui a proteção e uma série de provimentos em diferentes dimensões, como saúde, educação, integridade física e psicológica, além de estímulo à imaginação, aos sentidos e às emoções. A família também é responsável pelo primeiro ambiente de socialização das crianças, influenciando diretamente o seu comportamento como cidadãos (MACANA; COMIM, 2015).

Para Nussbaum (2006), as interações iniciadas no âmbito familiar são únicas para o desenvolvimento infantil, pois determinam a estrutura social e as possibilidades de desenvolvimento. Heckman (2008) também aponta evidências dos efeitos negativos de ambientes familiares inóspitos sobre a renda futura das crianças.

Para entender e trabalhar a pobreza infantil, portanto, é importante ter ferramentas claras para a sua medição. Sabe-se que analisar meramente a pobreza monetária pode não ser suficiente para entender o bem-estar infantil. Assim, este trabalho tem como objetivo utilizar medidas multidimensionais para a avaliação do impacto de características de consumo e do perfil socioeconômico das famílias na primeira infância. Para isso, é inicialmente analisado se famílias com crianças que estão na primeira infância possuem maior probabilidade de sofrerem privações. Em seguida, é construído um indicador de privações, em que são definidas as características sociais e de consumo que estão associadas a uma maior vulnerabilidade na primeira infância, no Brasil. Como base, são utilizados os dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares realizada em 2008/09, no Brasil.

O método *fuzzy* foi a metodologia escolhida para agregar as privações e criar um indicador único que possa comparar as diferentes condições familiares e domiciliares. A metodologia consiste em medir as privações em dimensões que sejam importantes para o bem-estar infantil, como saúde, moradia e educação, e agregá-las em um número único, o *index of deprivation* (ID). Para tal, classifica-se cada uma das dimensões entre 0 e 1, sendo 0 (zero) quando não existe privação e 1 (um) quando existe privação total. Valores intermediários são considerados como privação parcial. Por exemplo, uma criança que nunca frequentou a escola terá classificação 1 na

dimensão educação. Já uma criança que frequentou a escola, mas não durante toda a sua vida escolar, terá classificação entre 0 e 1, dependendo da intensidade que se decida aplicar para cada ano de frequência escolar. A partir dos valores apurados para cada uma das dimensões, agregam-se os resultados em um único indicador, o *composite index of deprivation* (CID).

Assim, na primeira parte do trabalho, é abordada a importância dos investimentos durante a primeira infância como estratégia de desenvolvimento humano. Também são levantadas questões relativas ao bem-estar infantil e ao impacto da estrutura familiar no desenvolvimento das crianças. O método *totally fuzzy* também é descrito conforme a metodologia para a mensuração da pobreza abordada por Costa e De Angelis (2008) e Cheli e Lemi (1995). Na segunda parte, são descritos a metodologia utilizada e os dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF). Nas duas últimas etapas, são apresentados os resultados dos indicadores e das estimações e as conclusões do trabalho.

2 Revisão da literatura

2.1 Pobreza, infância e família

A primeira infância corresponde ao período que vai dos zero aos seis anos de vida. É evidenciado que, durante essa fase, ocorre o desenvolvimento crucial das estruturas e circuitos cerebrais (NÚCLEO CIÊNCIA PELA INFÂNCIA, 2014). Crianças que tenham um desenvolvimento completo e saudável terão maior facilidade de adaptação a diferentes ambientes, além de terem mais chances de se desenvolverem socialmente como cidadãos.

O cérebro humano, no início do seu desenvolvimento, possui uma maior plasticidade. Nesse período, ele está em um estado dinâmico natural, que permite modificações fisiológicas e estruturais, sinápticas e não sinápticas, em resposta a alterações do meio. Funções cognitivas, como atenção, memória, planejamento, raciocínio e juízo crítico, começam a se desenvolver nessa etapa da maturação cerebral. Essa fase pode ser descrita como “período sensível”, ou seja, o momento em que as crianças estão propensas à formação de suas maiores habilidades, mas também estão mais vulneráveis a potenciais efeitos nocivos do meio.

Durante a primeira infância, a influência do meio onde a criança vive (meio ambiente físico) e com o qual interage (meio ambiente social) irá ter efeitos sobre seu progresso físico, cognitivo e socioemocional. Portanto, é a fase em que o apoio familiar é mais importante para o desenvolvimento infantil.

A família possui um papel fundamental no desenvolvimento humano — é ela que proporcionará o primeiro ambiente de interação social e que irá compartilhar as privações e necessidades entre seus membros. Segundo Nussbaum (2006), o cuidado que se inicia na família permeia diferentes características socioeconômicas e cognitivas das crianças. Em especial, esse cuidado irá garantir o suporte para que elas possam, a partir de suas escolhas, participar adequadamente da sociedade.

O trabalho de Macana e Comim (2015) destaca o papel das dinâmicas internas das famílias e dos estilos de interação que influenciam resultados tanto positivos quanto negativos no desenvolvimento infantil. O estudo traz a ideia de **experiências de vida** para as crianças, que devem ser trazidas pelos pais ou responsáveis **por meio de práticas parentais**. Dentro desse contexto, as famílias podem estabelecer **fatores de proteção**. No entanto, algumas vezes, elas também podem constituir **fatores de risco** para o desenvolvimento infantil, quando, por exemplo, existem práticas parentais negativas, como o uso da violência. Tanto a proteção quanto o risco a que as crianças estão expostas no ambiente familiar podem ser separados entre fatores externos e fatores internos. Ambos poderão vir a contribuir de forma positiva para o desenvolvimento infantil, com práticas **parentais positivas**, ou serão desencadeadores de problemas nas habilidades cognitivas e *socioemocionais* das crianças.

Os **fatores de proteção** também podem ser interpretados como as capacidades e as oportunidades potencializadas das crianças. Por outro lado, os **fatores de risco** são derivados da ausência de oportunidades e se relacionam a situações de um evento que prejudique o desenvolvimento humano. No Quadro 1, são listados fatores internos e externos e de proteção e risco que influenciam a função de cuidado da família e, como consequência, o desenvolvimento infantil.

Para Heckman (2008), crianças que não tenham os estímulos e as condições adequadas irão seguir trajetórias deficitárias e contribuir para desigualdades futuras em suas vidas adultas. O autor defende que existem rendimentos decrescentes com relação à taxa de retorno do investimento em capital humano. Investimentos durante os anos iniciais do desenvolvimento têm uma taxa de retorno superior aos valores investidos em fases adultas. Evidências da literatura apontadas pelo autor também demonstram que oferecer condições para o desenvolvimento infantil é mais eficaz e eficiente do que tentar reverter ou reduzir efeitos das adversidades sofridas na infância. O autor afirma que, durante o período que vai até os cinco anos (programas para a pré-escola), o investimento em desenvolvimento tem as maiores taxas de retorno. Após o período escolar (treinamento para o mer-

cado profissional), o retorno do investimento em capital humano é baixo e estável.

Quadro 1

Marco analítico de fatores que influenciam as funções da família
no cuidado às crianças e a seu desenvolvimento

Fatores determinantes	Fatores de Proteção	Fatores de Risco
Fatores Internos	• Interações afetivas • Sensibilidade materna • Boa comunicação • Práticas parentais positivas • Estilos parentais participativos • Conexões de apoio com a família estendida • Investimentos em termos de tempo e em recursos produtivos como materiais de aprendizagem	• Negligência parental • Maltrato físico e psicológico • Disciplina inconsistente ou coercitiva • Comunicação negativa, baseada em ameaças, gritos, insultos, excesso de críticas • Práticas parentais negativas • Stress e depressão materna
Fatores Externos	• Estrutura familiar que permita <i>estabilidade</i> nas funções de cuidado e afeto • Igualdade de oportunidades • Políticas de apoio à família • Políticas de apoio à primeira infância • Adequado acesso a serviços públicos • Suporte social por outros microsistemas como a escola, jardim de infância • Maior grau de escolaridade dos pais • Vantagens econômicas	Padrões demográficos e socioeconômicos como: • Mães adolescentes • Mães solteiras • Ausência do pai • Separações e divórcios • Pobreza • Desigualdade • Acesso restrito a políticas públicas, saúde, educação • Baixo nível de escolaridade da mãe • Violência

FONTE: Macana (2014).

O investimento na infância está diretamente vinculado ao desenvolvimento do capital humano. Mesmo que, inicialmente, essas intervenções possam representar um custo maior, elas levam a benefícios superiores aos inicialmente investidos. De acordo com o relatório do Fundo das Nações Unidas para a Infância (Unicef) (UNICEF, 2011), países que executaram políticas voltadas para famílias com crianças tiveram melhores resultados nos indicadores infantis e diminuição nos números de pobreza total. Ressalta-se, portanto, a importância de investimentos na primeira infância como estratégia de rompimento do ciclo da pobreza ou da pobreza crônica.

A pobreza crônica pode ser definida como uma situação em que um indivíduo é privado de suas capacitações por um longo período de tempo (McKAY; LAWSON, 2003). Também sobre a definição de pobreza crônica, Hulme e Shepherd (2003) argumentam que, quanto maior o tempo que se esteja vivendo em estado de pobreza, maior a probabilidade de se permanecer pobre durante o restante da vida.

A questão da cronicidade ou persistência da pobreza pode estar ligada a situações intergeracionais, ou seja, pais pobres irão criar filhos pobres que, na vida adulta, também estarão em situação de privações e assim sucessivamente, desenhando-se, dessa maneira, o ciclo da pobreza, que tende a se prolongar até que haja um rompimento por uma das gerações (BAGOLIN; ÁVILA; COMIM, 2012). O rompimento desse ciclo é dificultado quando se considera que crianças que nascem em uma situação de privação terão menos possibilidades para o desenvolvimento das habilidades cognitivas e sociais durante a primeira infância, crescendo, então, como adultos que terão mais chances de perpetuar o ciclo da pobreza.

Dessa forma, um diagnóstico da pobreza infantil é fundamental para se desenhar uma política pública eficiente. Além disso, verificar se as condições socioeconômicas adequadas estão sendo fornecidas, em especial, para crianças em situação de privação, é essencial para se romper o ciclo.

2.2 Método *fuzzy*

Até a década de 70, o estudo da pobreza limitava-se aos conceitos ligados a renda e gastos das famílias e dos indivíduos. Nesse contexto, a pobreza era puramente definida como uma linha monetária, em que os indivíduos eram classificados entre pobreza absoluta e pobreza relativa.

Conforme a Unicef (2011), o efeito das privações materiais e de bem-estar decorrentes da pobreza é agravado quando atinge crianças ainda em seu desenvolvimento físico e psicológico. Quando se olha para a pobreza infantil, as variáveis relativas a renda e consumo, apesar de muito importantes na identificação das vulnerabilidades, pouco dizem sobre as privações que as crianças enfrentam. As limitações dos indicadores de renda reforçam a importância de estudos multidimensionais para a pobreza infantil.

Em Costa e De Angelis (2008), são apresentados os passos considerados importantes para a construção de uma metodologia de mensuração multidimensional da pobreza. Primeiramente, é necessário identificar qual é a população objeto da pesquisa, ou seja, o espaço amostral tal que $A = (a_1, a_2, \dots, a_n)$, em que A representa a amostra de indivíduos ou famílias, sendo a_i cada observação com peso n_i . A seleção das variáveis para a análise multidimensional é feita considerando um vetor de atributos tal que $X = (X_1, X_2, \dots, X_m)$, de ordem m . Após decidir qual a amostra a ser estudada, a análise multidimensional requer um estudo multidisciplinar das variáveis utilizadas no modelo.

Escolhida a amostra de interesse e as variáveis a serem trabalhadas, o método *fuzzy* é utilizado para a mensuração da pobreza. Conforme os autores, essa abordagem permite: (a) medir a privação ou a pobreza dos domicí-

lios; (b) estimar um índice de pobreza médio da população e dos domicílios; e (c) medir a privação relativa e a pobreza correspondente a cada atributo definido em X .

Com base na metodologia de estimação do trabalho de Bastos e Machado (2009), o método *totally fuzzy*, abordado em Cheli e Lemi (1995), considera o bem-estar infantil por meio da constatação de privações nas seguintes dimensões: (a) educação, (b) saúde, (c) moradia e (d) integração social.

Assim, considerando k indicadores de condições de vida das dimensões acima, temos o vetor de variáveis $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_k)$ e $Aj_j = 1 \dots, k$ como os subconjuntos de indivíduos com privações em relação a α_j .

Para variáveis que caracterizam privação de maneira binária, ou seja, “ter ou não ter”, é atribuído 1 quando o indivíduo tem carências e 0 quando não tem carências. Já para variáveis contínuas, considera-se $\alpha_j^{(z)}$ tal que $z = 1, 2 \dots m$ em uma escala de privação $\alpha_j^{(1)} < \alpha_j^{(2)} \dots < \alpha_j^{(m)}$. Dessa forma, valores entre 0 e 1 irão significar a privação parcial, dada uma função de pertencimento conforme $\mu_{ej}(i)$.

$$\mu_{ej}(i) = \begin{cases} 0 \\ \mu_{Aj}(\alpha_j^{(z-1)}) + \frac{F_j(\alpha_j^{(z)}) - F_j(\alpha_j^{(z-1)})}{1 - F_j(\alpha_j^{(1)})} \end{cases} \quad (1)$$

sendo $F_j(\alpha_j^{(z)})$ a distribuição acumulada de $\alpha_j, j = 1 \dots, k$, e $\mu_{Aj}(\alpha_j^{(z-1)})$ a função de pertencimento, que considera que o indivíduo ou a família possui pelo menos uma privação.

Para agregar as diferentes privações α_j em um único indicador, é necessário incluir os pesos ω_j associados a cada α_j . Bastos e Machado (2009) utilizam a metodologia abordada em Ceroli e Zani (1990), em que:

$$\omega_j = \ln\left(\frac{1}{p_j}\right), \text{ sendo } p_j = \frac{\sum_{i=1}^n \mu_{Aj}}{n} \quad (2)$$

Dessa forma, é possível estimar o indicador CID para a amostra estudada, sendo:

$$CID = \sum_{i=1}^n \omega_j \bar{\mu}_j \quad (3)$$

3 Metodologia

Levando em consideração o impacto da pobreza sofrida na infância e a importância e os efeitos do ciclo da pobreza, é estimado o índice de privações a partir de dados amostrais dos domicílios (POF). Esse indicador foi

elaborado com base nas metodologias de estimação do trabalho de Bastos e Machado (2009) e no método *totally fuzzy*, abordado em Cheli e Lemi (1995). São consideradas como privações na infância as seguintes dimensões: educação, saúde, moradia e renda.

Após o cálculo dos valores relativos ao CID, é feita uma comparação entre diferentes características familiares e de questões socioeconômicas. A seleção dessas características leva em consideração a disponibilidade dos dados e a referência teórica sobre fatores de proteção abordados em Macana e Comim (2015).

Na primeira etapa da análise, é verificado se lares com crianças menores de seis anos possuem maiores chances de sofrerem privações. Para isso, é utilizado um modelo *logit* que estima a probabilidade de haver privações, considerando a existência ou não de indivíduos na primeira infância, em diferentes estruturas familiares. Como características do domicílio, são utilizadas as variáveis número de moradores e o sexo do chefe da família. Essas duas informações servem como *proxy* para demonstrar que, independentemente da organização familiar, lares com crianças na primeira infância têm maior probabilidade de sofrerem privações, o que colabora com o agravamento do ciclo da pobreza citado anteriormente.

Na segunda etapa, é comparado o CID de lares com crianças na primeira infância, considerando fatores de proteção abordados em Macana e Comim (2015). São utilizados fatores externos, como a escolaridade dos pais e o suporte social por microssistema (frequência em creches), além de fatores internos, como investimentos de recursos produtivos em materiais de aprendizagem.

3.1 Dados

Neste estudo, são utilizados os dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares dos anos de 2008-09 (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2010). Essa pesquisa é realizada a cada seis ou sete anos, desde 1995, e abrange todo o território nacional. Trata-se de um levantamento amostral realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), com o objetivo de investigar o padrão de consumo e os gastos da população brasileira, no qual os domicílios são acompanhados por 12 meses.

A POF abrange um total de 55.970 famílias, sendo que, dessas, 15.840 domicílios possuem integrantes com menos de seis anos de idade. São, portanto, 190.159 observações, sendo que 21.064 apresentam crianças com seis anos ou menos.

3.2 Modelo *logit*

A fim de verificar se lares com indivíduos na primeira infância possuem maiores chances de sofrerem privações, independentemente de características básicas dos domicílios, é calculado um modelo binário.

As funções *logit* e *probit* têm em comum o fato de a variável dependente ser qualitativa, com dois possíveis valores. As funções de ligação são dadas pelos inversos das distribuições acumuladas logística e normal.

No caso do modelo *logit*, a variável dependente é binária, ou seja, quando não há privação (0) e quando há privação (1). Dessa forma, o modelo estimado mostra quais as probabilidades de se possuir determinada característica, considerando determinadas variáveis independentes:

$$P(X) = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha + \beta_1 X_1)}} \quad (4)$$

em que $P(X)$ é a probabilidade — caso a privação da dimensão j do indivíduo ε seja igual a 1, há privação. Os β s representam variáveis que potencialmente influenciam a probabilidade para que haja, ou não, privação na dimensão estimada.

3.3 Índice de privações

As privações nas dimensões de educação, saúde, moradia e renda foram calculadas de forma a ser possível a agregação em um único indicador que possa representar o resultado das privações. Todas as dimensões são avaliadas entre 0 e 1, sendo que 1 representa total privação, e 0, a não privação dessa dimensão.

Quadro 2

Privações conforme as dimensões analisadas

	EDUCAÇÃO	SAÚDE	MORADIA	RENDA
1	Não possui determinada quantidade de anos de estudo.	Não possui escoadouro sanitário adequado.	Vive em condições identificadas como inferiores.	Renda <i>per capita</i> inferior a R\$ 140,00 mensais.
0	Possui determinada quantidade de anos de estudo.	Possui escoadouro sanitário adequado.	Vive em condições identificadas como superiores.	Renda <i>per capita</i> superior a R\$ 140,00 mensais.

As dimensões saúde e renda foram consideradas de maneira dicotômica, ou seja, o indivíduo apresenta privação (1) ou não apresenta (0). Já as variáveis educação e moradia consideraram um *ranking* de privações.

A dimensão educação foi dividida de forma que todos os indivíduos fossem avaliados de acordo com as suas idades e o tempo que frequentaram a educação formal. Assim, três classificações foram atribuídas entre 0 e 2:

- a) sem privação (0): indivíduos com mais de 10 anos de estudo, indivíduos entre 10 e 18 anos de idade com mais de 4 anos de estudo, indivíduos com menos de 10 anos de idade com 1 ou mais anos de estudo;
- b) privação parcial (1): indivíduos com mais de 18 anos de idade e entre cinco e nove anos de estudo, indivíduos entre 10 e 18 anos de idade com 1 a 3 anos de estudo;
- c) privação total (2): indivíduos com mais de 18 anos de idade e menos de quatro anos de estudo, indivíduos entre 10 e 18 anos de idade com menos de um ano de estudo, indivíduos com menos de 10 e mais de seis anos de idade com nenhum ano de estudo.

A dimensão moradia foi classificada de forma a analisar diferentes condições de alojamento. Foram considerados o tipo de domicílio, o material que predomina nas paredes, o material que predomina na cobertura, o material que predomina no piso e a existência de água canalizada, da seguinte forma.

- a) Tipo de domicílio:
 - Privação = 1 (categoria cômodo);
 - Privação = 0 (categoria casa ou apartamento).
- b) Material que predomina nas paredes:
 - Privação = 1 (categoria taipa não revestida, madeira aproveitada, palha ou outro material);
 - Privação = 0 (categoria alvenaria ou madeira para construção).
- c) Material que predomina na cobertura:
 - Privação = 1 (categoria palha, madeira aproveitada ou outro material);
 - Privação = 0 (categoria telha qualquer, laje de concreto, madeira para construção, chapa metálica ou madeira aproveitada).
- d) Material que predomina no piso:
 - Privação = 1 (categoria terra, madeira aproveitada ou outro material);
 - Privação = 0 (categoria carpete, cerâmica/lajota/pedra, madeira para construção ou cimento).
- e) Existência de água canalizada:
 - Privação = 1 (não possui);
 - Privação = 0 (possui).
- f) Existência de pavimentação na rua:

- Privação = 1 (não possui);
- Privação = 0 (possui).

A dimensão saúde foi analisada com relação à forma de escoamento sanitário. Se as categorias apresentam rede geral de esgoto, esgoto pluvial, fossa séptica ou fossa rudimentar, a dimensão é classificada como não privação (0). Se, nas categorias, o esgoto vai direto para rio, lago, mar ou assemelhados ou se não há escoamento sanitário, a dimensão é classificada como privação (1).

Após definidos os indicadores para as dimensões, então, quando não dicotômica, a privação é calculada de forma padronizada, tal que:

$$\mu_{\varepsilon j}(i) = \begin{cases} 0 \\ \frac{\mu_{\varepsilon j} - \mu_j^{Min}}{\mu_j^{Max} - \mu_j^{Min}} \end{cases} \quad (5)$$

sendo $\mu_{\varepsilon j}(i)$ a privação j do individuo ε padronizada entre $[0,1]$, com valor 1 quando existe privação total.

Após identificados os valores de cada privação, é necessário, então, conforme Cheli e Lemi (1995), agregar os indicadores e atribuir os respectivos pesos para a estimação. O CID foi estimado com a junção do peso ω_j e média $\bar{\mu}_j$:

$$p_j = \frac{\sum_{i=1}^n \mu_{\varepsilon j}}{n} \text{ ou } p_j = \bar{\mu}_j \quad (6)$$

Assim, p_j é a média do somatório dos indicadores de cada um dos indivíduos em cada uma das dimensões j .

$$\omega_j = \ln\left(\frac{1}{p_j}\right) \quad (7)$$

Já ω_j é o peso a ser considerado para cada uma das dimensões. O produto do peso ω_j e a média p_j resultam no CID, conforme a população a ser analisada.

$$CID = \sum_{i=1}^n \omega_j \bar{\mu}_j \quad (8)$$

São investigados os CIDs de acordo com características consideradas importantes para o desenvolvimento infantil. Dessa forma, é possível comparar as vulnerabilidades segundo características familiares.

4 Resultados e discussão

Os resultados apresentados mostram a probabilidade de privação, considerando características da estrutura familiar e os valores do CID agregados por categorias de gastos, hábitos e condições familiares.

As estimações na Tabela 1 e no Quadro 3 apresentam a probabilidade de privação na primeira infância baseadas em variáveis de estrutura familiar, como o número moradores e o sexo do chefe da família. Essas variáveis foram escolhidas para que se possa verificar se, independentemente da estrutura familiar, lares com crianças na primeira infância têm maior probabilidade de apresentar algum tipo de vulnerabilidade.

Tabela 1

Resultados *logit* e *probit* para a existência de privações — 2008-09

DISCRIMINAÇÃO	PRIVAÇÃO DE EDUCAÇÃO (X=1)		PRIVAÇÃO DE SAÚDE (X=1)		PRIVAÇÃO DE MORADIA (X=1)		PRIVAÇÃO DE RENDA (X=1)	
	Logit	Probit	Logit	Probit	Logit	Probit	Logit	Probit
Número de moradores (1)	0,0818	0,0489	0,5121	0,2875	0,686	0,3237	0,324	0,1873
Dummy chefe de família homem	0,1617	0,0981	0,2606	0,1325	0,3935	0,2643	-0,2242	-0,1328
Crianças > 6 anos	0,4179	0,2524	0,2764	0,1417	0,2838	0,1537	0,8193	0,4416
Constante	-1,9943	-1,1979	-3,2045	-1,7968	-2,5285	0,1132	-3,8206	-2,1887
Pseudo R ²	0,1356	0,1352	0,0909	0,0907	0,1489	0,0613	0,1899	0,1922

FONTE DOS DADOS BRUTOS: POF 2008-2009 (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2010).

NOTA: 1% de significância em todas as variáveis

(1) Média: 4,1 pessoas por domicílio. Desvio Padrão: 1,96.

Foram estimadas quatro regressões (equação 9), em que X é igual à privação nas dimensões educação, saúde, moradia e renda. Assim, se existe privação, a variável dependente é igual a 1 e, se não existe, a variável é igual a 0. A escolha pela estimação pelo modelo *logit*, em detrimento do modelo *probit*, foi feita por simples conveniência dos resultados, que foram muito similares, além de o modelo *logit* ter apresentado um melhor valor explicativo em três das quatro regressões (Pseudo R²).

Foi verificada a relação binária entre as variáveis β_1 (quantidade de moradores do domicílio), β_2 (*dummy* para famílias com chefes homens), β_3 (*dummy* para famílias com crianças na primeira infância) e β_n (variável de controle — *dummies* de estado e idade, quando a privação analisada não era comum para todos os residentes do domicílio, como na educação).

$$P(X) = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha + \beta_1 N \text{Moradores} + \beta_2 \text{DummyChefe} + \beta_3 \text{DummyCrianças} + \beta_n X_n)}} \quad (9)$$

A partir das estimativas do modelo *logit* para toda a amostra de domicílios da POF, os resultados mostram que, nos domicílios onde há crianças menores de seis anos, existe uma maior probabilidade de haver privação nas dimensões estudadas (X = 1). O número de moradores no mesmo do-

micílio também tem relação positiva com a privação, ou seja, quanto mais moradores, maior a chance de o domicílio ser privado de recursos nas dimensões estudadas. Com relação ao sexo do chefe de família, nos domicílios onde o chefe é do sexo masculino, há maior probabilidade de privações nas dimensões educação, saúde e moradia.

Com base no modelo *logit*, é possível calcular a probabilidade de haver privação considerando a presença das variáveis. Conforme o Quadro 3, pode-se constatar que famílias de quatro membros (número médio de pessoas) em que o chefe é do sexo feminino e que não possuem crianças menores de seis anos têm menores chances de privação em educação (15,88%), saúde (23,94%) e moradia (55,37%). A probabilidade de privação na dimensão renda, entretanto, ocorre quando o chefe é do sexo masculino e o domicílio não possui crianças menores de seis anos (6,02%).

Quadro 3

Resultados *logit* para a existência de privações — 2008-09

DISCRIMINAÇÃO	PRIVAÇÃO DE EDUCAÇÃO	PRIVAÇÃO DE SAÚDE	PRIVAÇÃO DE MORADIA	PRIVAÇÃO DE RENDA
* 4 moradores * Chefe de família do sexo masculino * Com criança menor de seis anos	25,21%	35,00%	70,95%	12,68%
* 4 moradores * Chefe de família do sexo feminino * Com criança menor de seis anos	22,28%	29,32%	62,23%	15,38%
* 4 moradores * Chefe de família do sexo masculino * Sem criança menor de seis anos	18,16%	29,00%	64,77%	6,02%
* 4 moradores * Chefe de família do sexo feminino * Sem criança menor de seis anos	15,88%	23,94%	55,37%	7,42%

FONTE DOS DADOS BRUTOS: POF 2008-2009 (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2010).

Os resultados reforçam a preocupação com o desenvolvimento durante a primeira infância, já que domicílios onde existem crianças menores de seis anos têm maior probabilidade de sofrerem privações em todas as dimensões apontadas, independentemente de características importantes da estrutura da família.

Considerando que os anos iniciais têm um impacto maior sobre o desenvolvimento humano, uma maior probabilidade de privação nesses domicílios é um resultado negativo para o rompimento do fenômeno de cronicidade da pobreza.

Também é interessante observar que, apesar de domicílios com chefes de família do sexo feminino estarem mais susceptíveis à privação na dimen-

são renda, esse fenômeno não se observa nas outras dimensões, em que a probabilidade diminui.

Na Tabela 2, são apresentados os resultados relativos aos domicílios com crianças com menos de seis anos, considerando a CID agregada de acordo com condições socioeconômicas. Para isso, foram analisadas as seguintes variáveis: (a) educação do responsável pela família¹, (b) frequência à creche e (c) características de consumo. O resultado do indicador, que vai de 0 a 1, deve ser interpretado de maneira que, quanto menor o índice, menor o nível de privações da amostra, ou seja, quanto mais perto de zero, melhor qualitativamente o índice de privação.

Com relação à educação do chefe da família, o indicador mostra que, entre crianças que possuem como pessoa de referência alguém que não sofreu privação na dimensão educação, o CID é de 0,281, superior qualitativamente ao indicador de crianças que possuem como referência familiar pessoas com privação na dimensão educação (0,3450). Isso demonstra que as crianças que estão em situação de carência não habitam lares onde os responsáveis têm acesso à educação formal. Chefes de família com menor educação irão proporcionar menor incentivo para a educação dos filhos, uma característica comum em situações de pobreza crônica.

Os resultados relativos à criança frequentar ou não a creche apresentaram números bem distintos. Quando se consideram crianças que frequentam creches particulares, o indicador de privação é o menor apresentado nos resultados: 0,1785, já com relação às crianças que frequentam creches públicas, o resultado é de 0,3045. As crianças que já frequentaram creches e as que não frequentaram creches possuem os indicadores de 0,2865 e 0,3141 respectivamente. Os números indicam que as crianças que possuem maior nível de privação também são crianças que não têm nenhum acesso aos cuidados provenientes da educação infantil básica. Considerando que a creche oferece os cuidados básicos necessários durante a primeira infância, o fato de crianças em situação de privação não frequentarem creche é um agravante, quando se pensa nas condições de estímulo para o desenvolvimento infantil.

Com relação aos gastos domiciliares, foram avaliadas duas categorias: famílias que têm gastos com produtos que não trazem nenhum benefício para a primeira infância e famílias que têm gastos com brinquedos, roupas infantis, material didático e esporte.

Relativamente aos gastos com bebida e jogos, os dados não apontam que crianças sofrem maiores privações nessas famílias. Já com referência

¹ A média do CID dessa categoria só possui as privações saúde, moradia e renda, já que, para crianças menores de seis anos, a educação já é referenciada como a do chefe de família.

às famílias com gastos com fumo, existe um melhor CID médio quando não há esse dispêndio.

Tabela 2

O *composite index of deprivation* (CID) de crianças menores de seis anos no Brasil — 2008-09

VARIÁVEL	CID MÉDIO	CID RENDA	CID EDUCAÇÃO	CID MORADIA	CID SAÚDE
Educação do responsável (1)					
Privação total	0,3450	0,3545	-	0,3244	0,356
Sem privação	0,2817	0,3378	-	0,2401	0,2672
Creche					
Não frequenta	0,3116	0,3553	0,3241	0,2671	0,2997
Já frequentou	0,2849	0,3369	0,3456	0,2314	0,2256
Frequenta creche pública	0,3033	0,3582	0,3076	0,2579	0,2896
Frequenta creche particular	0,1805	0,1387	0,3458	0,1245	0,1134
Gastos domiciliares					
Há gastos com bebidas alcoólicas	0,2916	0,3088	0,3442	0,2432	0,2703
Não há gastos com bebidas alcoólicas	0,3051	0,351	0,3318	0,2535	0,2843
Há gastos com fumo	0,3107	0,3613	0,2928	0,2787	0,3102
Não há gastos com fumo	0,3008	0,3429	0,3417	0,2445	0,2743
Há gastos com jogos	0,2641	0,2914	0,3585	0,1926	0,2139
Não há gastos com jogos	0,3088	0,3634	0,2804	0,2806	0,3108
Há gastos com brinquedos	0,2816	0,2972	0,367	0,2257	0,2467
Não há gastos com brinquedos	0,3141	0,3658	0,3038	0,2721	0,3072
Há gastos com material didático	0,2516	0,2496	0,3677	0,1785	0,2106
Não há com material didático	0,3080	0,3639	0,2772	0,2807	0,3103
Há gastos com esportes	0,2506	0,2457	0,3676	0,1921	0,1969
Não há com esportes	0,3093	0,3548	0,3304	0,2597	0,2921
Há gastos com roupas infantis	0,2997	0,3369	0,3413	0,2454	0,2752
Não há com roupas infantis	0,3101	0,3632	0,3193	0,2668	0,2985

FONTE DOS DADOS BRUTOS: POF 2008-2009 (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2010).

(1) Conforme respostas da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF).

Quando agregados os dados de famílias que possuem gastos com esportes, brinquedos, roupas infantis e material escolar e didático, é visível que, nas famílias com melhor CID, há gastos com esses artigos. Os resultados relativos a gastos com brinquedos demonstram que famílias com nenhum gasto no item possuem um CID pior qualitativamente. O índice é de 0,2828 nas famílias com crianças menores de seis anos em que há gastos com brinquedos e de 0,3141 nas em que não há. Os gastos com material didático e esporte também apresentam uma diferença entre as privações das famílias em que há e em que não há esses gastos: 0,2516 e 0,2506 contra 0,3112 e 0,3093. Esse fato alerta para os estímulos que são disponi-

bilizados para as crianças com maiores níveis de privação. Levando em consideração o estudo desenvolvido pelo Núcleo Ciência pela Infância (2014) é de se esperar que, no período de maior plasticidade cerebral, o gasto em itens como brinquedos e esportes estimule e forneça maiores chances de desenvolvimento para as crianças. Quando se pensa em crianças que já passam por privações, o estímulo pode ser ainda mais importante no rompimento do ciclo da pobreza.

O resultado final das privações apresenta o valor de 0,2764, que corresponde ao indicador geral da amostra analisada nas quatro dimensões (moradia, 0,2208, saúde, 0,2438, renda, 0,2792 e educação, 0,3618).

5 Considerações finais

O presente trabalho mostra a importância da primeira infância no desenvolvimento humano e qual o impacto disso no rompimento do ciclo da pobreza. Além disso, apresenta referências da influência da família sobre o desenvolvimento infantil.

Os resultados da estimação *logit* mostraram que, nos domicílios onde existem crianças menores de seis anos, há maior probabilidade de privação em todas as dimensões apontadas. A probabilidade é ainda maior quando há mais moradores e quando há chefe de família do sexo masculino, com exceção da dimensão renda, em que chefes de família do sexo feminino aumentam a probabilidade de privação. Fica claro, entretanto, que, independentemente da estrutura familiar, lares com crianças menores de seis anos possuem maior probabilidade de apresentarem privações. Esse resultado mostra que as crianças têm mais chances de sofrerem privações em um período importante para o seu desenvolvimento, o que pode aprofundar o ciclo da pobreza e dificultar o desenvolvimento social e econômico do País.

Na segunda etapa do trabalho, foi apontado que, em domicílios com crianças menores de seis anos, as chances de privação são ainda maiores em residências em que o chefe da família não possui educação formal, as crianças não frequentam creches e não há gastos com atividades esportivas, brinquedos, materiais didáticos e roupas infantis.

Em resumo, o estudo demonstrou que crianças menores de seis anos têm maiores chances de estarem em situação de privação. Nesse caso, há evidências, a partir dos gastos domiciliares, que elas possuem menos estímulos para o desenvolvimento. Dessa forma, fatores de risco apresentados por Macana e Comim (2015) podem ser potencializados, agravando a perpetuação do ciclo de pobreza no País.

Referências

BAGOLIN, I. P.; ÁVILA, R. P.; COMIM, F. V. Pobreza extrema e seus tríplices fundamentos: profundidade, persistência e multiplicidade. **Revista de Economia**, Curitiba, v. 38, n. 1, p. 167-188, 2012.

BASTOS, A.; MACHADO C. Child poverty: a multidimensional measurement. **International Journal of Social Economics**, [S.l.], v. 36, n. 3, p. 237-251, 2009.

CHELI, B.; LEMMI, A. A 'totally' fuzzy and relative approach to the multidimensional analysis of poverty. **Economic Notes**, [S.l.], v. 24, n. 1, p. 115-134, 1995.

COSTA, M; DE ANGELIS, L. The multidimensional measurement of poverty: a fuzzy set approach. **Statistica**, Bologna, v. 68, n. 3-4, p. 303-319, 2008.

HECKMAN, J. Schools, skills, and synapses. **Economic Inquiry**, Long Beach, v. 46, n. 3, p. 289-324, 2008.

HULME, D.; SHEPHERD, A. Conceptualizing chronic poverty. **World Development**, Oxford, v. 31, n. 3, p. 403-423, 2003.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008-2009 — POF**. Rio de Janeiro, 2010.

MACANA, E. C. **O papel da família no desenvolvimento humano: cuidado na primeira infância e a formação das habilidades cognitivas e socioeconômicas**. 2014. 191 f. Tese (Doutorado) — Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2014.

MACANA, E. C.; COMIM, F. O papel das práticas e estilos parentais no desenvolvimento da primeira infância. In: PLUCIENNIK, G. A.; LARAZZARI, M. C.; CHICARO, M. F. (Org.). **Fundamento da família como promotora do desenvolvimento infantil: parentalidade em foco**. São Paulo: Fundação Maria Cecília Souto Vidigal, 2015. p. 34-47.

McKAY, A.; LAWSON, D. Assessing the extent and nature of chronic poverty in low income countries: issues and evidence. **World Development**, Oxford, v. 31, n. 3, p. 425-439, 2003.

NÚCLEO CIÊNCIA PELA INFÂNCIA. Comitê Científico. **O impacto do desenvolvimento na primeira infância sobre a aprendizagem.** [S.l.], 2014. (Estudo, n. 1). Disponível em: <<http://www.ncpi.org.br>>. Acesso em: 3 abr. 2016.

NUSSBAUM, M. C. **Frontiers of justice: disability, nationality and species membership.** Cambridge, MA: The Belknap Press of Harvard University Press, 2006.

UNICEF. **A multidimensional approach to meauring child poverty.** [S.l.], 2011. (Social and Economic Policy Working Briefs). Disponível em: <https://www.unicef.org/socialpolicy/files/A_Multidimensional_Approach_to_Measuring_Child_Poverty%282%29.pdf>. Acesso em: 3 abr. 2016.

A pobreza no Rio Grande do Sul: evidências a partir de uma análise multidimensional do período 2007-14^{*}

Andréa Ferreira da Silva^{**}

Jair Andrade Araujo^{***}

Eryka Fernanda Miranda Sobral^{****}

Janaildo Soares de Sousa^{*****}

Doutoranda em Economia pela
Universidade Federal da Paraíba (UFPB)
Professor Adjunto do Curso de Mestrado
em Economia Rural na Universidade
Federal do Ceará (UFC)
Doutoranda em Economia pela UFPB

Doutorando em Desenvolvimento e Meio
Ambiente pela UFC

Resumo

O presente artigo tem como objetivo apresentar novas perspectivas para a compreensão da pobreza multidimensional no Estado do Rio Grande do Sul, nos anos de 2007 a 2014. Como metodologia, utilizou-se a proposta dos autores Bourguignon e Chakravarty (2003), que apresentam uma forma alternativa de medir a multidimensionalidade da pobreza. Os resultados das seis dimensões analisadas revelaram uma redução da proporção de pobres multidimensionais na população gaúcha, de 22,57% em 2007 para 19,90% em 2014. Nas análises isoladas das regiões metropolitana, urbana e rural, verificou-se que a pobreza foi mais intensa na área rural. Na análise de grupos etários, constatou-se que o grupo dos idosos foi o dos indivíduos com mais privações, principalmente devido a um maior déficit na saúde.

^{*} Artigo recebido em jul. 2016 e aceito para publicação em out. 2017.

 Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição Não Comercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Este trabalho foi apresentado no 8.º Encontro de Economia Gaúcha.

Revisora de Língua Portuguesa: Elen Jane Medeiros Azambuja

^{**} E-mail: andrea.economia@yahoo.com.br

^{***} E-mail: jaraujoce@gmail.com

^{****} E-mail: fmsobral@hotmail.com

^{*****} E-mail: janaildo18@hotmail.com

Palavras-chave

Pobreza multidimensional; privação; gap

Abstract

This article aims to present new perspectives for the understanding of multidimensional poverty in the State of Rio Grande do Sul, between 2007 and 2014. The authors used the indices introduced by Bourguignon and Chakravarty (2003), which present an alternative way to measure the multidimensionality of poverty. The results of the six dimensions analyzed showed a reduction in the proportion of the multidimensional poor in the state's population from 22.57% in 2007 to 19.90% in 2014. For the analysis of the isolated metropolitan, urban and rural areas, it was found that poverty was more severe in the countryside. As regards the analysis of the age groups, the elderly were the most deprived, mainly due to their larger deficit in terms of health.

Keywords

Multidimensional poverty; deprivation; gap

Classificação JEL: c01, i32

1 Introdução

O problema da pobreza em um país é, em geral, decorrente de políticas macroeconômicas inconsistentes que, acumuladas ao longo do tempo, levam à estagnação, ao desemprego e à queda de investimentos na economia. Uma das consequências disso se reflete no baixo crescimento econômico, que agrava ainda mais a pobreza.

Conforme informações coletadas pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), o Estado do Rio Grande do Sul (RS) encontra-se na região com as menores taxas de extrema pobreza no Brasil, registrando, para os anos de 2004, 2011 e 2014, taxas nos valores de 3,1%, 1,7% e 1,1% respectivamente. Entretanto, comparando o RS com os demais estados, a partir do **Censo Demográfico 2010**, do Instituto Brasileiro de Geo-

grafia e Estatística (2016), ele se encontrava na 21.º posição com relação à proporção de pessoas extremamente pobres, num total de 1,90%, superando apenas o resultado dos Estados do Paraná, do Rio de Janeiro, de Goiás, de São Paulo, de Santa Catarina e o Distrito Federal, com proporções de pessoas extremamente pobres de 1,80%, 1,70%, 1,70%, 1,10%, 0,90% e 0,90% respectivamente.

Com base nos estudos do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (2016), pode-se constatar que, de 2007 a 2014, a taxa de extrema pobreza caiu 62,29% no Estado, que foi o segundo da Região Sul que mais reduziu pobreza, em comparação com Santa Catarina e Paraná, que também apresentaram redução de, respectivamente, 38,70% e 62,65%. Porém, tais resultados levam em consideração a pobreza de uma forma unidimensional, apenas pela ótica da renda, sem considerar aspectos relacionados à privação de demais fatores para uma boa qualidade de vida.

Com efeito, constata-se a relevância do tema aqui abordado por meio do expressivo volume de artigos científicos produzidos pelas mais diversas instituições no Estado do Rio Grande do Sul. Uma das principais variáveis, se não a maior, da causa da pobreza se relaciona à renda domiciliar *per capita*. No entanto, poucos são aqueles que tratam a pobreza enquanto fenômeno multidimensional, a saber, Comim e Bagolin (2002), Picoletto (2005), Brites, Marin e Rohenkohl (2015), Comim *et al.* (2006), Bagolin *et al.* (2007), Martins e Wink Junior (2013) e Avila e Bagolin (2014), todos concluindo em comum que a renda não é um indicador completo de qualidade de vida.

Salienta-se que, em meados da década de 80, a pobreza era apresentada como um fenômeno multidimensional. Nessa abordagem, para definir os pobres de uma determinada população ou região, além da análise de informações sobre a renda, consideravam-se, também, características sociais, culturais e políticas que influenciavam o bem-estar dos indivíduos. Decorre daí a necessidade de ampliar as análises da pobreza no Estado do Rio Grande do Sul, agora não mais apenas pela ótica da renda. Dessa forma, é necessário que se focalize o estudo das necessidades básicas e se atribua à definição de pobreza um caráter multidimensional.

Assim sendo, o presente trabalho se propõe a apresentar novas perspectivas para a compreensão da pobreza multidimensional no Estado do Rio Grande do Sul, para os anos de 2007 a 2014, considerando outras dimensões além da renda. A ideia é auxiliar políticas públicas centradas na diminuição da pobreza e na consequente aceleração do processo de desenvolvimento. Acredita-se fortemente que os resultados do exercício empírico poderão servir para uma discussão sobre o estudo de pobreza multidimensional.

mensional, inclusive em outros estados da Região Sul do Brasil, por eles apresentarem características semelhantes ao estado analisado.

Apesar da existência de outros estudos sobre o tema, o diferencial desta pesquisa é que nela se consideram — além de diversos indicadores que mensuram a pobreza multidimensional, na dimensão educação, por exemplo — as prerrogativas da Lei de Diretrizes e Bases da Educação (Lei 9.394/1996). Segundo essa lei, existe um nível de escolaridade mínimo requerido para uma determinada faixa etária dos estudantes. No entanto, isso não foi contemplado em estudos anteriores. Logo, este artigo pode ser visto como complemento aos demais estudos existentes sobre a pobreza.

A metodologia apresentada foi construída por Bourguignon e Chakravarty (2003) e detalhada por Mideros (2012)¹. Apresenta-se uma forma alternativa de medir a pobreza ao especificar uma linha de pobreza para cada dimensão.

As informações foram construídas por meio da PNAD. Serão sete os anos estudados: de 2007 a 2014. A justificativa para a escolha desse período se deu em razão dos dados divulgados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), segundo os quais, em 2013, a proporção de indivíduos em situação de miséria, no Brasil, cresceu pela primeira vez em 10 anos, estimando-se que mais de 10 milhões de pessoas viviam em situação de extrema pobreza, apesar de, nas últimas décadas, a administração pública do País ter concebido e implementado diferentes programas de combate à pobreza, com destaque para a formulação e execução de políticas redistributivas de renda.

O artigo está dividido em cinco seções. Inicialmente, na segunda seção, serão discutidas a pobreza multidimensional, suas abordagens, sua determinação e algumas evidências. Na terceira seção, apresentam-se a base de dados e a construção das dimensões utilizadas. Na quarta seção, especifica-se a metodologia. Na quinta seção, são analisados os resultados do modelo e, na última, são apresentadas as principais conclusões.

¹ A propósito, Mideros (2012) não está referenciado nos demais trabalhos.

2 Referencial teórico e empírico

2.1 Pobreza multidimensional: abordagem das necessidades básicas e abordagem das capacitações

A pobreza é um tema que vem ganhando espaço nas ciências sociais, em particular, na ciência econômica. Ligada à questão do desenvolvimento econômico, o seu estudo tem avançado em direção a uma visão mais complexa do conceito e dos métodos de mensuração. Todas as definições de pobreza contêm algum elemento subjetivo e discricionário. Conceitos diferentes exigem métodos e indicadores de mensuração diferentes e, portanto, resultam na identificação de diferentes indivíduos como pobres. Parte-se do princípio de que a noção de pobreza se refere a algum tipo de privação, que pode ser somente material ou incluir elementos de ordem cultural e social, mediante os recursos disponíveis a uma pessoa ou a uma família.

Com isso, desde a década de 70, proliferaram investigações acerca da adoção da perspectiva unidimensional no estudo da pobreza. A partir de então, a ideia era incorporar à pobreza e a seus meios de medidas dimensões não monetárias e particularmente sociais e políticas (SALAMA; DESTREMAU, 1999). Esse movimento se intensificou, o que permitiu naturalmente que o enfoque multidimensional da pobreza ganhasse espaço no debate, embora não fosse predominante.

Bourguignon e Chakravarty (2003) afirmam que o conceito de pobreza multidimensional passou a existir, de fato, quando os observadores sociais e tomadores de decisões políticas definiram um limite de pobreza em cada dimensão, como renda, saúde, educação, entre outras. Assim, a pobreza pode ser considerada uma falha em alcançar um nível mínimo aceitável de diferentes atributos monetários e não monetários imprescindíveis à subsistência de um padrão de vida.

No estudo multidimensional da pobreza, cabe ressaltar a importância de duas abordagens: a das necessidades básicas e a das capacitações. A primeira passou a se destacar desde metade da década de 70, apresentando conceitos distintos nas mais diversas áreas, ligados não apenas à ideia de carência ou falta, mas também a do que é indispensável ou inelutável.

Na concepção de Gough e Doyal (1991), a abordagem das necessidades básicas se consolida na ocorrência de sérios danos à vida material dos homens. Entende-se por “sérios danos” a possibilidade de existirem impedimentos aos seres humanos tanto na sua vida física quanto nas suas condições sociais.

Da mesma forma, para Max-Neef (1998), a necessidade básica é uma condição indispensável ao funcionamento natural da vida e ao que acontece ao seu redor. O autor afirma que os seres humanos dividem as mesmas necessidades tanto materiais quanto imateriais, contudo, cada um, em sua cultura e seu período histórico distinto. Assim, é importante diferenciar as necessidades básicas das estratégias utilizadas para satisfazê-las.

Nesse sentido, Salama e Destremau (1999) detalham a abordagem das necessidades básicas na definição de pobreza, ao considerar essencial o acesso a alguns bens, sem os quais os cidadãos não seriam capazes de usufruir uma vida minimamente digna, como água potável, rede de esgoto, coleta de lixo, acesso a transporte público e educação, que são bens imprescindíveis para que os indivíduos possam levar uma vida saudável e tenham chances de inserção na sociedade.

Rocha (2006) declara que essa abordagem significa ir além daquelas definições de alimentação ou nutrição, para, assim, incorporar uma noção mais ampla das necessidades humanas, tais como educação, saneamento, habitação. Essa noção de pobreza abrange outros aspectos da vida cotidiana dos indivíduos pelo simples fato de que eles não apenas se alimentam, mas também se relacionam e trabalham, tendo, portanto, uma vida social.

Já com relação à abordagem das capacitações, a década de 90 marca o início dessa discussão. Lacerda (2009) destaca os trabalhos do economista Amartya Sen, que são um ponto de inflexão na formulação dessa teoria. Sen (1993) explora uma linha particular do bem-estar, demonstrando suas vantagens para que os seres humanos alcancem valiosas ações ou realizem adequados estados de existência, sendo notória a preocupação dessa abordagem com o combate à pobreza. Ela traz, portanto, contribuições importantes para a teoria do bem-estar social e do desenvolvimento socioeconômico, fundamentada nos princípios da liberdade e da igualdade.

Ao se destacar por ser uma abordagem não utilitarista da pobreza, a abordagem das capacitações é uma vertente particular do desenvolvimento, segundo a qual a liberdade é um elemento substantivo básico na vida das pessoas. Entende-se que os indivíduos têm o direito de praticar suas liberdades e fazer respeitar seus direitos e busca-se analisar as diferentes formas de acesso aos recursos privados e coletivos, ou seja, ressaltam-se não apenas os direitos sociais, mas também os direitos civis e políticos (SILVA, 2009).

Conforme Kuklys (2005), a abordagem das capacitações opera claramente em dois níveis. O primeiro diz respeito à realização do bem-estar que é mensurado em termos de “funcionamentos”. Os funcionamentos refletem vários acontecimentos ou bens que um indivíduo pode considerar valioso fazer ou ter. O segundo diz respeito ao potencial de bem-estar que é esti-

mado em termos de “capacidades”. O alvo deve ser a capacidade dos indivíduos de satisfazer importantes funcionamentos até certo nível minimamente adequados e também a satisfação das necessidades humanas para além das diferenças culturais históricas (SILVA, 2009). Conforme Bourguignon e Chakravarty (2003), o bem-estar é intrinsecamente multidimensional sob o ponto de vista das capacitações e funcionamentos. Isso porque os funcionamentos são minuciosamente motivados por atributos, como capacidade de ler e escrever, expectativa de vida, entre outros, e não apenas pela renda.

A abordagem das capacitações não é outra senão aquela que diz respeito ao desenvolvimento, o que transfere o foco de análise da acumulação de capital para a análise dos indivíduos e seu conjunto de capacitações. A renda passa a ser apenas um dos meios e não o fim do desenvolvimento.

Por fim, a abordagem das necessidades básicas (pioneira nessa discussão) e a das capacitações (discussão em torno das necessidades básicas, funcionamentos e capacidade) reforçam o enfoque do estudo da pobreza multidimensional, ou seja, enfatizam que as necessidades sociais vão além das condições monetárias e que, assim, as políticas devem ser destinadas a expandir as liberdades individuais, dessa maneira, fornecendo melhores condições de vida à população. O escopo dessa abordagem não se restringe à análise da pobreza, mas também traz contribuições importantes à teoria do bem-estar social e à teoria do desenvolvimento socioeconômico, relacionando-se não apenas às variáveis econômicas, mas, também, às variáveis culturais e políticas.

Nesse contexto, e diante da importância das abordagens das necessidades humanas básicas e das capacitações para a eliminação da pobreza e para o processo de desenvolvimento, este estudo discutirá diversos indicadores na definição da pobreza multidimensional no Rio Grande do Sul.

2.2 Pobreza multidimensional no Estado do Rio Grande do Sul: algumas evidências

O Rio Grande do Sul, conforme Cancian, Vidigal e Vidigal (2013), é um estado que se encontra presente na segunda região menos pobre do País e destaca-se como um dos mais industrializados e economicamente desenvolvidos. Porém, segundo Comim e Bagolin (2002), de modo geral, e comparado com as demais unidades federativas (UFs) brasileiras, ele pode não se destacar como um estado de elevada pobreza monetária, mas, como qualquer outro, apresenta uma população relativamente pobre. Em 2014, conforme dados da PNAD, aproximadamente oito milhões de indivíduos de

sua população se encontravam na condição de extrema pobreza. Esse fato tem levado alguns autores a investigarem a presença de pobreza multidimensional na referida unidade federativa.

Dessa forma, como exemplo da inquietação mencionada anteriormente, tem-se o trabalho de Comim e Bagolin (2002), que, com o objetivo de traçar um perfil da população pobre no Estado do Rio Grande do Sul, concluiu que essa não pode ser reduzida apenas ao aspecto monetário, mas que apresenta um caráter multidimensional a partir da privação de capacidades básicas. Diante disso, os autores realizaram uma análise relativa da pobreza, comparando os 20 municípios gaúchos em melhores condições de vida e os 20 em piores condições, conforme o Índice Social Municipal Ampliado (ISMA). Comim e Bagolin observaram que altos níveis de pobreza associados a maiores níveis de desigualdade são mais visíveis por meio do comportamento de outras variáveis que não a renda, como a taxa de mortalidade infantil e o acesso à justiça. Tal evidência os levou a sugerir que, para o Estado do RS, a pobreza analisada em termos multidimensionais é maior do que a pobreza sugerida apenas unidimensionalmente pela falta de renda.

Brites, Marin e Rohenkohl (2015) investigaram a incidência da pobreza, com base na teoria dos conjuntos *fuzzy*, com a justificativa de que, mesmo o Rio Grande do Sul não sendo considerado pobre em comparação com os outros estados brasileiros, há muitas pessoas que ainda estão próximas da condição de pobreza como resultado da privação em diferentes dimensões. Assim, construíram um índice *fuzzy* de pobreza (IFP), que permitiu a análise da pobreza relativa entre os municípios gaúchos, com base no **Censo Demográfico 2010**, disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Esse índice leva em consideração quatro dimensões: condições de moradia, trabalho e renda, acesso ao conhecimento e educação e saúde, de forma a não apenas identificar quem são os pobres, como na lógica binária, mas também utilizar graus de proximidade com a pobreza, ou seja, consegue captar o “quão pobre é o município” e/ou em qual dimensão possui uma maior aproximação com a situação de pobreza. Os resultados do IFP mostram que a dimensão que mais apresenta privação é a que se refere a trabalho e renda, seguida das dimensões acesso ao conhecimento e educação e saúde e, por último, condições de moradia, sugerindo a necessidade de políticas públicas que não foquem apenas a insuficiência de renda, mas também atentem para a ausência de serviços essenciais, como educação de qualidade, atendimento de saúde pública, boas condições de moradia, água potável e segurança.

Comim *et al.* (2006), levantando críticas sobre indicadores secundários, aplicaram questionários à população da cidade de Porto Alegre-RS, basea-

dos em indicadores com uma perspectiva multidimensional, como saúde (ausência de doenças, não consumo de cigarros e visita a dentistas), nutrição (consumo de frutas, legumes, verduras e carne), educação (anos de estudo, aprovação e número de livros lidos), conhecimento (capital do Brasil, período do mandato do Presidente, partidos do Presidente, Governador e Prefeito e lógica), participação (atividades coletivas do bairro e reuniões do orçamento participativo), amizade e confiança, solidariedade (ajuda consulta e ajuda financeira) e liberdade e satisfação. Com isso, objetivaram verificar se a pobreza pode ser diminuída, mesmo que a renda das pessoas não seja alta, por meio de políticas públicas específicas que levem em consideração essas outras dimensões. Os autores concluíram que, para o Município de Porto Alegre, com base nas privações mais expressivas dos entrevistados, há necessidade de políticas de prevenção de doenças graves e de saúde bucal e de melhoria do ensino, para aumentar o nível de escolaridade, diminuir as reprovações e aumentar a leitura.

Por sua vez, Cancian, Vidigal e Vidigal (2013), com o objetivo de analisar a distribuição espacial da pobreza e da desigualdade de renda na Região Sul do Brasil, no período de 1991 a 2000, levaram em consideração a pobreza unidimensional, com foco monetário. Os autores constataram a existência de autocorrelação espacial positiva entre os municípios da região, isto é, os municípios gaúchos demonstraram haver dependência espacial da pobreza e da desigualdade; porém, no Rio Grande do Sul, a formação de *clusters* do tipo alto-alto ocorreram em menores áreas do que no Paraná, indicando que municípios de maior nível de pobreza não se encontram concentrados em uma determinada localidade.

Como pode ser visto, essa não é uma discussão inédita para o Estado do Rio Grande do Sul. Com a proposta de corroborar a ideia de que a pobreza é do tipo multidimensional, este estudo pode ir mais além dos demais, ao levar em consideração mais do que apenas quatro dimensões, como analisado por grande parte dos estudos relatados nesta seção, mas seis, que serão apresentadas a seguir.

3 Base de dados e construção das dimensões

A fonte de dados utilizada para a construção dos indicadores e dimensões que compõem a pobreza multidimensional foi a PNAD referente aos anos de 2007 a 2014. Neste trabalho, foram consideradas seis dimensões na elaboração de um indicador multidimensional (ver Quadro 1). Nota-se, além das seis dimensões, 22 variáveis derivadas a partir das variáveis origi-

nais extraídas das PNADs. Elas foram escolhidas com base na revisão da literatura acerca da temática da pobreza, tanto sob o enfoque da teoria das necessidades básicas quanto da teoria das capacidades.

No Quadro 1, estão os indicadores $X_{i,k}^l$ construídos para $i=\{1,2,...,n\}$ pessoas, $j=\{1,2,...,h\}$ domicílios e $k=\{1,2,...,m\}$ dimensões. Todos os indicadores têm um valor máximo de 1 (sem privação) e um mínimo de 0 (com privação total). Os indicadores são definidos entre 0 e 1 para reduzir os problemas de descontinuidade, mas são limitados pela informação disponível. Com o fim de obter diferentes conjuntos de dados categóricos, estabeleceram-se diferentes níveis equidistantes (ou seja, os indicadores são ordinais).

Os indicadores se agregam em cada dimensão sobre a base da seguinte função: $X_{i,k} = g_k(X_{i,k}^1, ..., X_{i,k}^p)$ para as variáveis $l=\{1, ..., p\}$, em que a função $g_k(.)$ é específica de cada dimensão k . Para identificar o nível de privação de cada dimensão, a reformulação dos índices se realiza utilizando-se a formula: $\hat{X}_{i,k} = 1 - X_{i,k}$, em que o nível de privação $\hat{X}_{i,k}$ é interpretado como sendo o *gap* relativo entre o nível individual de X_k e o limiar da privação $z_k = 1$, com um valor máximo de 1 (com privação total) e um mínimo de 0 (sem privação).

A dimensão 1 engloba alimentos e água. A variável água mede se há abastecimento apropriado na moradia. Já a primeira captura a capacidade de compra de alimentos, por meio da condição monetária, fazendo uma relação da renda *per capita* do indivíduo com a linha de pobreza utilizada. As linhas de pobreza usadas são do Instituto de Estudo do Trabalho e Sociedade (IETS) e foram elaboradas por Sônia Rocha, com base na Pesquisa de Orçamento Familiar (POF).

A dimensão 2 envolve comunicação e informação, que também entram na análise. Essa dimensão considera como indivíduos privados os que não possuem meios de informação para a vivência na sociedade atual. As variáveis adotadas no estudo são: telefone, televisão, computador e Internet.

A dimensão 3 se refere à educação, que é mais uma novidade para a mensuração da pobreza multidimensional no Estado do Rio Grande do Sul. Leva em consideração a Lei de Diretrizes e Bases da Educação (Lei 9.394/1996), que estabelece que há um nível de escolaridade mínima requerido para uma determinada faixa etária. Assim, o indivíduo com nível de escolaridade maior do que o exigido para a sua idade é considerado não privado; caso contrário, é privado. Além disso, os indivíduos de 18 anos ou mais que não tenham concluído o ensino médio também são considerados privados, pois sem, ao menos, o ensino médio concluído não são capazes de conseguir um emprego digno.

Quadro 1

Dimensões e indicadores da pobreza multidimensional

DIMENSÕES	VARIÁVEIS DERIVADAS	INDICADORES
Alimentos e água	Água na moradia	$X_{i,1}^1 = \{1, \text{se sim}; 0, \text{se não}\}$
	Capacidade de compra de alimentos	$X_{i,1}^2 = \min \left\{ 1, \frac{\text{renda per capita}_{j,i} \in j}{\text{linha de pobreza}} \right\}$
Comunicação e informação	Telefone	$X_{i,2}^1 = \{1, \text{se sim}; 0, \text{se não}\}$
	Televisão	$X_{i,2}^2 = \{1, \text{se sim}; 0, \text{se não}\}$
	Computador	$X_{i,2}^3 = \{1, \text{se sim}; 0, \text{se não}\}$
	Internet	$X_{i,2}^4 = \{1, \text{se sim}; 0, \text{se não}\}$
Educação	Ensino primário	$X_{i,3}^1 = \begin{cases} 1, \text{se tiver 1 a 5 anos de estudo na idade adequada;} \\ 0, \text{se não} \end{cases}$
	Ensino fundamental incompleto	$X_{i,3}^2 = \begin{cases} 1, \text{se tiver 4 a 9 anos de estudo na idade adequada;} \\ 0, \text{se não} \end{cases}$
	Ensino fundamental completo	$X_{i,3}^3 = \begin{cases} 1, \text{se tiver 8 a 14 anos de estudo na idade adequada;} \\ 0, \text{se não} \end{cases}$
	Ensino médio incompleto	$X_{i,3}^4 = \begin{cases} 1, \text{se tiver 12 a 15 anos de estudo na idade adequada;} \\ 0, \text{se não} \end{cases}$
	Ensino médio completo	$X_{i,3}^5 = \begin{cases} 1, \text{se tiver acima de 15 anos de estudo na idade adequada;} \\ 0, \text{se não} \end{cases}$
	Proporção de crianças na escola	$X_{i,3}^6 = \{1, \text{se proporção} > 0; 0, \text{se não}\}$
Condições de moradia	Tipo de moradia	$X_{i,4}^1 = \begin{cases} 1, \text{se a casa é própria;} \\ 0,5 \text{ se a casa é própria, mas está sendo paga;} \\ 0, \text{se outros} \end{cases}$
	Iluminação	$X_{i,4}^2 = \{1, \text{se adequado}; 0, \text{se não}\}$
	Material da parede	$X_{i,4}^3 = \{1, \text{se adequado}; 0, \text{se não}\}$
	Material do teto	$X_{i,4}^4 = \{1, \text{se adequado}; 0, \text{se não}\}$
	N.º de pessoas por dormitório	$X_{i,5}^5 = \{1, \text{se} < 3; 0, \text{se não}\}$
Saúde	Esgotamento sanitário	$X_{i,5}^1 = \{1, \text{se adequado}; 0, \text{se não}\}$
	Condição sanitária	$X_{i,5}^2 = \{1, \text{se adequado}; 0, \text{se não}\}$
	Eliminação do lixo	$X_{i,5}^3 = \{1, \text{se adequado}; 0, \text{se não}\}$
Trabalho e demografia	Trabalho precário	$X_{i,6}^1 = \{1, \text{se sim}; 0, \text{se não}\}$
	Razão de dependência por domicílio	$X_{i,6}^2 = \{1, \text{se a proporção} < 1; 0, \text{se não}\}$

NOTA: Elaborado pelos autores, com base em Mideros (2012) e Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD).

Sendo assim, a dimensão educação está dividida em 6 variáveis de análise, de acordo com a idade adequada referente a cada etapa escolar: ensino primário, ensino fundamental incompleto, ensino fundamental completo, ensino médio incompleto, ensino médio completo e proporção de

crianças na escola. Para as especificações dessas categorias, levou-se em conta o número mínimo de anos de estudo exigido para a conclusão dos níveis de ensino. Ao incluir a variável educação no indicador, a intenção foi captar não somente o tempo de estudo médio por indivíduo, mas também o “contexto educacional” no qual o indivíduo está inserido.

A proporção de crianças da escola diz respeito ao total de crianças no domicílio que frequentam a escola. De acordo com a Lei n.º 8.069/90, art. 2, considera-se criança o indivíduo até 12 anos de idade incompletos e adolescente aquele entre 12 e 18 anos de idade.

A dimensão 4 envolve as condições de moradia. Na sua análise, foram utilizadas as variáveis tipo de moradia, iluminação, material de parede, material do teto e número de pessoas por dormitório. Ainda que essas variáveis possam ser discutidas quanto à sua utilidade na análise da pobreza, percebe-se que a ausência de condições adequadas de moradia se configura em um tipo de privação importante, além de ser um abuso aos direitos sociais garantidos pelo texto constitucional brasileiro.

Ainda outro ponto relevante do estudo abordado nesta seção é a dimensão 5: saúde. Como não existem variáveis específicas que possam trazer informações a respeito dessa dimensão, serão utilizadas *proxies* para estudá-la, sendo elas: esgotamento sanitário, condição sanitária e eliminação do lixo. A justificativa para essa escolha repousa no entendimento de que a falta de acesso, ou o acesso inapropriado, a qualquer uma dessas variáveis pode ocasionar sérios prejuízos à saúde do indivíduo, principalmente no que diz respeito à saúde básica.

Por fim, a dimensão 6 engloba trabalho e demografia e envolve o trabalho precário e a razão de dependência por domicílio. Classificou-se como situação de trabalho precário aquela na qual o trabalhador não era segurado da Previdência Social nem contribuinte de outro instituto de previdência e, por isso, não tinha proteção contra os chamados riscos sociais (incapacitantes ao trabalho). A variável razão de dependência, por sua vez, é um indicador demográfico utilizado nas análises de mercado de trabalho, pois trata da relação entre pessoas em idade potencialmente inativa e pessoas em idade potencialmente ativa. As pessoas com idade inferior a 14 anos ou igual ou superior a 60 anos foram definidas como dependentes. A especificação do limite na idade de 60 anos ou mais se pautou no que foi estabelecido pelo Estatuto do Idoso (Lei 10.741/2003), que considera idosos os indivíduos que estão nessa faixa etária (LACERDA, 2009).

4 Metodologia

Conforme Bourguignon e Chakravarty (2003), uma maneira simples de definir a pobreza e a contagem do número de pobres é levar em consideração a possibilidade de ser pobre em qualquer dimensão da pobreza. Uma forma de fazer isso é determinar a variável indicador de pobreza. Um enfoque multidimensional define a pobreza mediante um vetor de características particulares (TSUI, 2002).

Em termos gerais, um índice de pobreza multidimensional pode ser apresentado como uma função $P(X, z): M \times z \rightarrow R_+^1$, em que $X \in M$ é uma matriz de atributos, como renda, educação, saúde, $(n \times m)$, para $i = \{1, 2, \dots, m\}$ pessoas e $k = \{1, 2, \dots, m\}$ dimensões, e $z \in Z$ é um vetor de limites ou “níveis minimamente aceitáveis” para diferentes atributos (BOURGUIGNON; CHAKRAVARTY, 2003).

Um índice pode ser construído por meio de, pelo menos, três diferentes abordagens metodológicas: a abordagem axiomática, a teoria dos conjuntos *fuzzy* e a teoria das informações (MAASOUMI; LUGO, 2008).

Com base em Bourguignon e Chakravarty (2003), um índice multidimensional geral pode ser decomposto e cumpre os axiomas necessários, podendo ser definido como:

$$P(X, z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f \left(\max \left\{ 0; \left(1 - \frac{x_{i,1}}{z_1} \right) \right\}, \dots, \max \left\{ 0; \left(1 - \frac{x_{i,k}}{z_k} \right) \right\} \right) \quad (1)$$

ou, de forma geral, como:

$$P(X, z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f(X_{i,1}, \dots, X_{i,m}) \quad (1.1)$$

Por abordagem vinculativa para definir $f(\cdot)$ e usando uma variação no índice de Foster, Greer e Thorbecke (1984) para capturar a severidade da pobreza, a pobreza multidimensional pode ser medida da seguinte forma:

$$P(X, z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f \left[\frac{1}{m} \sum_{k=1}^m X_{i,k}^2 \right] \quad (2)$$

Em (2) presume-se que as dimensões não são substituíveis, mas se inter-relacionam com o nível geral de pobreza, o que é consistente com uma abordagem baseada em dimensões de bem-estar. No nível individual, mais peso é dado para as dimensões que apresentam um maior *gap* de privação e, em seguida, mais peso é atribuído a pessoas com maiores níveis de privação. Isso faz com que o índice seja sensível para a distribuição de pobreza. A pobreza no nível individual se define por $P_i \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m X_{i,k}^2$, com um valor máximo de 1 (pobreza total) e um mínimo de 0 (sem pobreza).

Para cada dimensão, podem ser estimados os índices de incidência

(proporção de pobres) e os níveis de privação para diferentes regiões e grupos demográficos. Para o índice de incidência, considera-se que todas as pessoas que estão abaixo do limite em, pelo menos, uma variável sofrem privação (enfoque de união), com base na seguinte regra:

$$\text{Sofre Privação} = \begin{cases} \text{Sim, se } X_{i,k} > 0 \\ \text{Não, se } X_{i,k} = 0 \end{cases} \quad (3)$$

O nível de privação para cada pessoa em cada indicador se mede diretamente por $X_{i,k}^l$, embora, para cada dimensão, seja determinado pela função de agregação $g_k(\cdot)$, como segue:

$$X_{i,k} = \frac{1}{p} \sum_{l=1}^p X_{i,k}^l \quad (4)$$

Os indicadores se agregam para cada dimensão sobre a base da seguinte função: $X_{i,k} = g_k(X_{i,k}^1, \dots, X_{i,k}^p)$ para as variáveis $l = \{1, \dots, p\}$, em que a função $g_k(\cdot)$ é específica de cada dimensão k . Todos os indicadores têm o valor máximo de 1 (nível alcançado) e mínimo de 0 (privação total), sendo essa definição utilizada para reduzir os problemas de descontinuidade.

Finalmente, o nível de privação global que pode ser decomposto para cada dimensão é:

$$X_{\hat{k}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_{i,k} \quad (5)$$

Esse nível se mede usando (4) em cada dimensão e se define como o nível de privação médio entre as variáveis. Para identificar o nível de privação de cada dimensão, a reformulação dos índices é feita usando a fórmula $X_{i,k} = 1 - X_{i,k}$, em que o nível de privação $X_{i,k}$ é interpretado como a diferença relativa entre o nível individual de $X_{i,k}$ e o limite da privação $Z_k = 1$, com um valor máximo de 1 (privação total) e um mínimo de 0 (sem privação).

Mediante a utilização de (5), é possível decompor o nível de privação por região e grupo demográfico da seguinte forma:

$$X_{\hat{k}} = \sum_{s=1}^q \frac{n_s}{n} X_{i,k(s)} \quad (6)$$

em que S é o conjunto de grupos $\{1, \dots, q\}$ e $\{1, \dots, q\}$ e $X_{\hat{k}(s)} = \frac{1}{n_s} \sum_{i_s=1}^{n_s} X_{i_s,k}$.

5 Resultados

Inicialmente, analisam-se os resultados dos graus de privação em cada um dos indicadores e suas respectivas dimensões, de 2007 a 2014. Os *gaps*, que são a distância dos indivíduos pobres a um limite de pobreza, também serão apresentados para cada dimensão, para o Estado do Rio

Grande do Sul, entre diferentes áreas (metropolitana, urbana e rural) e grupos (sexo, faixa etária e raça). Num segundo momento, a pobreza multidimensional é analisada dentro do Rio Grande do Sul e dos grupos estudados.

5.1 Incidência de privação no Rio Grande do Sul: os indicadores e suas dimensões

A Tabela 1 mostra a incidência de privação no Estado do Rio Grande do Sul, de 2007 a 2014, entre os indicadores e suas dimensões. A dimensão água e alimentos é definida por duas variáveis: água na moradia e capacidade de compra de alimentos.

A água é entendida como bem de necessidade básica para a sobrevivência humana, e sua proveniência nos domicílios mede a privação ou não da população. Se o abastecimento for da rede geral de distribuição, o domicílio é considerado de não privação. Contudo, se for proveniente de poço ou nascente, ou de outra fonte, indica privação do bem. Diante disso, a porcentagem de pessoas que não têm um abastecimento de água potável proveniente da rede geral de distribuição em seus domicílios caiu de 5,22% em 2007 para 4,57% em 2014.

Por outro lado, a variável capacidade de compra de alimentos mede a privação monetária (ou seja, a renda) como um substituto para a privação de alimentos. Os indivíduos com renda *per capita* inferior à linha de pobreza são considerados privados, por não serem capazes de consumir as necessidades nutricionais mínimas. Assim, no percentual de pessoas com privação monetária, também houve uma redução, de 3,23% para 1,70%, no mesmo período. É importante observar que, na dimensão como um todo, o impacto da redução foi maior em conjunto do que quando os indicadores foram analisados separadamente. Houve uma queda de 8,18% em 2007 para 6,08% em 2014 — uma diminuição de 2,10% da pobreza multidimensional —, no Rio Grande do Sul, na dimensão água e alimentos.

Essa tendência à pobreza na referida dimensão também foi verificada em Brandolini e D'Alessio (1998), Carvalho, Kerstenetzky e Del Vecchio (2007), Ottonolli e Silva (2014). Assim, mesmo com os resultados diferindo pelo uso de metodologias distintas, eles corroboram os estudos, na medida em que chegam à conclusão de que a falta de acesso à água e a renda são umas das principais causas da pobreza, sendo a renda a maior privação sofrida pelas pessoas.

Logo em seguida, é observada a dimensão de comunicação e informação, a qual é medida por cinco variáveis em nível domiciliar: a posse de telefone (incluindo fixo ou celular), uma televisão (preto e branco ou colori-

da), um computador e acesso à Internet. Destaca-se que a falta da maioria desses acessos à informação não significa uma verdadeira privação e também não traz nada sobre a qualidade da informação que os domicílios acessam. Embora seja necessária uma análise completa desses critérios, isso está além do escopo desta investigação.

Diante disso, a Tabela 1 mostra que, entre 2007 e 2014, a incidência de pobreza apresentou uma trajetória de queda em todos os indicadores. Os que apresentaram os maiores impactos na redução da privação foram: Internet (redução de 29,05% de 2007 para 2014), computador (redução de 27,86% no mesmo período) e acesso à telefone (redução de 7,54%). No ano 2014, os maiores índices de privação foram registrados nos acessos a Internet (48,73%) e computador (40,39%), enquanto os níveis mais baixos de privação foram de televisão (1,62%) e telefone (1,21%). Como pode ser observado, quando se trata da privação de computadores e Internet, embora os graus de ambos tenham apresentado queda no período, ainda assim, permanecem consideravelmente elevados. Desse modo, é possível que a redução da privação encontre-se correlacionada à propagação tecnológica ocorrida nos últimos anos, que proporcionou uma maior facilidade ao acesso às novas tecnologias de comunicação.

Os maiores indicadores de privação se concentram na dimensão educação, precisamente por conta de a pesquisa levar em consideração a adoção da Lei de Diretrizes e Bases da Educação. Na educação pré-escolar, de acordo com a Lei, crianças com até 5 anos de idade podem ter, no máximo, 5 anos de escolaridade. No ensino fundamental incompleto, crianças de 6 a 10 anos de idade, para não serem consideradas privadas, devem ter de 4 a 9 anos de estudo. No ensino fundamental completo, encontram-se as crianças de 11 a 14 anos que estão terminando o ensino fundamental e devem ter em torno de 8 a 14 anos de escolaridade. No ensino médio incompleto, os pré-adolescentes em torno dos 15 a 17 anos estão completando o ensino médio e precisam ter de 12 a 15 anos de estudo. Por fim, no ensino médio completo, estão os jovens acima de 18 anos que devem ter, no mínimo, 15 anos de escolaridade, para poderem ter uma boa formação educacional e terem capacidade de entrar no mercado de trabalho e não serem considerados privados de educação. A proporção de crianças na escola, por sua vez, refere-se ao total de crianças no domicílio que vão à escola. Na dimensão educação, como pode ser observado na Tabela 1, há uma pequena redução na privação: em 2007 era de 93,03% e passou para 89,78% em 2014 — uma queda de 3,26%. O nível que apresentou uma maior redução na privação foi o ensino médio completo, que caiu 3,26% de 2007 para 2014. Em seguida, vêm a proporção de crianças na escola e o ensino médio incompleto, com 3,21% e 3,26% respectivamente.

Tais evidências corroboram a análise de Silva (2015), que estuda a pobreza multidimensional no Brasil. O referido estudo observa que a educação é uma das dimensões que mais contribuem para a propensão da pobreza. Segundo Sen (2000), as pessoas necessitam de funcionamentos relevantes, e esses não se dão apenas pelo nível de renda, mas, sim, por meio do acesso à saúde, à educação e a condições de moradia, entre outros aspectos relevantes.

Tabela 1

Incidência de privação no Estado do Rio Grande do Sul — 2007-2014

	(%)						
DIMENSÕES/VARIÁVEIS	2007	2008	2009	2011	2012	2013	2014
Dimensão 1: água e alimentos	8,18	7,56	7,45	6,93	6,24	6,25	6,08
Água na moradia	5,22	5,57	5,31	4,85	4,25	3,98	4,57
Capacidade de compra de alimentos	3,23	2,20	2,34	2,26	2,12	2,40	1,70
Dimensão 2: comunicação e informação	78,01	73,54	67,17	58,11	53,97	50,10	49,01
Telefone	9,16	5,25	4,49	3,55	2,87	1,95	1,62
Televisão	3,41	2,91	2,04	1,52	1,31	1,26	1,21
Computador	68,25	61,98	55,55	47,70	44,66	40,69	40,39
Internet	77,78	73,39	67,00	57,93	53,77	49,75	48,73
Dimensão 3: educação	93,03	92,21	92,22	91,75	90,95	90,55	89,78
Ensino pré-escolar	82,75	82,07	82,21	81,80	82,25	81,87	81,03
Ensino fundamental incompleto	90,42	89,54	89,45	89,36	88,95	88,72	87,93
Ensino fundamental completo	91,82	90,77	90,92	90,38	89,77	89,47	88,66
Ensino médio incompleto	92,82	92,07	91,99	91,53	90,74	90,34	89,56
Ensino médio completo	92,99	92,20	92,15	91,73	90,94	90,54	89,78
Proporção de crianças na escola	5,20	3,22	3,58	2,94	2,90	2,36	2,07
Dimensão 4: condições da moradia	50,90	48,52	48,44	49,36	45,74	45,87	45,65
Tipo de moradia	25,95	24,78	25,96	25,55	24,64	23,94	26,05
Iluminação	0,13	0,16	0,21	0,04	0,04	0,04	0,04
Material da parede	26,29	25,81	25,37	23,09	20,90	20,58	19,38
Material do teto	7,50	5,11	5,45	9,66	7,16	8,24	6,19
N.º de pessoas por dormitório ...	3,98	3,86	3,59	3,19	3,08	2,95	2,52
Dimensão 5: saúde	43,36	48,15	47,37	38,78	39,47	39,40	38,52
Esgotamento sanitário	42,85	47,56	46,97	38,29	38,94	38,85	37,98
Condição sanitária	9,45	8,98	8,32	7,63	7,94	7,67	6,50
Eliminação do lixo	0,92	1,16	0,84	0,67	0,53	0,72	0,57
Dimensão 6: trabalho e demo							
grafia	57,37	57,52	55,10	51,58	51,40	50,17	50,02
Trabalho precário	51,23	50,53	49,09	44,19	43,83	43,17	42,51
Razão de dependência por domicílio	17,40	16,99	16,50	17,74	17,99	18,59	18,23

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2007 a 2014.

Para medir a privação de habitação, são levados em conta cinco indicadores. A Tabela 1 mostra a percentagem de população com privação na moradia. Mais de um quarto da população não possuía uma moradia própria já quitada em 2014. Houve uma variação bastante instável durante os anos analisados com relação ao tipo de moradia, mas, comparando 2014 a 2007, percebe-se que ocorreu um aumento de 0,15% na privação de moradia. No que diz respeito à iluminação, à qualidade do teto e ao número de pessoas por dormitório, houve uma redução não muito significativa nos índices de incidência, os quais já apresentavam uma baixa privação. Já a variável material de parede mostrou uma queda, bastante significativa, quando comparada aos outros indicadores, de 6,91% no índice de privação. Em 2014, apenas 2,52% da população vivia em uma casa com mais de três pessoas por quarto. Do mesmo modo, Silva *et al.* (2014) revelam, em seus resultados, que a falta de acesso a condições dignas de moradia é um dos agravantes da pobreza multidimensional.

Um aspecto interessante da próxima dimensão em análise é que foram utilizadas as condições de saneamento básico como *proxies* para investigar a dimensão saúde, já que a falta de acesso, ou o acesso inapropriado, a qualquer uma dessas variáveis de saneamento pode ocasionar sérios prejuízos à saúde do indivíduo, principalmente no que diz respeito à saúde básica. A Tabela 1 mostra que, nessa dimensão, houve uma redução da privação, de 43,36% em 2007 para 38,52% em 2014, ou seja, houve uma queda de 4,84% no período analisado. Essa redução pode ser explicada porque também ocorreu uma diminuição em todos os indicadores da dimensão. No esgotamento sanitário, indicador com maior impacto na redução da privação, houve uma queda de 4,87%. Houve diminuição também na condição sanitária e na eliminação do lixo, de 2,95% e 0,35%, respectivamente, de 2007 para 2014. Tais resultados também são confirmados pelos trabalhos de Brandolini e D'Alessio (1998), Carvalho, Kerstenetzky e Del-Vecchio (2007) e Diniz e Diniz (2009).

Por fim, na dimensão trabalho e demografia, trabalho precário foi considerado aquele no qual o trabalhador não era segurado da Previdência Social nem contribuinte de outro instituto de previdência, e demografia, a razão de pessoas dependentes por domicílio, sendo elas menores de 14 anos e maiores de 60. A Tabela 1 apresenta a incidência de privação para cada indicador. Na análise da dimensão, de forma geral, mais de 50% da população sofria de privação de trabalho digno, ou seja, metade da população, em 2014, ainda trabalhava em situação precária. Mesmo tendo ocorrido uma redução de 7,35% de 2007 para 2014, a taxa de privação ainda permanecia elevada. Por outro lado, a razão de dependência apresentou

uma taxa de privação considerada baixa, pois somente 18,23% da população, em 2014, apresentava alguma relação de dependência.

No mesmo caminho, Souza, Salvanato e França (2013) estudaram a desigualdade de renda entre os grupos, no Brasil e em suas regiões. No entanto, usaram os dados da PNAD para o período de 2001 a 2011. Seus resultados mostraram que existia discriminação salarial entre gêneros e etnias. No tocante à faixa etária, as crianças e os idosos se apresentaram, também, com um maior nível de privação nessa dimensão. Quando se parte para a análise de raça, houve uma maior exclusão do mercado de trabalho na população não branca.

5.2 Os *gaps* de privação

O *gap* de privação é apresentado na Tabela 2 por dimensões e grupos demográficos. Os números mostram a diferença média para distintas áreas e grupos populacionais. Como discutido na seção 4, que trata da metodologia, os *gaps*, ou lacunas de privação, representam a distância entre os indivíduos pobres e um determinado limite de pobreza total. Variam entre 0 e 1 e são calculados para cada dimensão.

Pode-se observar que a pobreza na dimensão alimentos e água (Tabela 2) é um problema, especialmente nas áreas metropolitanas gaúchas. Em 2014, a lacuna de privação da área metropolitana do Rio Grande do Sul era de 4,24%, apresentando-se maior quando comparada com as regiões urbanas e rurais, nas quais havia uma lacuna de registros de privação de, respectivamente, 1,99% e 2,13% no mesmo período. Verificou-se que, com relação aos grupos populacionais, não havia uma lacuna tão significativa quanto à pobreza. Contudo, houve uma redução em todos os grupos em estudo de 2007 a 2014.

Na dimensão comunicação e informação (Tabela 2), o *gap* foi reduzido, no Estado, em áreas e grupos, entre 2007 e 2014. Tanto em 2007 quanto em 2014, o *gap* de privação da população rural gaúcha foi bem mais elevado do que o das regiões metropolitana e urbana. Em 2014, a área rural apresentava-se com uma lacuna de privação de 37,45%, enquanto as regiões metropolitana e urbana registraram, respectivamente, 19,74% e 21,38%. Observa-se, ainda, que a privação entre as pessoas do sexo masculino era maior do que a do sexo feminino com relação a essa dimensão. Analisando a faixa etária, a privação era maior nas crianças e nos idosos: 22,74% e 37,30%, respectivamente, em 2014. Relativamente ao grupo raça, a lacuna de privação era maior para as raças não brancas: 29,32% em 2014.

Tabela 2

Gap de privação, por dimensão, no Rio Grande do Sul — 2007 e 2014

(%)

REGIÃO/GRUPO	ÁGUA E ALIMENTOS		COMUNICAÇÃO E INFORMAÇÃO		EDUCAÇÃO	
	2007	2014	2007	2014	2007	2014
Rio Grande do Sul ...	3,68	2,85	39,65	22,98	84,10	82,38
Metropolitana	5,48	4,24	35,04	19,74	82,71	80,46
Urbana	2,64	1,99	38,31	21,38	83,21	81,73
Rural	2,58	2,13	53,82	37,45	89,74	89,81
Homens	3,69	2,91	40,17	23,25	85,14	83,97
Mulheres	3,67	2,79	39,15	22,73	83,12	80,91
Crianças	4,85	3,64	43,28	22,74	77,43	77,80
Adolescentes	3,85	3,31	38,08	20,72	83,10	84,07
Jovens	4,00	3,22	36,73	19,56	83,11	84,07
Adultos	3,31	2,60	38,21	21,20	84,19	80,27
Idosos	2,39	1,94	47,47	37,30	93,47	92,75
Branca	3,53	2,75	37,94	21,39	83,29	81,15
Não branca	4,40	3,20	47,82	29,32	87,99	87,25

REGIÃO/GRUPO	CONDIÇÕES DA MORADIA		SAÚDE		TRABALHO E DEMOGRAFIA	
	2007	2014	2007	2014	2007	2014
Rio Grande do Sul	12,16	10,08	17,74	15,01	34,31	30,37
Metropolitana	10,73	8,83	6,06	4,76	34,52	29,72
Urbana	11,74	10,77	15,37	13,83	36,43	31,13
Rural	16,58	11,02	50,80	46,89	27,82	29,39
Homens	12,35	10,34	18,53	15,63	33,32	29,17
Mulheres	11,97	9,85	16,99	14,44	35,34	31,46
Crianças	14,87	12,74	18,21	15,33	37,74	30,08
Adolescentes	13,03	10,75	19,08	15,25	31,99	27,54
Jovens	12,88	11,33	15,52	13,00	28,59	22,10
Adultos	11,16	9,29	17,98	14,97	29,62	24,93
Idosos	9,40	7,69	18,82	17,51	66,38	67,03
Branca	11,54	9,24	17,83	14,87	33,25	29,78
Não branca	15,15	13,45	17,27	15,56	39,42	32,70

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2007 a 2014.

No tocante à dimensão educação, conforme exposto na Tabela 2, havia um *gap* de 82,38% de privação em 2014. Com relação às áreas, observa-se um maior *gap* na área rural, quando comparada às regiões metropolitana e urbana — não diferente do que foi ressaltado nas outras dimensões. Essas apresentaram um *gap* de privação de 89,74% em 2007 para 89,81% em 2014. Relativamente às áreas metropolitanas e urbanas, foi observada também uma redução da privação em educação, no período analisado. Houve

também uma redução na quantidade de homens e mulheres: mulheres apresentaram uma privação menor, de 80,91%, em 2014, quando comparadas com homens, com privação de 83,97%. Nota-se que, no hiato médio de privação, a da educação é 3,06 vezes maior para homens do que para mulheres. No grupo faixa etária, todas as faixas mostraram uma redução na privação. O grupo dos adultos foi aquele que revelou maior redução, 3,97% de 2007 a 2014, enquanto o grupo das crianças apresentou aumento de privação de 0,37%, conforme o *gap*. No grupo das raças, em 2014, entre os brancos, a privação era de 81,15% e, entre os não brancos, de 87,25%. Verifica-se que o impacto da redução de 2007 para 2014 também ocorreu no grupo de raça branca, em que houve uma queda de 2,14%, comparado com apenas 0,74% na raça não branca.

Quanto aos *gaps* relacionados às dimensões de condições de moradia, (Tabela 2), em 2014, o Estado do Rio Grande do Sul apresentava uma lacuna de privação de 10,08% com relação às condições de moradia inadequada. Em áreas rurais, houve a maior redução do *gap* de privação na dimensão moradia: de 16,58% em 2007 para 11,02% em 2014. Contudo, a área rural, na dimensão condições de moradia, não se diferenciou das demais. Nessa dimensão, a área metropolitana apresentou menor lacuna de privação em relação às áreas urbana (10,77%) e rural (11,02%), em 2014. No grupo sexo, os homens apresentaram uma privação maior que as mulheres, sendo essa diferença de apenas 0,49% em 2014. Ainda nesse mesmo período, entre os grupos etários, quem possuía a menor privação era o grupo dos idosos, com apenas 7,69%, e a maior era a do grupo das crianças, com 12,74%. As populações de raça não branca tinham *gap* de privação maior do que as de raça branca. A não branca apresentava um hiato de privação de 4,21% maior que a branca em 2014.

Dentro da dimensão saúde, a maior diferença de privação entre as áreas localizava-se na área rural, em 2007, com uma lacuna de privação de 50,80%, que sofreu uma redução, em 2014, para 46,89%, indicando que aproximadamente metade da população rural apresentava privação de saneamento básico. Em decorrência desse resultado, a área rural mostrou ser também a região mais sensível com relação à saúde. Já as áreas metropolitana (4,76%) e urbana (13,91%) gaúchas apresentavam menores privações em 2014. Relativamente aos homens e às mulheres, houve uma redução de 2007 para 2014: as mulheres apresentavam uma menor privação, em 2014, de 14,44%, quando comparadas com os homens, que mostraram 15,63% de privação no mesmo período. No grupo etário, quem possuía o maior déficit na saúde era o grupo dos idosos, com 17,51% em 2014, e o menor era o grupo dos jovens, com 13,00%. Em todos os grupos, foi observada uma redução de privação. As populações de raça não branca mostraram

lacunas de privação mais elevadas, com uma taxa de 15,51%, em 2014, comparadas com as da raça branca, que tinha apenas 14,87% de privação.

Por fim, considerando o *gap* de privação da dimensão trabalho e demografia, o Estado do Rio Grande do Sul apresentou redução de 3,94% entre 2007 e 2014 (Tabela 2). A área metropolitana se destacou dentre as outras, por apresentar uma maior lacuna de privação de trabalho e demografia: 34,52% em 2007 e 29,72% em 2014. Na área urbana, houve um maior impacto entre 2007 e 2014: uma queda de 5,30% no período analisado. Houve redução, também, na área rural, de 27,82% em 2007 para 29,39% em 2014. Contrapondo-se a todas as outras dimensões, na dimensão trabalho e demografia, as mulheres apresentaram, dessa vez, um *gap* de privação maior que o dos homens. Evidencia-se, assim, a diferença no mercado de trabalho entre homens e mulheres. Mesmo havendo uma redução, ainda é considerada alta a privação entre mulheres e homens: em 2014, havia uma lacuna de 31,46% entre as mulheres e de 29,17% entre os homens. No grupo da faixa etária, ocorreram os resultados esperados — maior privação para crianças e idosos, pois eles são dependentes e não trabalham: em 2014, as crianças tinham 30,08% de privação, e os idosos, 67,03%. Com o menor *gap*, apresentou-se o grupo dos jovens, com 22,10% em 2014. A população branca possuía uma lacuna de privação menor quando comparada com a raça não branca, representando apenas um hiato de 2,92% menor, mesmo ambos os grupos obtendo uma redução no período de 2007 a 2014.

5.3 A pobreza multidimensional

De maneira geral, as informações extraídas da PNAD sinalizam uma melhora nas condições de vida da população gaúcha, entre os anos 2007 a 2014. Essa melhora, no entanto, não ocorreu de forma homogênea entre as áreas nem entre os grupos sexo, faixa etária e raça, no Estado.

A Tabela 3 mostra a pobreza multidimensional, por áreas e grupos, no Estado do Rio Grande do Sul, de 2007 a 2014. Os resultados sugerem uma redução da pobreza multidimensional de 22,57% em 2007 para 19,90% em 2014, com uma variação de 11,83%. Tal comportamento reflete a dinâmica recente dos índices de pobreza em todo o Brasil. Segundo Silva (2015), entre os anos de 2007 e 2014, a queda observada nos níveis de pobreza multidimensional foi de, respectivamente, 14,17% e 11,30%, para o Brasil e o Sul. Particularmente, pode-se destacar o Sul como uma das regiões em que a redução da pobreza foi a menor durante esse período, embora ainda seja a região com a menor proporção de pobres multidimensionais do Brasil no período analisado.

Ainda segundo a Tabela 3, a área rural do Estado apresenta uma proporção de pobres bem maior quando comparada com as áreas metropolitanas e urbanas. Em 2014, o Rio Grande do Sul tinha uma população pobre na área rural referente a 25,45%, corroborando, assim, Silva e Neder (2010), que estudaram a pobreza multidimensional nas áreas rurais do Brasil, em 1995 e 2004.

Tabela 3

Pobreza multidimensional, por áreas e grupos, no Estado do Rio Grande do Sul — 2007-2014

DISCRIMINA- ÇÃO	POBREZA MULTIDIMENSIONAL							VARIA- ÇÃO
	2007	2008	2009	2011	2012	2013	2014	
Rio Grande do Sul	22,57	21,84	21,39	20,63	20,35	20,19	19,90	-11,83
Metropolitana	20,93	20,38	20,07	18,75	18,67	18,51	18,50	-11,61
Urbana	21,88	21,14	20,88	20,46	19,93	19,88	19,41	-11,29
Rural	28,21	27,26	26,05	25,97	26,00	25,47	25,45	-9,78
Homens	22,69	21,96	21,54	20,78	20,53	20,35	20,03	-11,72
Mulheres	22,45	21,73	21,25	20,48	20,18	20,04	19,79	-11,85
Crianças	21,14	20,13	19,62	18,61	18,26	18,01	17,39	-17,74
Adolescentes	21,22	20,52	20,24	19,28	18,82	18,70	18,61	-12,30
Jovens	21,88	21,21	20,88	19,55	19,43	18,93	18,81	-14,03
Adultos	21,93	21,15	20,52	19,96	19,41	19,28	18,79	-14,32
Idosos	31,57	31,11	31,02	30,26	30,10	30,09	30,11	-4,62
Branca	22,09	21,35	20,94	20,20	19,99	19,79	19,47	-11,86
Não branca	24,85	23,95	23,42	22,55	21,82	21,82	21,65	-12,88

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2007 a 2014.

Silva e Neder (2010) destacam a importância de se mensurar a pobreza levando em consideração, além da renda, a habitação, o abastecimento de água, o saneamento básico, a educação e o mercado de trabalho. Nacionalmente, a proporção de pobres na zona rural, em 2014, era de 25,45%, enquanto, na zona urbana, era de 19,41%. Essa convergência sugere que a população residente nessa área melhorou os níveis de bem-estar associados às multidimensões que refletem o grau de pobreza. Contudo, mesmo com a melhoria das condições de vida, as disparidades ainda resistem entre as áreas, embora em menor magnitude, visto que a dinâmica de distribuição dos efeitos sobre a pobreza ocorreu de forma heterogênea no espaço.

Em média, não há diferença significativa na pobreza, no grupo sexo. A pobreza multidimensional entre os homens, em 2014, era de 20,03%, enquanto, entre as mulheres, era de 19,79%, havendo uma variação (queda) igual para os dois, de 11,85% (Tabela 3). Já no grupo faixa etária, houve uma redução em todas as categorias. Um impacto maior na redução foi no grupo das crianças, com uma queda de 17,74% de 2007 a 2014. Já no gru-

po dos idosos, houve pouca redução na proporção, 4,62%, sendo esse o grupo com maior pobreza multidimensional (30,11%) em 2014. As populações de raça não branca mostraram os mais altos níveis de pobreza multidimensional (21,65%) em 2014, mesmo apresentando a maior taxa de variação: 12,88% de 2007 a 2014.

6 Considerações finais

Este estudo partiu com o objetivo de apresentar novas perspectivas para a compreensão da pobreza multidimensional no Estado do Rio Grande do Sul, nos anos 2007 a 2014, considerando outras dimensões além da renda, com a finalidade de auxiliar políticas públicas focadas na sua diminuição e na aceleração do processo de desenvolvimento.

Considerando a mensuração da pobreza multidimensional no Rio Grande do Sul pela ótica das seis dimensões estudadas, constatou-se que a pobreza multidimensional apresentou uma trajetória decrescente durante o período de estudo. Os resultados sugerem uma redução da pobreza multidimensional de 22,57% em 2007 para 19,90% em 2014. Diante disso, acredita-se que tal cenário tenha ocorrido devido ao crescente investimento das políticas públicas de redistribuição de renda, implementadas pelos Governos Federal, Estadual e municipais nesse período.

Com relação às análises separadas das áreas metropolitana, urbana e rural, o nível de pobreza foi mais intenso na área rural, onde as intensidades de pobreza foram sensivelmente maiores. Por outro lado, essa situação mostrou-se menos grave na área metropolitana gaúcha. Na análise da pobreza entre os grupos, quase não foram observadas diferenças entre homens e mulheres, mas vale salientar que a persistente privação concentrou-se principalmente entre os homens.

Já entre as faixas etárias, também se observou uma pequena privação. Crianças, adolescentes, jovens e adultos apresentaram a mesma proporção, em média, de pobres multidimensionais. O impacto maior na pobreza ocorreu no grupo dos idosos, considerados mais privados em relação aos outros grupos etários.

Pode-se inferir que, para reduzir a pobreza multidimensional, a administração pública deve adotar políticas públicas direcionadas especificamente para as dimensões que mais impactam a pobreza —educação, comunicação e informação, trabalho e demografia e condições de moradia—, para que, assim, haja uma melhor distribuição dos recursos entre as áreas do Rio Grande do Sul, reduzindo, dessa forma, as disparidades locais.

Como sugestão de futuras pesquisas, deve ser realizada uma investigação para que se compreendam as relações entre proteção social, cresci-

mento econômico e redução da desigualdade, para a redução da pobreza multidimensional. É também importante contar com dimensões adicionais para uma análise mais completa. Portanto, deve-se estar continuamente à procura de novos dados que visem melhorar os indicadores utilizados para medir cada uma das dimensões e, assim, mensurar qual tem mais impacto na pobreza multidimensional gaúcha.

Referências

AVILA, J. F.; BAGOLIN, I. P. Pobreza no Rio Grande do Sul: uma análise exploratória da sua distribuição espacial a partir de indicadores multi e unidimensionais. **Estudo & Debate**, Lajeado, v. 21, n. 2, p. 25-47, 2014.

BAGOLIN, I. P. *et al.* **Distribuição espacial e de gênero da pobreza multidimensional em Porto Alegre-RS (Brasil)**. Porto Alegre: Programa de Pós-Graduação em Economia PUCRS, 2007. (Texto para Discussão, n. 6). Disponível em:

<http://www3.pucrs.br/pucrs/ppgfiles/files/faceppg/ppge/texto_6.pdf>.

Acesso em: 12 mar. 2016.

BOURGUIGNON, F.; CHAKRAVARTY, S. The measurement of multidimensional poverty. **The Journal of Economic Inequality**, [S.l.], v.1, n. 1, p. 25-49, 2003.

BRANDOLINI, A.; D'ALESSIO, G. **Measuring well-being in the functioning space**. Roma: Banca d'Italia, 1998.

BRITES, M.; MARIN, S. R.; ROHENKOHL, J. E. Pobreza relativa multidimensional no Rio Grande do Sul (2010): aplicação dos conjuntos fuzzy. In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, 18., 2015, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre: ANPEC SUL, 2015. Disponível em: <http://www.ppge.ufrgs.br/anpecsul2015/artigo/pobreza_relativa.pdf>.

Acesso em: 22 mar. 2016.

CANCIAN, V.; VIDIGAL, V. G.; VIDIGAL, C. B. R. Pobreza e desigualdade de renda nos municípios da Região Sul do Brasil: uma análise espacial. In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, 16., 2013, Curitiba. **Anais...** Curitiba: ANPEC SUL, 2013. Disponível em:

<[http://www.anpec.org.br/sul/2013/submissao/files_li2-](http://www.anpec.org.br/sul/2013/submissao/files_li2-684ef15f644f55db017e44fb306f5a27.pdf)

684ef15f644f55db017e44fb306f5a27.pdf>. Acesso em: 19 mar. 2016.

CARVALHO, M.; KERSTENETZKY, C. L.; DEL VECCHIO, R. Uma aplicação da teoria dos conjuntos fuzzy na pobreza: o caso das Regiões Metropolitanas do Sudeste brasileiro — 2000. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 35., 2007, Recife. **Anais...** Recife: ANPEC, 2007. Disponível em: <www.anpec.org.br/encontro2007/artigos/A07A001.pdf>. Acesso em: 1 ago. 2016.

COMIM, F. et al. **Pobreza: da insuficiência de renda à privação de capacitações** — uma aplicação para a cidade de Porto Alegre através de um indicador multidimensional. Porto Alegre: Programa de Pós Graduação em Economia UFRGS, 2006. Disponível em: <http://lproweb.procempa.com.br/pmpa/prefpoa/observatorio/usu_doc/indicador_multidimensional.pdf>. Acesso em: 20 mar. 2016.

COMIM, F.; BAGOLIN, I. Aspectos qualitativos da pobreza no Rio Grande do Sul. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 23, n. esp., p. 467-490, 2002.

DINIZ, M. B.; DINIZ, M. M. Um indicador comparativo de pobreza multidimensional a partir dos objetivos do desenvolvimento do milênio. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 13, n. 3, p. 399-423, jul./set. 2009.

FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica**, São Paulo, v. 52, n. 3, p. 761-766, 1984.

GOUGH, I.; DOYAL, L. **A theory of human needs**. [S.l.]: Macmillan, 1991.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Censo demográfico 2010**. 2016. Disponível em: <<http://www.ibge.org.br/>>. Acesso em: 1 mar. 2016.

INSTITUTO DE ESTUDOS DO TRABALHO E SOCIEDADE (IETS). [Site institucional]. 2014. Disponível em: <<https://www.iets.org.br/>>. Acesso em: 10 de mar. 2014.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). [Site institucional]. 2016. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/portal/>>. Acesso em: 1 mar. 2016.

KUKLYS, W. **Amartya Sen's capability approach: theoretical insights and empirical applications**. New York: Springer Science & Berlin Media, 2005.

LACERDA, F. C. C. **A pobreza na Bahia sob o prisma multidimensional: uma análise baseada na abordagem das necessidades básicas e na abordagem das capacitações**. 2009. 210 f. Dissertação (Mestrado em Economia) — Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2009.

MAASOUMI, E.; LUGO, M. The information basis of multivariate poverty assessments. In: KAKWANI, N.; SILBER, J. (Ed.). **Quantitative Approaches to Multidimensional Poverty Measurement**. New York: Palgrave Macmillan, 2008. p. 1-29.

MARTINS, C. H. B.; WINK JUNIOR, M. V. **Pobreza extrema em municípios do Rio Grande do Sul: evidências da multidimensionalidade**. Porto Alegre: FEE, 2013. (Textos para Discussão, n. 114).

MAX-NEFF, M. **Desarrollo a escala humana**. Barcelona: Icaria, 1998.

MIDEROS, A. M. Ecuador: definición y medición multidimensional de la pobreza, 2006-2010. **Revista de la CEPAL**, Santiago de Chile, n. 108, p. 51-70, 2012.

OTTONOLLI, J.; SILVA, J. L. M. Pobreza multidimensional nos municípios da Região Nordeste. **Revista de Administração Pública**, Rio de Janeiro, v. 48, n. 5, p. 1253-1279, set./out. 2014.

PICOLOTTO, V. C. Pobreza como privação de capacitações no Rio Grande do Sul. In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, 8., 2005, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre: ANPEC SUL, 2005. Disponível em: <<http://www.ppge.ufrgs.br/anpecsul2005/artigos/area1-05.pdf>>. Acesso em: 10 mar. 2016.

ROCHA, S. **Alguns aspectos relativos à evolução 2003-2004 da pobreza e da indigência no Brasil**. Rio de Janeiro: IETS, 2006. Disponível em: <http://www.direito.usp.br/faculdade/eventos/evolucao_pobreza.pdf>. Acesso em: 23 mar. 2014.

SALAMA, P.; DESTREMAU, B. **O tamanho da pobreza: economia política da distribuição de renda**. Rio de Janeiro: Garamound, 1999.

SEN, A. K. Capability and well-being. In: SEN, A.; NUSSBAU, M. (Ed.). **The quality of life**. Oxford: Clarendon Press, 1993. p. 30-55.

SEN, A. K. **Desenvolvimento como liberdades**. São Paulo: Companhia das letras, 2000.

SEN, A. K. Poverty in the human development perspective: concept and measurement. In: UNITED NATIONS DEVELOPMENT PROGRAMME (UNDP). **Human Development Report 1997**. New York: Oxford University Press, 1997. p. 15-23.

SILVA, A. F. **Ensaio sobre a pobreza no Brasil**. 2015. 96 f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) — Centro de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2015. Disponível em: <http://www.teses.ufc.br/tde_busca/arquivo.php?codArquivo=13622>.

Acesso em: 18. mar. 2016.

SILVA, A. F. *et al.* Análise da pobreza multidimensional no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 42., 2014, Natal. **Anais...** Natal: ANPEC, 2014. Disponível em:

<https://www.anpec.org.br/encontro/2014/submissao/files_I/i10-20c7fd6a78f5834efce2b74bbef9eb5d.pdf>. Acesso em: 10 maio 2016.

SILVA, A. M. R. **Um estudo sobre a pobreza multidimensional na Região Nordeste do Brasil**. 2009. 192 f. Dissertação (Mestrado) — Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2009.

SILVA, A. M. R.; NEDER, H. D. **Abordagem das capacitações**: um estudo empírico sobre pobreza multidimensional no Brasil. In: CONFERÊNCIA LATINO AMERICANA E CARIBENHA SOBRE ABORDAGEM DAS CAPACITAÇÕES E DESENVOLVIMENTO HUMANO, 3., 2010, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre: [s.n.], 2010.

SOUZA, P. F. L.; SALVANATO, M. A.; FRANÇA, J. M. S. Ser mulher e negro no Brasil ainda leva a menores salários? Uma análise de discriminação para Brasil e regiões: 2001 e 2011. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 42., 2013, Foz de Iguaçu. **Anais...** Foz de Iguaçu: ANPEC, 2013. Disponível em:

<https://www.anpec.org.br/encontro/2013/files_I/i13-fdf7ed2c0ef980eed5174b846032f924.pdf>. Acesso em: 10 maio 2016.

TSUI, K. Multidimensional poverty indices. **Social Choice and Welfare**, v. 19, n. 1, p. 69-93, 2002.

Integração espacial dos preços do leite: análise nos principais estados produtores do Brasil*

Angélica Pott de Medeiros**

Bruna Márcia Machado Moraes***

Reisoli Bender Filho****

Doutoranda em Administração pela
Universidade Federal de Santa Catarina

Doutoranda em Administração pela
Universidade Federal de Santa Maria
(UFSM)

Mestre em Economia do
Desenvolvimento pela Pontifícia
Universidade Católica do Rio Grande do
Sul (2006), Doutor em Economia Aplicada
pela Universidade Federal de Viçosa
(2011), Professor adjunto da UFSM

Resumo

O presente estudo aborda a integração espacial dos preços do leite. O objetivo é analisar a transmissão espacial dos preços do leite nos principais estados produtores do Brasil. Foram utilizados os preços do leite pagos ao produtor nos estados selecionados pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (Cepea), no período de 2000 a 2015. Para se identificar as relações, foi utilizado o modelo vetor de correção de erros (VEC). Os resultados indicam que os Estados da Bahia e do Paraná exercem maior influência sobre os outros estados analisados. Além disso, os Estados de Minas Gerais e de São Paulo não transmitem seus preços para os outros estados do Brasil. Com relação à velocidade de ajuste dos preços, os Esta-

* Artigo recebido em jul. 2016 e aceito para publicação em set. 2017.



Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons
Atribuição Não Comercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Este trabalho foi apresentado no 8.º Encontro de Economia Gaúcha.

Revisora de Língua Portuguesa: Tatiana Zismann

** E-mail: apm_angelica@yahoo.com.br

*** E-mail: brunammoraes@hotmail.com

**** E-mail: reisolibender@yahoo.com.br

dos do Rio Grande do Sul e do Paraná conseguem ajustar seus preços mais rapidamente do que os outros estados contidos na análise.

Palavras-chave

Preços do leite; integração espacial; Lei do Preço Único

Abstract

The present study analyzes the spatial integration of milk prices. The objective is to examine the spatial transmission of the price of milk paid to producers in the main producing states of Brazil. The authors used the prices paid for milk to producers of the selected states by the Center for Advanced Studies on Applied Economics (Cepea) from 2000 to 2015. To identify the relationships, the vector error correction model (VEC) was used. The results indicate that the states of Bahia and Paraná exert great influence on the other states under analysis. Furthermore, the states of Minas Gerais and São Paulo do not transmit their prices to the other states of Brazil. Regarding the speed of price adjustment, the states of Rio Grande do Sul and Paraná manage to adjust their prices faster than the other states studied.

Keywords

Milk prices; spatial integration; One Price Law

Classificação JEL: C50, D40, Q13

1 Introdução

A produção de leite deixou de ser realizada apenas para a subsistência e passou a ser utilizada como fonte de renda a partir da década de 50 do século passado, o que ocorreu de forma paralela com o processo de industrialização do Brasil. Até os anos 90, o comércio de leite cru foi regulamentado pelas agências de governo, e os preços eram os mesmos praticados

em todas as regiões do País (BORTOLETO; WILKINSON, 2000). A partir desse período, a estabilização econômica, a maior exposição e a liberalização à competitividade internacional provocaram mudanças em diversos setores. Destaque é o setor agrícola, que está cada vez mais sob a influência dos mercados globais. Como consequência, a integração entre os mercados tem-se ampliado, tanto em termos regionais, como também entre os principais mercados externos (NOGUEIRA; AGUIAR; LIMA, 2005).

O setor de leite e derivados está entre os que passaram por alterações significativas, tanto em termos de produção como em termos de consumo e preços. Em meados de 1990, houve a popularização do leite “longa vida”, devido à sua vida útil na prateleira e à redução nos custos de armazenagem e refrigeração. Com isso, tornou-se possível encontrar leite de diversas regiões em um mesmo supermercado (SBRISIA, 2005). Porém, diferentes fatores determinam a formação espacial de preços do leite ao produtor entre as regiões brasileiras (FERNANDES; BRAGA; LIMA, 2008).

Em relação ao mercado, o Brasil é um dos maiores produtores de leite do mundo, o que se deve à sua extensão territorial — propícia à agricultura e à pecuária —, sendo que a atividade leiteira está presente em quase 90% das propriedades rurais do País, e a maioria realiza a atividade com fins de comércio, não apenas para subsistência (EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA, 2015). A Região Sul é a principal produtora, sendo responsável por cerca de 34,7% do total produzido, com destaque para os Estados do Rio Grande do Sul (38,4%) e do Paraná (37,2%). Em seguida, tem-se a Região Sudeste, com 34,6% da produção do País. Seus estados contribuem significativamente para a relevância produtiva da Região, especificamente o Estado de Minas Gerais, responsável por 77% da produção da Região. As demais regiões possuem uma produção mais baixa, somando conjuntamente cerca de 30% (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2015).

Da mesma forma, há diversificação nos preços recebidos pelos produtores, variando de R\$ 0,81 a R\$ 0,99 por litro, nos Estados do Mato Grosso do Sul e de São Paulo (BOLETIM..., 2016). Essa precificação depende, geralmente, da oferta e da demanda do produto, como também do preço da safra e entressafra (BÁNKUTI, 2009). Ribeiro *et al.* (2011) esclarece que o preço pago ao produtor aumenta com a alta demanda pelo produto e, na época chuvosa, a oferta de leite aumenta, consequentemente seu preço diminui.

No que tange às exportações do produto, o Estado de Minas Gerais figurou como principal exportador em 2014, pois cerca de 42% das exportações foram oriundos do Estado. Isso se deve, principalmente, por Minas Gerais ser o estado com maior volume de produção. Apesar de não possuir

participação relevante na produção de leite — aproximadamente 5% —, o Estado de São Paulo também se destaca na exportação do produto (aproximadamente 33%), principalmente por possuir o principal porto do País, o Porto de Santos (BRASIL, 2015).

Diante do exposto, o presente estudo busca analisar a transmissão espacial de preços do leite paga ao produtor nos principais estados produtores do Brasil. Este estudo avança na discussão ao propor a utilização de variáveis como o preço do leite dos principais estados produtores em um período mais recente, de janeiro de 2000 a dezembro de 2015, de forma a complementar as análises encontradas na literatura, que se debruçam sobre a integração dos preços do boi gordo, soja, açúcar, café arábica e carne suína (ALVES; LIMA, 2010; ARÊDES, 2010; BORGES, 2010; CUNHA *et al.*, 2010; MARGARIDO, 2012; MATTOS; LIMA; LIRIO, 2009; MENDONÇA; LÍRIO; PEREIRA, 2009; ROSADO, 2006; SAITH; ALVES; PARRÉ, 2013), além do próprio preço do leite (DIAS, *et al.*, 2007; FERNANDES; BRAGA; LIMA, 2008), tendo em vista que tais apresentam dados até 2006, dos principais estados produtores.

Afora esta **Introdução**, o artigo está dividido em mais quatro seções. Em seguida, apresenta-se a revisão da literatura, na seção seguinte, descreve-se a metodologia empregada no desenvolvimento do estudo. Posteriormente, nas últimas duas seções, são apresentados e analisados os resultados. Por fim, são realizadas as **Considerações finais**.

2 Lei do Preço Único e a integração de mercados

A ideia de integração de mercados tem origem na Lei do Preço Único (LPU) (NOGUEIRA; AGUIAR; LIMA, 2005). Na integração do mercado, os choques da demanda e da oferta de uma região são transmitidos para outra, contudo, não de forma homogênea. Assim, se os choques em uma região forem transmitidos de forma integral a outros mercados, tem-se integração perfeita. Quando do contrário, conclui-se a favor da interdependência dos preços. Logo, os preços do mercado integrado serão influenciados não apenas pelas condições de oferta e demanda local, mas também pelas condições das demais localidades (FACKLER; GOODWIN, 2001).

A Lei do Preço Único postula que dois bens idênticos vendidos em países diferentes, na ausência de barreiras de comércio e custos de transporte, devem ser ofertados pelo mesmo preço quando expresso na mesma moeda (KRUGMAN; OBSTFELD, 2005). No caso de comercialização entre regiões de um mesmo país, é necessário o processo de arbitragem. Em outras pa-

lavras, esse processo consiste em comprar o produto em um local mais barato e vender em um mais caro, após se compensarem os custos de transferência (ROSADO, 2006).

De maneira geral, a LPU forte é a mais testada e constitui-se em um teste de integração perfeita, ocorrendo quando a transmissão de preços entre as localidades é a unidade; situação em que a mudança de preço de uma localidade é transmitida a outra em sua totalidade. Porém, a integração espacial de mercados também ocorre com transmissão indireta de preços, não sendo necessário que duas regiões sejam parceiras diretas de comércio, ao passo que essas regiões podem estar ligadas pela comercialização a uma terceira região, fato suficiente para produzir uma transmissão indireta entre elas (FACKLER; GOODWIN, 2001).

2.1 Evidências empíricas

A temática integração de preços é bastante discutida no agronegócio brasileiro. Considerando-se tais estudos e, como forma de apresentar um panorama geral acerca da integração de preços, elaborou-se um quadro-resumo com os principais estudos, focando na discussão e nos resultados (Quadro 1).

Conforme o exposto, os estudos concentram-se em verificar a integração de preços no mercado do boi gordo (MATTOS; LIMA; LIRIO, 2009; SAITH; ALVES; PARRÉ, 2013), nos preços da soja (MARGARIDO, 2012; MENDONÇA; LÍRIO; PEREIRA, 2009), nos preços do açúcar (ALVES; LIMA, 2010; BORGES, 2010), nos preços do café arábica (CUNHA *et al.*, 2010) na carne suína (ARÊDES, 2010; ROSADO, 2006), nos preços do leite (DIAS *et al.*, 2007; FERNANDES; BRAGA; LIMA, 2008) e em outros produtos.

Em se tratando do caso dos preços do leite, em seu estudo, Fernandes, Braga e Lima (2008) constataram que uma variação de 1% nos preços pagos aos produtores em Minas Gerais acarreta em uma variação de 0,38% em São Paulo, de 0,72% no Rio Grande do Sul, de 0,93% no Paraná e de 0,26% em Goiás. Complementando tal evidência, Dias *et al.* (2007), concentrando-se em analisar a transmissão de preços ao Estado do Paraná, verificaram que os preços do Estado de Goiás são transmitidos aos preços no Paraná.

Quadro 1

Estudos anteriores que abordam o tema

ESTUDOS	MÉTODO	VARIÁVEIS	RESULTADOS
Mattos, Lima, Lício (2009)	Modelo de correção de erros vetorial com <i>threshold</i> (TVEC)	Séries mensais de preços de boi gordo para corte nos Estados de Minas Gerais e São Paulo, recebidos pelos produtores. Regime 1: desvio do equilíbrio < 9,7% (R\$ 9,44), não induzirá nenhum processo de ajustamento. Regime 2: desvio do equilíbrio > R\$ 9,44.	Os custos de transação equivalem a cerca de 9,7 % do preço médio do boi gordo. Regime 1: as variações de curto prazo do preço em Minas Gerais são explicadas tanto pelas variações no período anterior do preço, em Minas, quanto do preço em São Paulo. Seriam necessários cinco meses para que os choques de preços fossem absorvidos pelo sistema. No regime 2, as variações de curto prazo do preço em Minas Gerais não são explicadas pelas variações no período anterior dos preços no Estado ou em São Paulo. Especificamente, seria necessário pouco mais de um mês para que o preço em Minas se ajustasse ao desequilíbrio. Essa diferença na velocidade de ajustamento seria, então, explicada pela presença dos custos de transação.
Saith, Alves, Parré (2013)	Causalidade de Granger e Vetor de Correção de Erros (VEC)	Séries mensais de preços (de outubro de 2002 a janeiro de 2011) do boi gordo, das praças de Campo Grande/MS, Goiânia-GO, Cuiabá-MT e Estado de São Paulo.	O teste de causalidade de Granger indicou a região na qual Goiânia está situada como sendo a principal na formação do preço da arroba do boi gordo. Os preços da arroba do boi gordo nas regiões pesquisadas são integrados — exceto entre as regiões de São Paulo e Goiânia — o que poderia ser explicado pelo fato de Goiânia estar situada em uma região formadora de preço. Existe uma forte integração dentro da Região Centro-Oeste, mas não dessa com o Estado de São Paulo. Esse resultado é um forte indicio de que o mercado na Região Centro-Oeste é eficiente no sentido de transmissão de informação e parece seguir seu próprio regime de preço.

(continua)

Quadro 1

Estudos anteriores que abordam o tema

ESTUDOS	MÉTODO	VARIÁVEIS	RESULTADOS
Mendonça, Lirio, Pereira (2009)	Modelo vetorial de correção de erro (VEC) e Testes de razão de verossimilhança	As séries de preços recebidas pelos produtores de soja em grão dos Estados do Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás, Minas Gerais, São Paulo e Santa Catarina no período de agosto de 1994 a agosto de 2008.	Uma variação positiva de 1% no preço da soja no Mato Grosso levaria a um aumento de 0,874% em Santa Catarina; 0,883% em São Paulo; 0,900% em Minas Gerais. Não foi verificada interdependência elevada entre os preços praticados. Nenhum dos mercados apresentou ajustes a desequilíbrios do longo prazo em todos os demais. Deve-se destacar, entretanto, que os Estados de Santa Catarina, São Paulo, Minas Gerais e Paraná apresentaram maior interdependência, já que foram os mais suscetíveis a desequilíbrios ocorridos nos demais.
Margarido (2012)	Modelo vetorial de correção de erro (VEC)	Séries mensais de preços do grão de soja para o período de outubro de 1998 a dezembro de 2009. Brasil, Argentina e porto de Rotterdam.	Variações de preços em Rotterdam são plenamente transmitidos para os preços do grão de soja no Brasil, configurando que, nesse caso, prevalece a Lei do Preço Único. Outro resultado é que, apesar de Brasil e Argentina serem grandes produtores e exportadores de soja, estarem geograficamente próximos, e suas respectivas safras de soja ocorrem quase que simultaneamente, em função de suas respectivas políticas agrícolas, esses dois países não concorrem diretamente no mercado internacional de soja, resultando que os preços do grão de soja na Argentina não sejam transmitidos para os preços do grão de soja no Brasil.

(continua)

Quadro 1

Estudos anteriores que abordam o tema

ESTUDOS	MÉTODO	VARIÁVEIS	RESULTADOS
Borges (2010)	Vetor de correção de erro (VEC) e perfis de persistência	Séries de preços dos cinco maiores produtores de açúcar: São Paulo, Paraná, Minas Gerais, Alagoas e Pernambuco. Para o mercado externo, consideraram-se os preços da Bolsa de <i>Commodities</i> de Nova Iorque. Período de março de 2003 a setembro de 2010.	Os resultados apontam que os principais estados produtores são integrados ao mercado internacional, sendo ele, um formador de preços. As localidades das Regiões Norte e Nordeste respondem às variações dos preços internacionais, com elevações maiores que as das Regiões Centro e Sul.
Alves e Lima (2010)	Modelo de correção de erros vetoriais (modelo VEC)	Os preços do açúcar nos mercados de Alagoas (AL), Araçatuba (SP), Maringá (PR), Pernambuco (PE), Ribeirão Preto (SP) e Triângulo Mineiro (MG). A análise compreende o período de 07 de maio de 2003 a 31 de dezembro de 2008.	Os resultados encontrados mostram que os Estados de Alagoas e Pernambuco; as regiões de Araçatuba e Ribeirão Preto em São Paulo, Maringá, no Paraná e a região do Triângulo Mineiro, em Minas Gerais, fazem parte do mesmo mercado econômico de açúcar no Brasil. Além disso, Ribeirão Preto foi considerado o mercado central para o açúcar.
Fernandes, Braga, Lima (2008)	Modelo vetorial de correção de erro (VEC)	Séries mensais de preços de leite aos produtores dos Estados de Minas Gerais, Goiás, Paraná, Rio Grande do Sul e São Paulo, no período de 1997 a 2005.	Os resultados evidenciaram que a variação de 1% nos preços recebidos pelos produtores de leite de Minas Gerais leva a uma variação de 0,38%, 0,72%, 0,93% e 0,26% nos preços em São Paulo, Rio Grande do Sul, Paraná e Goiás respectivamente.
Dias <i>et al.</i> (2007)	Causalidade de Granger, modelo VEC	Séries de preços recebidos pelo produtor de leite tipo “C” de janeiro de 1995 a julho de 2006, em Minas Gerais, Goiás, São Paulo, Rio Grande do Sul e Paraná.	As variações nos preços recebidos pelos produtores do Estado de Goiás são transmitidas aos preços recebidos pelos produtores do Paraná. A Lei do Preço Único foi confirmada parcialmente, na medida em que a variação de uma unidade em Goiás transmite-se em 0,41 para o Paraná.

(continua)

Quadro 1

Estudos anteriores que abordam o tema

ESTUDOS	MÉTODO	VARIÁVEIS	RESULTADOS
unha <i>et al.</i> (2010)	Modelo VEC e perfis de persistência	Séries de preços mensais do café arábica recebidas pelos produtores do Brasil, Colômbia, México, Guatemala, Peru e Honduras, no período de janeiro de 1990 a junho de 2007. Como <i>proxy</i> do preço externo, foram usados contratos futuros de café arábica da Bolsa de valores de Nova Iorque.	Os principais produtores de café arábica são integrados entre si, e há uma relação de equilíbrio no longo prazo entre o preço desses países e a cotação internacional. Existe um fluxo comum e único de informações entre os <i>players</i> do setor, que respondem às condições do mercado mundial por meio de ligações indiretas, possibilitadas por parceiros comerciais comuns. A existência de cointegração entre os preços permite afirmar também que os cafés oferecidos pelos países em cada mercado são substitutos entre si (ainda que de modo imperfeito).
Arêdes (2010)	Modelo vetorial de correção de erro (VEC)	Séries de preços mensais do quilo da carne suína ao atacado no Estado de São Paulo e preço do quilo do mesmo produto no mercado internacional entre julho de 1994 e setembro de 2008	Verificou-se pela decomposição do erro de previsão maior importância da dinâmica da série de preços externa sobre os preços internos. Dado um choque de preços nas séries nas duas localidades, constatou-se que os preços respondem mais intensamente aos choques de preços próprios, indicando que variações de preços internos são mais intensamente transmitidas aos preços domésticos e que as variações ocorridas nos preços externos são mais intensamente transmitidas aos preços nessa localidade.
Rosado (2006)	Modelo VEC	Séries de preços de suínos nos estados brasileiros, de janeiro de 1980 a março de 2005	Os Estados de Minas Gerais, Rio de Janeiro e Santa Catarina foram os que se ajustaram mais rapidamente a desequilíbrios no sistema, possuindo, portanto, maior grau de integração com o mercado. Já os Estados do Mato Grosso do Sul, Goiás, Mato Grosso, Rio Grande do Sul e Paraná apresentaram ajustamento mais lento, indicando que foram menos integrados ao mercado.

3 Preços do leite nos estados brasileiros

No Brasil, a produção de leite é realizada de diferentes formas. Se um lado apresenta sistemas de alto nível tecnológico, alta qualidade genética do rebanho e suplementação alimentar, de outro, com a propagação da agricultura familiar, desenvolvem-se sistemas produtivos de forma menos qualificada e com padrões genéticos menos sofisticados, onde sua produção é destinada ao mercado informal (BORGES *et al.*, 2014).

Além disso, os mercados são dinâmicos e demograficamente diferentes em relação à produção de leite. No Sul e no Sudeste, a demanda é menor, tendo-se em vista o denso número de empresas que beneficiam o produto, produzindo uma variedade maior de derivados, como leite em pó, leite sem lactose, iogurtes, entre outros (SOCIEDADE NACIONAL DA AGRICULTURA, 2015). Além do que, nessas regiões, a atividade é desenvolvida, em sua maioria, em propriedades de pequeno porte, em grande parte caracterizada como de agricultura familiar, próximas entre si, facilitando a captação pelas empresas (TRICHES, 2011).

Levando-se em consideração a produção de leite (Tabela 1), a Região Sul apresentou a maior representatividade em relação às outras regiões, com 34,7% do total de litros produzidos em 2014. Tal região também apresentou o maior índice de produtividade por animal ordenhado, cerca de 2.789 litros por ano. Dentre os estados, destaca-se o Rio Grande do Sul, com 38,4% da produção da Região Sul. Além disso, o Estado se sobressai na produtividade, a qual ultrapassa 3.000 litros por ano, apresentando a maior produtividade do País, porém, possui rebanho reduzido, cerca de 6,7%.

Porém, quanto aos preços, o Rio Grande do Sul apresentou um dos menores preços pagos aos produtores, cerca de R\$ 0,89 por litro. Já o Estado do Paraná, apesar de ter uma produtividade menor que o Rio Grande do Sul, cerca de 2.629 litros/ano, sua participação no rebanho é expressiva, superando os 37% em 2014, e o preço pago ao produtor foi de cerca de R\$ 0,94/litro em 2016.

Posteriormente, encontra-se a Região Sudeste, com 34,6% da produção, com relevância para o Estado de Minas Gerais, responsável por cerca de 77% da produção regional e produtividade de 1.613 litros/ano. Contudo, os Estados de São Paulo e de Minas Gerais apresentaram os maiores preços pagos ao produtor, cerca de R\$ 1,02 e R\$ 1,01 respectivamente (Tabela 2).

Tabela 1

Produtividade e participação das regiões, estados brasileiros na produção de leite e no rebanho — 2014

REGIÃO E ESTADOS	PARTICIPAÇÃO % NA PRODUÇÃO (BRASIL)	PARTICIPAÇÃO % NA PRODUÇÃO (REGIÃO)	PARTICIPAÇÃO % NO REBANHO (BRASIL)	PRODUTIVIDADE (L/ano)
Norte	5,5	-	9,6	876
Rondônia	2,7	48,3	3,4	1.217
Acre	0,1	2,7	0,4	638
Amazonas	0,1	2,6	0,5	465
Roraima	0,0	0,6	0,1	345
Pará	1,6	28,5	3,2	746
Amapá	0,0	0,6	0,1	837
Tocantins	0,9	16,7	2,0	695
Nordeste	11,1	-	20,6	818
Maranhão	1,1	10,1	2,7	631
Piauí	0,2	2,1	0,6	571
Ceará	1,4	12,7	2,5	851
Rio Grande do Norte	0,7	6,0	1,1	904
Paraíba	0,5	4,4	0,9	797
Pernambuco	1,9	16,9	2,0	1.396
Alagoas	0,9	7,8	0,7	1.887
Sergipe	1,0	8,9	1,0	1.466
Bahia	3,4	31,2	9,0	586
Sudeste	34,6	-	34,4	1.533
Minas Gerais	26,6	77,0	25,2	1.613
Espírito Santo	1,4	4,0	1,8	1.158
Rio de Janeiro	1,5	4,4	1,8	1.281
São Paulo	5,1	14,6	5,6	1.380
Sul	34,7	-	19,0	2.789
Paraná	12,9	37,2	7,5	2.629
Santa Catarina	8,5	24,5	4,8	2.694
Rio Grande do Sul	13,3	38,4	6,7	3.034
Centro-Oeste	14,1	-	16,4	1.315
Mato Grosso do Sul	1,5	10,6	2,2	1.022
Mato Grosso	2,1	14,5	2,5	1.243
Goiás	10,5	74,1	11,5	1.386
Distrito Federal	0,1	0,7	0,1	1.485

FONTE: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2015).

Em relação à Região Centro-Oeste, a participação foi de aproximadamente 14%, sendo o Estado de Goiás o de maior representatividade na produção, 74,1%, seguido do Mato Grosso, com cerca de 15% da produção da Região. Tais estados possuem 11,5% e 2,5% do rebanho brasileiro res-

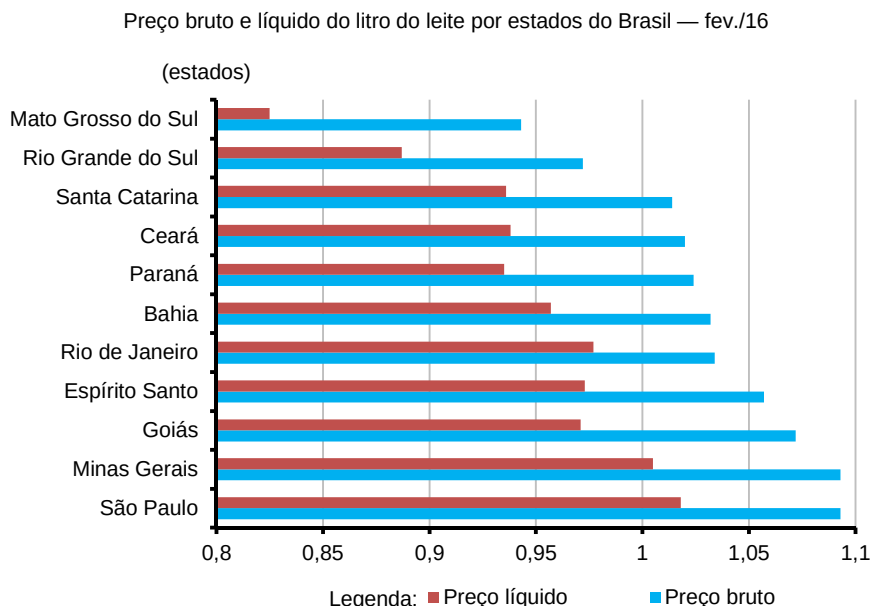
pectivamente. Apesar do reduzido rebanho, a produtividade da Região atingiu 1.315 litros por ano em 2014. Em termos de preço, o Estado de Goiás apresentou preço pago ao produtor de R\$ 0,97, enquanto o Mato Grosso do Sul, entre os pesquisados, apresentou o menor preço bruto e preço pago ao produtor, R\$ 0,94 (preço bruto) e R\$ 0,83 (preço líquido) respectivamente.

No que tange à Região Nordeste, sua produção foi de cerca de 11%. Dentre os estados, a Bahia apresentou a maior produção, 31,2%, sendo que detinha 9% do rebanho e um preço pago ao produtor de R\$ 0,96. Em relação à produtividade, a Região possui a menor entre as regiões brasileiras, cerca de 818 litros por ano. Contudo, há elevada variação entre os estados, como é o caso de Alagoas, cuja produtividade foi de 1.887 litros/ano, e do Piauí, cuja produtividade foi de apenas 571 litros/ano.

Com uma participação menos expressiva está a Região Norte, com aproximadamente de 5,5% da produção brasileira. Todavia, essa produção está concentrada em dois estados: Rondônia, com 48,3%, e Pará com 28,5%. Essa reduzida produção está associada à baixa representatividade no rebanho, não superior a 10%. Essa participação, juntamente com a estrutura produtiva baseada na criação extensiva, com poucos recursos tecnológicos, socioeconômicos e institucionais, um sistema que apresenta restrições na produção — com limitações ao padrão genético dos animais, ao adequado manejo nutricional e sanitário — e baixo investimento na qualificação da mão de obra (BRESSAN; VILELA, 2003) determinaram a produtividade média da Região, que foi de 876 litros no ano, apresentando, contudo, elevada variabilidade entre os estados: de 345 litros/ano (Roraima) a 1.217 litros/ano (Rondônia).

Verifica-se que os estados possuem preços diferentes entre si, o que se deve ao fato de que a precificação do leite depende da oferta e da demanda, determinando o preço da safra e da entressafra (BÁNKUTI, 2009; RIBEIRO *et al.*, 2011). Com isso, o sistema de formação de preços torna-se extremamente complexo, já que depende da oferta e da demanda de determinado bem, e esses são determinados por outras variáveis que influenciam positiva e negativamente seus volumes.

Gráfico1



FONTE: Cepea (BOLETIM..., 2016).

4 Metodologia

4.1 Modelo teórico

O modelo do vetor autorregressivo (VAR), proposto por Sims (1980), surgiu na década de 80 como resposta às críticas ao grande número de restrições impostas às estimações pelos modelos estruturais. O surgimento do novo modelo deu-se a partir da abordagem dinâmica, com o mínimo de restrições, em que todas as variáveis incluídas fossem tratadas como endógenas. Assim, os modelos VAR analisam a existência de relação linear entre cada variável, o valor da mesma variável defasada e também das demais variáveis (EISFELD *et al.*, 2007).

Dessa forma, o modelo VAR consiste em um sistema de equações em que cada variável é função dos valores das demais variáveis no presente e dos valores das demais variáveis defasadas no tempo adicionada a um termo de erro. Matematicamente, a equação geral do modelo VAR consiste em:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_i X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

sendo Y_t a variável exógena, Y_{t-j} os valores defasados da variável exógena, X_t a matriz de variáveis incluídas no modelo, α o vetor de parâmetros do modelo, e ε_t são os eventos aleatórios não correlacionados entre si.

Para estimar o VAR, segundo Wooldridge (2006) e Enders (1995), faz-se necessário atender a algumas etapas fundamentais para tratamento das séries. A primeira consiste em verificar a estacionariedade, com o intuito de comprovar ou não a existência de raiz unitária nas séries. Para essa finalidade, foi utilizado o Teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF), desenvolvido por Dickey e Fuller (1981), que tem como base a expressão:

$$\Delta Y_t = \beta + \delta T + \gamma T_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que β é o intercepto; δT , a tendência; Δ é o operador diferença. As hipóteses testadas são: $\beta = 0$, existência de raiz unitária, a série é não estacionária; $\beta < 0$, a série é estacionária e, portanto, não possui raiz unitária.

Sendo confirmada a não estacionariedade das séries, o próximo passo é verificar a ordem de integração das mesmas, o que permite identificar trajetórias semelhantes ao longo do tempo. Em se apresentando a mesma ordem de integração, as séries, segundo Wooldridge (2006), apresentarão relação de equilíbrio no longo prazo, sendo denominadas de cointegradas. Para se analisar a cointegração, foi utilizado o teste proposto por Johansen (1988), que permite que sejam encontrados múltiplos vetores de cointegração.

Porém, segundo Bueno (2008), se, após todas as etapas anteriores, as séries apresentarem defasagens não sequenciais, fica difícil de justificar economicamente. Nesse sentido, se as séries de tempo não estacionárias apresentarem dinâmica comum, pode ser especificado um modelo VAR mais completo, denominado de vetor de correção de erros (VEC).

O VEC é entendido como uma versão mais completa do VAR, sendo aplicado às variáveis não estacionárias, com a diferenciação para chegar à estacionariedade. No caso de ser aplicado um VEC, a ordem p de defasagens pode ser escolhida de forma que os resíduos sejam não autocorrelacionados entre si, ou ainda, de acordo com os critérios de informação. Segundo Stock e Watson (2004), esse modelo é considerado mais robusto, visto que são incorporados ao modelo autorregressivo os desvios em relação à trajetória de longo prazo das séries. Logo, pode haver cointegração

das variáveis no longo prazo, mesmo que não haja a incidência desta integração no curto prazo.

Os modelos descritos permitem analisar os resultados por meio da decomposição da variância e das funções impulso-resposta. O primeiro analisa a porcentagem da variância do erro de previsão que decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão. À medida que o erro aumenta com o horizonte temporal, a importância atribuída ao erro para cada variável se altera. Já a segunda visa identificar qual a resposta que a série apresenta dada uma alteração em alguma das variáveis incluídas no modelo.

4.2 Dados

Os dados foram obtidos por meio da base de dados do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (Cepea) referente ao leite. Os dados correspondem aos preços brutos, considerando o frete e os impostos — sendo o preço recebido pelo produtor por litro comercializado de leite *in natura* — e possuem periodicidade mensal.

Além disso, os preços são calculados em cada mesorregião dos estados participantes da pesquisa realizada pelo Cepea/leite para a determinação dos preços, que são¹: Rio Grande do Sul, Paraná, São Paulo, Minas Gerais, Goiás e Bahia. A partir dos dados coletados, foi realizada a ponderação nos preços médios de acordo com a participação da produção formal de cada estado no total da produção de todas as unidades federativas. Da mesma forma que identificado comportamento sazonal na série, sendo necessário o ajuste através do método Census X12.

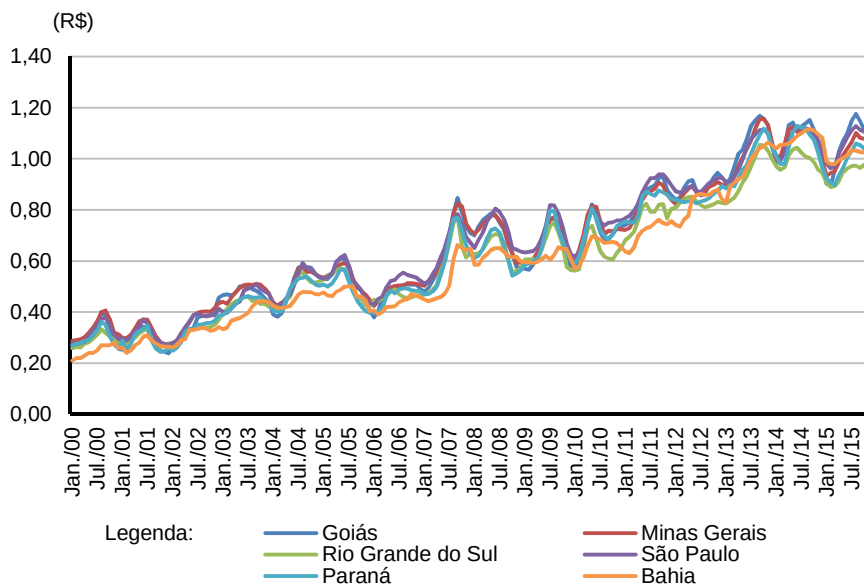
5 Análise dos resultados

Com o objetivo de analisar a transmissão e a cointegração espacial do preço do leite pago ao produtor nos principais estados produtores do Brasil, são expostos, primeiramente, os preços observados no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2015 (Gráfico 2). Os estados participantes referem-se àqueles pesquisados pelo Cepea/leite à análise mensal de preços, quais sejam: Goiás, Minas Gerais, Rio Grande do Sul, São Paulo, Paraná e Bahia.

¹ Santa Catarina também faz parte dos estados utilizados como base de análise, porém, somente a partir de julho de 2005. Assim, o Estado não foi incluído na análise.

Gráfico 2

Evolução dos preços pagos aos produtores de leite *in natura* nos principais estados produtores do Brasil — jan./2000-ago./15



FORNTE DOS DADOS BRUTOS: Cepea (BOLETIM..., 2016).

Como observado, os preços dos principais estados produtores de leite *in natura* apresentaram comportamento semelhante ao longo do período analisado. Todavia, os Estados do Rio Grande do Sul e da Bahia demonstraram, em alguns momentos, trajetória distinta daquela observada nos outros estados.

Após o ajuste sazonal foi realizado o teste de estacionariedade da série de ADF. Estatisticamente, as séries apresentaram tendência estocástica, que, segundo Greene (2002), terá a característica de retornar para sua média com o passar do tempo. Nesse caso, a série tenderá a apresentar um comportamento não estacionário. Para tal, foram analisadas as séries com constante e tendência, como exposto na Tabela 2.

Pode-se identificar que a série de preços do leite recebido pelo produtor no Estado da Bahia foi estacionária em primeira diferença a um nível de 5% de significância. Diferentemente das outras séries que foram estacionárias em nível e com constante, como é o caso das séries de preços de Goiás, Minas Gerais e Rio Grande do Sul. Já os preços dos Estados do Paraná e de São Paulo também foram estacionários em nível, porém com a presença de tendência. A partir do teste de estacionariedade, identificou-se um como o nível máximo de integração das séries.

Tabela 2

Resultados do teste ADF para os estados selecionados do Brasil — 2000-15

VARIÁVEL	NÍVEL		PRIMEIRA DIFERENÇA	
	τ_t (1)	τ_μ (2)	τ_t	τ_μ
Bahia	-1,718555	2,859504	(3)-12,32286	-
Goiás	(3)-3,663941	-	-	-
Minas Gerais	(3)-4,076123	-	-	-
Paraná	(4)-3,192850	(3)-4,592456	-	-
Rio Grande do Sul	(3)-3,883563	-	-	-
São Paulo	(4)-3,363271	(3)-4,703514	-	-

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Cepea (BOLETIM..., 2016).

(1) Análise realizada apenas com constante. (2) Análise realizada levando em consideração constante e tendência da série. (3) Nível de significância de 1%. (4) Nível de significância de 5%.

O próximo passo foi identificar o número ótimo de *lags*, conforme resultados expostos na Tabela 3. O teste indica a presença de um *lag*, conforme critério de Schwarz, que, como sugerido por Stock e Watson (2004), trata-se de um modelo mais robusto e parcimonioso, dado que os demais indicaram duas e três defasagens, o que resultaria em grande perda de graus de liberdade.

Tabela 3

Resultados dos testes de comprimento de *lags*

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1.802,794	-	1,33e-16	-19,53037	-19,42553	-19,48788
1	2.575,107	1.485,862	4,44e-20	-27,53377	(1)-26,79992	-27,23633
2	2.660,221	158,2012	2,61e-20	-28,06762	-26,70476	(1)-27,51524
3	2.700,671	72,54581	(1)2,49e-20	(1)-28,11598	-26,12412	-27,30866
4	2.731,744	(1)53,70257	2,64e-20	-28,06243	-25,44156	-27,00016
5	2.758,617	44,69187	2,95e-20	-27,96323	-24,71335	-26,64601
6	2788,662	48,00561	3,19e-20	-27,89850	-24,01961	-26,32633
7	2.817,469	44,14999	3,51e-20	-27,82031	-23,31241	-25,99320
8	2.844,471	39,62247	3,98e-20	-27,72251	-22,58560	-25,64045

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Cepea (BOLETIM..., 2016).

NOTA: 1. LR: Estatística de teste de LR modificada sequencial. Cada teste com nível de 5%.

2. FPE: Erro de previsão final.

3. AIC: Critério de informação de Akaike.

4. SC: Critério de informação de Schwarz.

5. HQ: Critério de informação de Hannan-Quinn.

(1) Significativo a 1%.

Na sequência estão apresentados os resultados do teste de cointegração de Johansen (1988), conforme Tabela 4. Observa-se a presença de até seis vetores de cointegração nas séries de preços de leite pago ao produtor

dos Estados da Bahia, de Goiás, de Minas Gerais, do Paraná, do Rio Grande do Sul e de São Paulo, no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2015.

Tabela 4

Resultados do teste de cointegração de Johansen para as variáveis do modelo

NÚMERO DE VETORES DE COINTEGRAÇÃO	TESTE DO AUTOVALOR	VALOR CRÍTICO (0,05)	TESTE TRAÇO	VALOR CRÍTICO (0,05)
(1) -	0,608221	672,8939	0,608221	177,1037
(1) Ao menos 1	0,546761	495,7902	0,546761	149,5626
(1) Ao menos 2	0,431206	346,2276	0,431206	106,6408
(1) Ao menos 3	0,396351	239,5868	0,396351	95,39993
(1) Ao menos 4	0,351539	144,1869	0,351539	81,86589
(1) Ao menos 5	0,280890	62,32099	0,280890	62,32099

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Cepea (BOLETIM..., 2016).

NOTA: O teste de autovalor e o teste de traço indicam no máximo seis vetores de cointegração.

(1) Nível de significância de 5%.

Os resultados apresentados na Tabela 4 também podem ser visualizados no Gráfico 1, em que as séries de preços pagos ao produtor apresentam comportamento semelhante ao longo do período, considerando o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2015. A partir de tais definições poderão ser analisados os resultados da estimação das relações de longo prazo entre os preços do leite dos estados em análise.

Com o vetor de correção de erros, as alterações nos valores de uma variável podem ser explicadas com base nas alterações, em sua própria variável defasada e também nas de outras variáveis que possam estar influenciando seu comportamento. Sendo assim, se houver cointegração entre duas ou mais variáveis, os desequilíbrios causados na série da variável *X* podem estar sendo causados não apenas pelos seus próprios valores passados, como também pelas oscilações nos valores da variável *Y* (CARVALHO; SCALCO; LIMA, 2009) (Tabela 5).

As equações de longo prazo foram normalizadas para cada um dos estados analisados: Bahia, Goiás, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul e São Paulo. A partir de tais estimativas ficaram evidenciadas algumas relações entre os preços praticados nos referidos estados.

Os preços praticados no Estado da Bahia são influenciados pelos preços do Estado do Paraná e também do Rio Grande do Sul, a um nível de significância de 5%. Como resultado, um aumento de 1% nos preços pagos ao produtor no Estado do Paraná eleva em 1,66% os preços praticados no Estado da Bahia. Além disso, os preços do Estado do Rio Grande do Sul também são transmitidos para os preços do Estado da Bahia, sendo que

para um aumento de 1% nos preços no estado sulista há uma expansão de 1,18% nos preços da Bahia.

Tabela 5

Resultado das estimativas do vetor de cointegração de longo prazo para as séries de preços do leite pago ao produtor de estados do Brasil — 2000-15

VARIÁVEIS	ESTIMATIVAS					
	BA	GO	MG	PR	RS	SP
Bahia	-	-0,736	-0,206	(1) 1,667	(1)1,188	-0,382
Goiás	(1)-1,357	-	-0,280	(1) 2,263	(2)1,612	-0,519
Minas Gerais	(2)-4,831	(1)-3,560	-	(1) 8,057	(1)5,740	-1,848
Paraná	(2) 0,599	0,441	0,124	-	(1)0,712	0,229
Rio Grande do Sul	(2) 0,841	0,620	0,174	(1)-1,403	-	0,321
São Paulo	(2)-2,614	(3)-1,926	-0,541	(1) 4,359	(1)3,106	-

FONTES DOS DADOS BRUTOS: Cepea (BOLETIM..., 2016).

(1) Indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 5%. (2) Indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 1%. (3) Indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 10%.

Embora a Bahia receba influências de apenas dois estados, Paraná e Rio Grande do Sul, observa-se que seus preços são transmitidos para todos os demais, a um nível de significância de até 10%. Isso se justifica pelo fato de que há muita competição entre laticínios e produtores no Estado, promovendo uma estabilização nos preços, promovido pelo baixo nível de produção (BOLETIM..., 2016).

Com relação ao Estado de Goiás, observa-se que os preços praticados pelo Estado do Paraná são transmitidos para sua série a um nível de significância de 5%, porém, também recebe influência dos preços praticados pelos Estados do Paraná e do Rio Grande do Sul, a um nível de significância de 1%. Assim, para cada 1% de aumento nos preços pagos ao produtor de leite do Estado da Bahia, há uma redução de 1,35% nos preços pagos ao produtor do Estado de Goiás.

Porém, os Estados do Paraná e do Rio Grande do Sul influenciam positivamente os preços praticados pelo Estado de Goiás, sendo que o aumento de 1% nos preços do Paraná elevam-se em cerca de 2,23% nos preços, em Goiás. Quanto ao Rio Grande do Sul, a variação positiva foi de 1,61% nos preços de Goiás. Os Estados do Rio Grande do Sul e do Paraná influenciam positivamente a série de preços do Estado de Goiás, por apresentarem um nível de produção de leite *in natura* maior com relação à produção nacional.

Os preços praticados pelo Estado de Minas Gerais receberam influências mais significativas quando comparado aos outros estados. A um nível de significância estatística de até 10%, os preços praticados pelos

Estados da Bahia e de Goiás exerceram influência negativa de -4,83% e de -3,56% respectivamente. Isso se justifica pelo fato de que a produção nesses dois estados é inferior ao Estado de Minas Gerais, então, um aumento de preços na Bahia e em Goiás não influenciaria positivamente na série de preços pagos pelo leite *in natura* do Estado de Minas Gerais.

Opostamente, os Estados de Paraná e Rio Grande de Sul mostram influência positiva e de magnitude superior, de 8,05% e 5,74% respectivamente. Ressalta-se que, juntamente com Minas Gerais, os Estados do Rio Grande do Sul e do Paraná são os três maiores produtores de leite do Brasil.

O Estado do Paraná, embora influencie grande parte dos estados em análise, recebe influência apenas dos preços praticados nos Estados da Bahia e do Rio Grande do Sul, com significância estatística de até 5%. Assim, as variações nos preços percebidos em ambos os estados são transmitidas para os preços pagos ao produtor de Estado do Paraná em 0,59% e 0,71% respectivamente. Da mesma forma, o Estado do Rio Grande do Sul recebe influência apenas dos Estados da Bahia e do Paraná. Nesse caso, um aumento de 1% nos preços praticados pelo estado baiano elevam em 0,84% os preços do Estado do Rio Grande do Sul. Já a transmissão do Estado do Paraná é mais expressiva, de 1,43%.

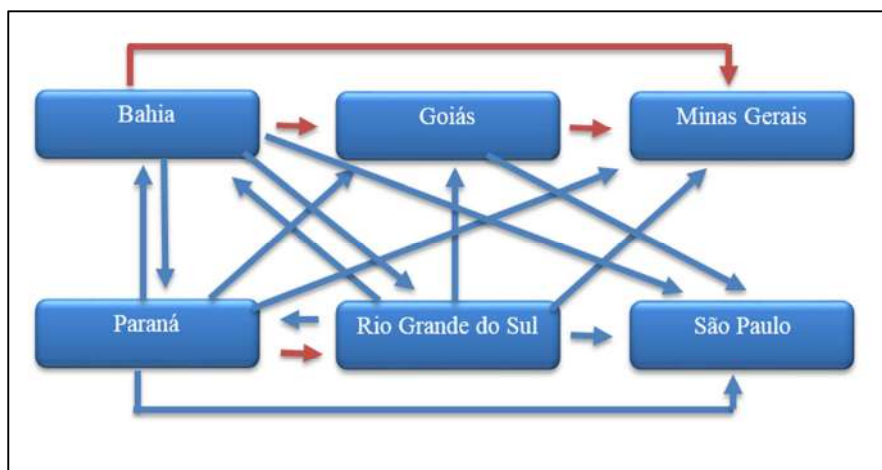
A influência dos preços da Bahia sobre os preços dos Estados do Paraná e do Rio Grande do Sul pode ser justificada pela estrutura de custos de produção de cada região. Segundo Cepea/leite (BOLETIM..., 2016), no acumulado dos últimos 12 meses, o Estado da Bahia apresenta um dos menores índices de custo de produção de leite *in natura* (5,65%), ao passo que Rio Grande do Sul apresenta um dos maiores, cerca de 9,12% de variação.

Por fim, os preços do leite praticados pelo Estado de São Paulo recebem influência dos preços dos Estados da Bahia, Goiás, Paraná e Rio Grande do Sul. Isso se deve, por um lado, pelo fato de que o Estado não possui grande representatividade na produção. Por outro lado, há expressivo consumo no Estado. Além disso, São Paulo é um dos principais exportadores de leite no Brasil. Tais fluxos decorrem da importação de leite dos outros estados produtores. Esse cenário coloca o estado como um tomador de preços, sobremaneira por incorporar as variações dos preços dos estados produtores e exportadores para o mercado nacional.

De forma a sintetizar os resultados e fornecer um panorama mais acurado dos fluxos comerciais, a Figura 1 traz as evidências de longo prazo para as séries de preços de leite dos Estados da Bahia, de Goiás, de Minas Gerais, do Paraná, do Rio Grande do Sul e de São Paulo.

Figura 1

Relações de longo prazo encontradas para os estados analisados



NOTA: As flechas azuis representam variações positivas, e as vermelhas, as variações negativas.

Como pode ser observado, as séries de preços pagos aos produtores de leite dos Estados da Bahia e do Paraná são transmissores de preços, ou seja, as variações percebidas nas suas séries de preços são transmitidas para os outros estados produtores. Além disso, pode-se ressaltar que os Estados de Minas Gerais e de São Paulo apresentam características de formadores de preços, por incorporarem as variações dos preços de outros estados.

Complementando as análises, na Tabela 6 estão expostos os resultados de curto prazo para as séries de preços pagos ao produtor dos estados da Bahia, Goiás, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul e São Paulo.

Tabela 6

Resultado das estimativas do vetor cointegração de curto prazo para as séries de preços do leite pago ao produtor de estados do Brasil — 2000-15

VARIÁVEIS	BAHIA	GOIÁS	MINAS GERAIS	PARANÁ	RIO GRANDE DO SUL	SÃO PAULO
Parâmetro	(1)-0,046467	0,045634	(1)0,049223	(2)0,144885	(3)0,076557	(1)0,057440
Erro-padrão	0,02169	0,02809	0,01798	0,02705	0,02370	0,01984
T-Statistic	-2,14204	1,62465	2,73705	5,35561	3,23092	2,89549

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Cepea (BOLETIM..., 2016).

(1) Indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 10%. (2) Indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 1%. (3) Indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 5%.

No curto prazo, os preços do leite pagos ao produtor do Estado da Bahia apresentaram significância estatística de 10%. Isso significa que, dado um desequilíbrio na série, a velocidade de ajuste é de 4,64% por período. Ajustamento semelhante foi encontrado para as séries de preços dos Estados de São Paulo e de Minas Gerais, cujos coeficientes foram de 5,74% e 4,92% respectivamente.

Esses estados apresentam ajustes mais lentos devido a sua estrutura produtiva. Como é o caso do Estado de São Paulo, que apresenta uma baixa produção, porém exporta grande parte do volume de leite *in natura* comercializado no mercado externo. O Estado de Minas Gerais, embora possua o maior nível de produção de leite *in natura* do Brasil, conta também com um alto custo de produção (BOLETIM..., 2016), por isso um ajuste mais lento.

Por sua vez, o Estado do Paraná apresentou velocidade de ajuste um pouco maior, de 14,5% por período, seguido do Estado do Rio Grande do Sul, com uma velocidade de 7,65%. Essas diferenças de ajustes nos estados analisados se justificam devido à influência que as variações ocorridas nos preços do leite dos outros estados exercem sobre cada série em análise.

6 Conclusões

O mercado brasileiro do leite passou por várias mudanças ao longo dos anos, passando da produção para a subsistência para fins comerciais juntamente com a industrialização no País, na década de 50 do último século. Mais recentemente, juntamente com a abertura comercial, ocorreu a desregulamentação do setor. A partir disso, os preços pagos ao produtor, bem como a produção, começaram a se diferenciar nas regiões brasileiras.

Atualmente, existem diferentes estruturas produtivas nas regiões brasileiras, que determinam níveis de produtividade e preços distintos. Isso se deve ao fato de que, em algumas regiões, o nível de tecnologia empregado na produção de leite é mais elevado quando comparado a outras. Além disso, conhecimentos em gestão, qualidade e incentivos governamentais à produção de leite contribuem para as diferenças produtivas.

A produção de leite, embora encontrada em praticamente todo o território nacional, apresenta maior expressividade em poucos estados, quais sejam: Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás, Bahia e São Paulo. Logo, essa configuração sugere que pode haver influência de algumas regiões na formação dos preços de outras, aspecto que

fundamentou o objetivo de analisar como ocorre a relação de formação dos preços do leite *in natura* nos principais estados produtores do produto.

Os resultados indicam que os preços pagos aos produtores no Paraná e na Bahia têm suas variações transmitidas aos preços dos outros estados. Por outro lado, os Estados de São Paulo e de Minas Gerais têm seus preços formados, em grande medida, por variações nos preços pagos nos demais estados, mesmo estes último exercendo um papel fundamental na produção e exportação do produto.

Os Estados do Paraná e da Bahia exercem influência nos preços pagos aos produtores pelo leite *in natura* pelo fato de que possuem custos de produção mais baixos em relação aos outros estados em análise. Minas Gerais, por sua vez, possui custos de produção mais elevados, por isso não transmite seus preços para os outros estados, mesmo tendo grande representatividade na produção.

O Estado de São Paulo, por sua vez, não influenciou a série de preços pagos ao produtor de leite dos outros estados por ter baixo nível de produção e também por ser grande exportador do produto. Nesse caso, há a entrada de produtos de outros estados para que esses produtos possam ser escoados pelos seus portos para o mercado externo.

Além disso, os preços pagos ao produtor praticados nos Estados do Paraná e do Rio Grande do Sul possuem um fator de ajuste mais elevado quando comparado aos outros estados em análise. Logo, dado algum desequilíbrio, os preços desses dois estados tendem a retornar ao equilíbrio mais rápido do que os demais.

Como aspecto limitante do trabalho indica-se a falta de dados das regiões Norte e Nordeste, não permitindo uma análise para todas as regiões brasileiras. Para estudos futuros, sugere-se analisar a influência de variáveis macroeconômicas nos preços do leite pagos ao produtor.

Referências

ALVES, J. A.; LIMA, R. C. Transmissão de preços entre os mercados de açúcar espacialmente separados no Brasil: uma análise de cointegração. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 48., 2010, Campo Grande. **Anais...** Campo Grande: SOBER, 2010. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/15/1036.pdf>>. Acesso em: 7 abr. 2016.

ARÊDES, A. F. de. Interdependência dos preços da carne suína brasileira e estrangeira. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, DF, v. 19, n. 4, p. 95-104, 2010.

BÁNKUTI, I. B. **Sistema agroindustrial do leite**: alterações de mercado e propostas de adequação ao produtor. 2009. Disponível em: <<http://www.iepec.com/noticia/sistemaagroindustrial-do-leite-alteracoes-de-mercado-e-propostas-de-adequacao-ao-produtor>>. Acesso em: 2 abr. 2016.

BOLETIM DO LEITE. Piracicaba: CEPEA, ano 22, n. 249, fev. 2016. Disponível em: <<http://cepea.esalq.usp.br/leite/boletim/249.pdf>>. Acesso em: 2 abr. 2016.

BORGES, M. S. *et al.* Modernização, trabalho e produtividade na pequena produção leiteira na Argentina e no Brasil. **Revista ADM.MADE**, Rio de Janeiro, v. 18, n. 1, p. 12-31, 2014.

BORGES, S. L. **Integração espacial dos estados produtores de açúcar no Brasil e o mercado internacional**. 2010. 87 f. Dissertação (Mestrado) — Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2010. Disponível em: <<http://www.locus.ufv.br/handle/123456789/41>>. Acesso em: 1 abr. 2016.

BORTOLETO, E.; WILKINSON, J. Competitividade, inovação e demandas tecnológicas no sistema agroindustrial do Mercosul ampliado — lácteos. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 38., 2000, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: SOBER, 2000. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/ftpiea/paper1581.pdf>>. Acesso em: 20 mar. 2016.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC). **Sistema de Análise das Informações de Comércio Exterior via Internet — Alice Web**. Brasília, DF, 2015. Disponível em: <<http://aliceweb.mdic.gov.br/>>. Acesso em: 15 dez. 2015.

BRESSAN, M.; VILELA, D. Levantamento *ex ante* de restrições ao desenvolvimento da cadeia produtiva do leite da região Norte. In: WORKSHOP SOBRE IDENTIFICAÇÃO DAS PRINCIPAIS RESTRIÇÕES AO DESENVOLVIMENTO DA CADEIA PRODUTIVA DO LEITE DA REGIÃO NORTE DO BRASIL, 1., 2003, Juiz de Fora. **Anais...** Juiz de Fora: Embrapa Gado de Leite, 2003. p. 47-52.

BUENO, R. de L. da S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CARVALHO, H. D.; SCALCO, P. R.; LIMA, J. E. Integração espacial entre os preços das cestas básicas nas capitais da Região Sudeste do Brasil. **Revista EconomiA**, Brasília, DF, v. 10, n. 2, p. 373-399, 2009.

CUNHA, D. A. *et al.* Integração e transmissão de preços no mercado internacional de café arábica. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, DF, v. 48, n. 4, p. 515-542, 2010.

DIAS, D. F. *et al.* Análise da transmissão de preço para o leite paranaense utilizando modelos de séries temporais. **Revista em Agronegócio e Meio Ambiente**, Maringá, v. 1, n. 1, p. 9-24, 2007.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, Chicago, v. 49, p. 1057-1072, 1981.

EISFELD, C. L. *et al.* **Análise do mercado externo da indústria papelreira no estado do Paraná através do modelo de vetores auto-regressivos (VAR)**. [S.l.]: UFPR, 2007.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA (EMBRAPA). Gado de Leite. **Sistemas de produção de leite para diferentes regiões do Brasil**. 2015. Disponível em: <<http://www.cnpqgl.embrapa.br/sistemaproducao/>>. Acesso em: 2 abr. 2016.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. New York: John Wiley & Sons, 1995.

FACKLER, P. L.; GOODWIN, B. K. Spatial price analysis. In: GARDNER, B. L.; RAUSSER, G. C. (Ed.). **Handbook of Agricultural Economics**, North Holland: Elsevier, 2001. v. 1, part. B, p. 971-1024.

FERNANDES, R. A. S.; BRAGA, M. J.; LIMA, J. E. D. Elasticidade na transmissão e formação espacial de preços de leite ao produtor nos principais estados brasileiros. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 46., 2008, Rio Branco. **Anais...** Brasília, DF: SOBER, 2008. Disponível em: <<http://ageconsearch.umn.edu/record/108577/files/244.pdf>> Acesso em: 2 abr. 2016.

GREENE, Q. W. H. **Econometric analysis**. 5. ed. New York: New York University, 2002.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa Pecuária Municipal — 2014**. 2015. Disponível em: <http://ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/agropecuaria/producaoagropecuaria/abate-leite-couro-ovos_201402_publ_completa.pdf>. Acesso em: 2 abr. 2016.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, [S.l.], v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia Internacional: teoria e política**. 6. ed. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2005.

MARGARIDO, M. A. Análise da transmissão espacial de preços no mercado internacional de soja. **Revista de Economia e Administração**, São Paulo, v. 11, n. 3, p. 281-303, 2012.

MATTOS, L. B. de; LIMA, J. E. de; LIRIO, V. S. Integração espacial de mercados na presença de custos de transação: um estudo para o mercado de boi gordo em Minas Gerais e São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, DF, v. 47, n. 1, p. 249-274, 2009.

MENDONÇA, T. G. de; LÍRIO, V. S; PEREIRA, V. da F. Integração espacial no mercado brasileiro de soja em grão. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 49., 2009, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre: SOBER, 2009. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/13/571.pdf>>. Acesso em: 6 abr. 2016.

NOGUEIRA, F. T. P; AGUIAR, D. R. D; LIMA, J. E. Integração espacial no mercado brasileiro de café arábica. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 15, n. 2, p. 91-112, 2005.

RIBEIRO, S. G. B. *et al.* O comportamento do preço do leite tipo C pago ao produtor no estado de São Paulo confrontado com a realidade dos produtores da microrregião de Marília. **Revista Brasileira de Engenharia de Biossistemas**, Tupã, SP, v. 5, n. 2, p. 117-127, 2011.

ROSADO, P. L. **Integração espacial entre os mercados brasileiros de suínos**. 2006. 117 f. Tese (Doutorado) — Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2006.

SAITH, W.; ALVES, A. F.; PARRÉ, J. L. Transmissão e Integração de Preço no Mercado de Boi Gordo Entre a Região Centro-Oeste e o Estado de São Paulo. **Revista de Administração e Negócios da Amazônia**, Porto Velho, v. 5, n. 1, p. 71-84, 2013.

SBRISSIA, G. F. **Sistema agroindustrial do leite: custos de transferências e preços locais**. 2005. 58 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) — Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2005.

SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, Chicago, v. 48, p. 1-48, 1980.

SOCIEDADE NACIONAL DA AGRICULTURA. **Consumo de lácteos perde fôlego no País.** Rio de Janeiro, 2015. Disponível em: <<http://sna.agr.br/consumo-de-lacteos-perde-folego-no-pais/>>. Acesso em: 7 mar. 2016.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. **Econometria.** [S.l.]: Pearson Education do Brasil, 2004.

TRICHES, E. **Importância da atividade leiteira na agricultura familiar e uma análise na propriedade Ghion — Marau-RS.** 2011. 63 f. Trabalho de Conclusão de Curso (Tecnólogo em Planejamento e Gestão para o Desenvolvimento Rural) — Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Camargo, 2011. Disponível em: <<http://hdl.handle.net/10183/54730>>. Acesso em: 30 mar. 2016.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introductory Econometrics: A Modern Approach.** 2. ed. Ohio: Thomson South-Western, 2006.

