

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 Túlio 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 quanto 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:

$$CrimeAgregado_i = \frac{(\phi_1 Crime_{1i} + \dots + \phi_n Crime_{ni})}{Popula\c{c}\tilde{a}o_i / 100.000} \quad (9)$$

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 $IG_{crime} RS$ 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	FONTE 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 OBSERVAÇÕES	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

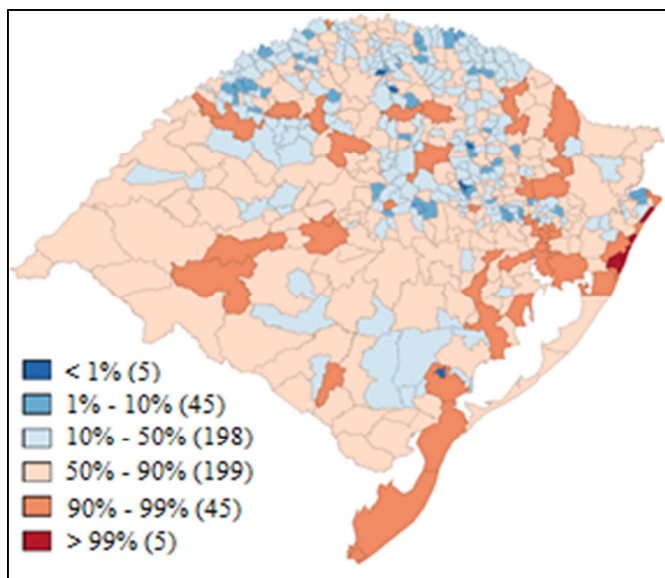
Com o objetivo de apresentar as áreas com maior e menor incidência de crimes, a Figura 1 mostra os municípios segundo a distribuição da criminalidade em percentis para o ano de 2010. Verifica-se que a criminalidade é

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[]	DESVIO-PADRÃO	PSEUDO P-VALOR
CrimeAgregado	0,4527	-0,002	0,029	0,001

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

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

2. Utilizando 999 permutações.

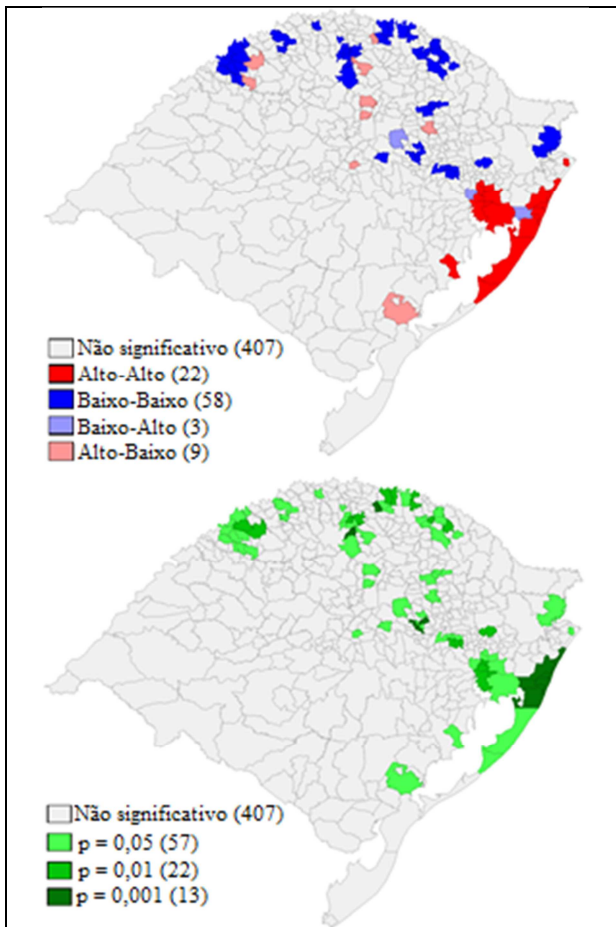
Apesar de representar um teste formal e confiável para a identificação da dependência espacial, esta versão do I de Moran é calculada considerando os resultados globais da distribuição do crime no RS, não permitindo saber onde essa correlação se manifesta no espaço. Como forma de identificar esses focos 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).

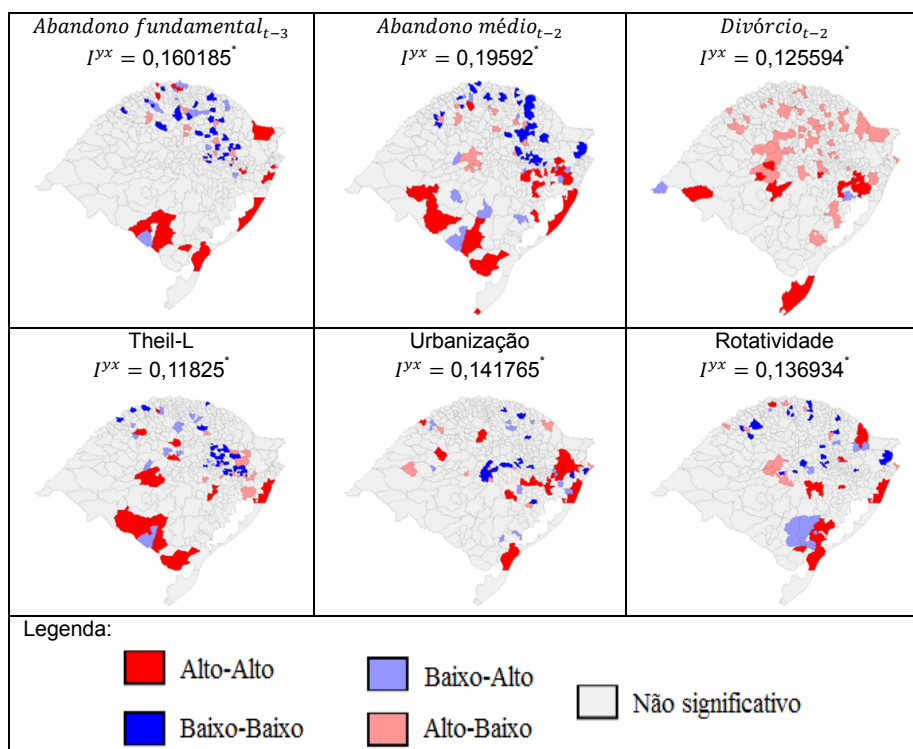
NOTA: Utilizando 999 permutações.

O Quadro 3 exhibe 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-espaial por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)⁹:

$$\log(\text{CrimeAgregado})_i = \beta_0 + \beta_1 LTheil_i + \beta_2 Urban_i + \beta_3 Ab_funda_{i(t-3)} + \beta_4 Ab_medio_{i(t-2)} + \beta_5 Vinculo_i + \beta_6 Divorcio_{i(t-2)} + \beta_5 DOutlier_i + \mu_i \quad (16)$$

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</i> litoral	(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_{ρ} (lag)	34,8872	0,00000
ML_{λ} (erro)	21,0938	0,00000
ML_{ρ}^* (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_{ρ} (lag) quanto ML_{λ} (erro) sugerem a presença de dependência espacial, porém, dos testes robustos, somente ML_{ρ}^* é estatisticamente significativo, o que implica que o modelo com defasagem espacial (6) é mais indicado. Portanto, o modelo adotado é:

$$\log(\text{CrimeAgregado})_i = \beta_0 + \beta_1 LTheil_i + \beta_2 Urban_i + \beta_3 Ab_funda_{i(t-3)} + \beta_4 Ab_medio_{i(t-2)} + \beta_5 Vinculo_i + \beta_6 Divorcio_{i(t-2)} + \beta_7 DOutlier_i + \rho W_1 CrimeAgregado_i + \mu_i \quad (17)$$

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
<i>Dummy outlier</i> 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 Bjerck (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 Sachsidá (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; WAISELFISZ, 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.

ARAÚJO 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.]: FUCAPE, 2012. (FUCAPE 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=ZGVmYXVsdGRvbW Fpbnx0aWFnb21jY2NwaXJlc3xneDoyNzE0NjJmMjgyZjMzYmMy>>. 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.