

Ensaios em Criminalidade no Rio Grande do Sul

Tese de Doutorado (PPGE/PUCRS)

Orientador: Adelar Fochezatto

Dezembro de 2017

- 1 Crimes nos municípios gaúchos: análise de um índice geral de criminalidade
- 2 Daylight Saving Time and Homicides: the effect of light in crimes in RS
- 3 CrimeVis: uma ferramenta de visualização de dados de criminalidade
- 4 Cadeias de Markov Espaço-Temporais dos crimes no RS

Crimes nos municípios gaúchos: análise de um índice geral de criminalidade

Introdução

Introdução

- A criminalidade e a sensação de insegurança diminui o bem-estar de população residente de um determinado local.
- O avanço de métodos de mensuração deste fenômeno são justificados.
- Problemas: alta volatilidade em taxas de municípios pequenos e alta probabilidade de não se observar o evento.

Introdução

- Carvalho (2012): taxa de homicídios em Nova Marilândia (MT) em 2008 foi de 211,1¹, sendo que este município tinha 2.369 habitantes e teve 5 homicídios.
- Problema amplamente discutido na literatura epidemiológica (Clayton and Kaldor (1987), Marshall (1991), Pringle (1996) e Catelan (2010)).
- Possível solução: estimativas bayesianas.

¹Mais de 3 vezes maior do que a do país com maior taxa de homicídio do mundo

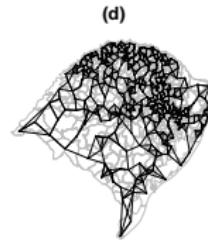
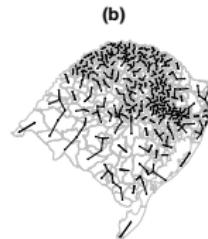
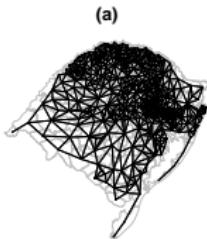
Metodologia

Metodologia

- Os métodos empregados se diferem pois farão uso da estrutura espacial com diferentes especificações.
- Fará uso de métodos bayesianos hierárquicos.
- Literatura sobre o tema de estatística e econometria espacial pode ser encontrada em Besag (1974), LeSage (1997), LeSage (1999), Banerjee (2004) e Bivand (2008).

Matrizes de Vizinhança

- Quatro diferentes tipos de estrutura espacial:



Modelos Autoregressivos Condicionais

- Os modelos CAR (Besag (1974)), considerando n áreas de uma variável aleatória $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)$, cada uma caracterizada por um grupo de vizinhos $N_{(i)}$, assume-se que x_i segue a seguinte distribuição:

$$x_i | \mathbf{x}_{-i} \sim \text{Normal} \left(\mu_i + \sum_{j=1}^n r_{ij} (x_j - \mu_j), s_i^2 \right)$$

onde μ_j é a média da área j e $s_i^2 = \sigma_x^2 / N_i$ é a variância da área i que depende do número de vizinhos ($N_i = \#N_{(i)}$) o que faz com que a medida que o número de vizinhos da área i aumente, sua variância diminua.

Modelos Autoregressivos Condicionais

- A distribuição da ocorrência de crimes possui a verossimilhança Poisson:

$$y_i | \lambda_i \sim Poisson(\lambda_i)$$

onde a média λ_i é definida em termos da taxa de risco ρ_i e o número esperado de ocorrências E_i onde $\lambda_i = \rho_i \times E_i$. Neste caso, o preditor linear adquire a seguinte forma

$$\eta_i = \log(\rho_i) = \alpha + u_i$$

onde o efeito aleatório u_i segue uma especificação estruturada CAR.

Modelos Autoregressivos Condicionais

- Modelo alternativo utilizado (*BYM*):

$$\eta_i = \log(\rho_i) = \alpha + u_i + \varepsilon_i$$

onde o efeito aleatório u_i também segue CAR e o termo ε_i segue um termo não estruturado $\varepsilon_i \sim \text{Normal}(0, \sigma_\varepsilon^2)$

Integrated Nested Laplace Approximation

- *Integrated Nested Laplace Approximation (INLA)* é uma recente abordagem de estimação Bayesiana (Rue (2009))
- Não necessita de simulações estocásticas (como MCMC ou Gibbs), pois faz aproximações analíticas das distribuições a posteriori.
- Usado em Modelos Gaussianos Latentes.

Agregação do Índice

- Ponderações pelo menor valor de pena prevista

$$ICrimeRS_i = \frac{\sum_{j=1}^k y_{ij} \times w_j}{População_i} \times 365$$

onde a variável j é o indexador de tipo de crime (que varia de 1 até k), y é a quantidade de ocorrência criminal e w é o pena mínima prevista em lei.

- Interpretação prática: "*Supondo que todos os crimes sejam julgados e condenados pela pena mínima, em Porto Alegre, quantos dias do ano cada habitante Porto Alegrense teria que passar na cadeia para pagar por todos os crimes cometidos?*".

Resultados

Modelos Estimados

- Modelo Besag:

$$y_i | \lambda_i \sim Poisson(\lambda_i)$$

$$\lambda_i = \rho_i \times E_i$$

$$\eta_i = \log(\rho_i) = \alpha + u_i$$

$$u_i \sim Besag$$

Modelos Estimados

- Modelo BYM:

$$y_i | \lambda_i \sim Poisson(\lambda_i)$$

$$\lambda_i = \rho_i \times E_i$$

$$\eta_i = \log(\rho_i) = \alpha + u_i + \varepsilon_i$$

$$u_i \sim Besag$$

$$\varepsilon_i \sim Normal(0, \tau)$$

Modelos Estimados

- Modelo Besag com efeito temporal de primeira ordem (RW1):

$$y_i | \lambda_i \sim Poisson(\lambda_i)$$

$$\lambda_i = \rho_i \times E_i$$

$$\eta_i = \log(\rho_i) = \alpha + \theta_t + u_i$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \epsilon_i$$

$$u_i \sim Besag$$

$$\epsilon_i \sim Normal(0, \tau)$$

Modelos Estimados

- Modelo BYM com efeito temporal de primeira ordem (RW1):

$$y_i | \lambda_i \sim Poisson(\lambda_i)$$

$$\lambda_i = \rho_i \times E_i$$

$$\eta_i = \log(\rho_i) = \alpha + \theta_t + u_i + \varepsilon_i$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \epsilon_i$$

$$u_i \sim Besag$$

$$\varepsilon_i \sim Normal(0, \tau)$$

$$\epsilon_i \sim Normal(0, \tau)$$

Modelos Estimados

- Distribuições *a priori* $1/\sigma^2 = \tau \sim Gama(1; 0, 0005)^2$
- Os modelos escolhidos fizeram uso do *Deviance Information Criteria* (DIC) (Gelfand (1992) e Dey (1997)) e do *Conditional Predictive Ordinate* (CPO) (Spiegelhalter (1997)) através do *Logarithm of Pseudo Marginal Likelihood* (LPML).

$$^2X \sim Gama(\alpha; \beta) \Rightarrow E(X) = \alpha/\beta.$$

Modelos - Resultados LPML

Tabela 1: LPML para diferentes especificações e diferentes matrizes

Matriz	Especificação	Roubo	RouboVei	Latro	Furto	HomDol	FurtVei	ExtoMS
Cont. (1 ^a)	Besag	25419.99	11742.86	2075.90	52413.51	8021.24	22301.31	590.16
Cont. (1 ^a)	BYM	25419.01	11741.85	2075.66	52413.63	8020.62	22300.33	590.16
Cont. (1 ^a)	Besag + RW1	25444.43	11805.33	2076.24	52368.41	8023.76	22237.35	590.21
Cont. (1 ^a)	BYM + RW1	25442.21	11800.29	2076.03	52370.02	8023.52	22234.19	590.22
Knn (1 ^a)	Besag	29184.34	17460.42	2147.53	52415.55	9527.48	24611.89	623.52
Knn (1 ^a)	BYM	28735.78	16916.85	2134.61	52541.77	9338.64	24262.77	616.78
Knn (1 ^a)	Besag + RW1	29194.09	17558.20	2147.76	52370.63	9520.94	24517.45	623.59
Knn (1 ^a)	BYM + RW1	28744.92	16983.56	2134.44	52475.20	9336.73	24143.70	618.19
Knn (2 ^a)	Besag	25425.73	12376.43	2155.34	52413.47	9601.24	22312.34	625.27
Knn (2 ^a)	BYM	116942.77	58923.96	2170.16	88132.22	10244.07	49997.24	626.30
Knn (2 ^a)	Besag + RW1	25449.27	12437.28	2155.35	52370.74	9598.03	22368.72	625.27
Knn (2 ^a)	BYM + RW1	28318.18	33458.38	2170.29	56544.52	10263.77	33539.89	626.30
Knn (3 ^a)	Besag	25423.06	12342.54	2157.44	52412.85	8726.26	22305.15	624.44
Knn (3 ^a)	BYM	116979.91	58353.86	2172.73	90182.97	10329.64	49515.16	626.32
Knn (3 ^a)	Besag + RW1	25447.32	12412.15	2157.35	52368.22	8699.60	22241.59	624.59
Knn (3 ^a)	BYM + RW1	25565.82	33097.15	2172.89	56663.46	10369.80	33618.43	626.37

Fonte: Elaboração própria.

Modelos - Resultados DIC

Tabela 2: DIC para diferentes especificações e diferentes matrizes

Matriz	Especificação	Roubo	RouboVei	Latro	Furto	HomDol	FurtVei	ExtoMS
Cont. (1 ^º)	Besag	49748.71	22952.88	4150.39	100654.70	15975.00	44451.91	1179.17
Cont. (1 ^º)	BYM	49746.27	22949.99	4149.81	100654.47	15973.04	44448.67	1179.15
Cont. (1 ^º)	Besag + RW1	49690.41	22947.45	4151.02	100477.84	15977.64	44462.45	1179.24
Cont. (1 ^º)	BYM + RW1	49688.18	22944.77	4150.55	100478.17	15977.30	44458.96	1179.24
Knn (1 ^º)	Besag	57239.63	34319.00	4294.40	100663.69	19005.37	49155.42	1246.90
Knn (1 ^º)	BYM	56362.48	33239.63	4269.43	100983.19	18632.38	48445.20	1233.44
Knn (1 ^º)	Besag + RW1	57165.47	34294.24	4294.73	100496.22	18990.73	49141.97	1247.01
Knn (1 ^º)	BYM + RW1	56295.99	33190.24	4269.00	100767.21	18627.23	48408.08	1236.17
Knn (2 ^º)	Besag	49772.66	24302.50	4309.83	100657.15	19152.10	44485.44	1250.52
Knn (2 ^º)	BYM	231142.70	116952.17	4339.80	171989.60	20455.88	99960.90	1252.56
Knn (2 ^º)	Besag + RW1	49714.19	24279.69	4309.76	100478.71	19144.05	44785.79	1250.50
Knn (2 ^º)	BYM + RW1	55449.86	65740.68	4340.06	108971.87	20493.95	67182.64	1252.56
Knn (3 ^º)	Besag	49768.63	24236.07	4313.94	100656.60	17403.92	44472.25	1248.83
Knn (3 ^º)	BYM	231313.12	115829.00	4345.05	175962.87	20625.67	99200.93	1252.61
Knn (3 ^º)	Besag + RW1	49710.14	24229.56	4313.71	100479.81	17349.44	44482.71	1249.10
Knn (3 ^º)	BYM + RW1	49996.59	65035.74	4345.36	109202.52	20705.62	67400.28	1252.72

Fonte: Elaboração própria.

Estimativas INLA

- Sobresuavização das estimativas.
- Dois terços de seu peso para os valores estimados e um terço para os valores brutos como *proxy* das ocorrências.
- A volatilidade não é eliminada, mas existe uma suavização dos seus valores, bem como a presença de valores não-nulos quando o número de ocorrências é zero.

Estimativas INLA

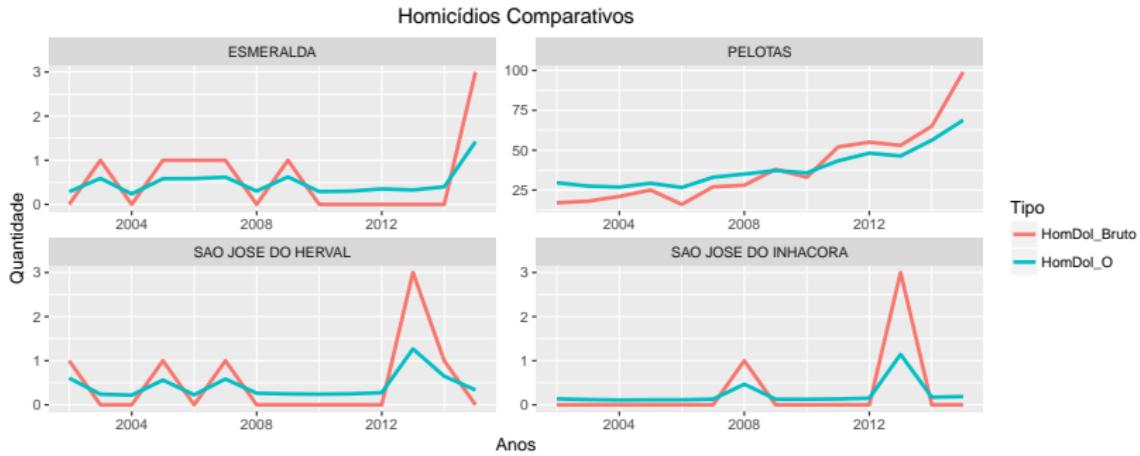


Figura 1: Comparaçao de Número de Homicídios de municípios selecionados

Construção/Resultados dos Índices

- Índices contra a vida (homicídio e latrocínio) e contra o patrimônio (demais).
- Porto Alegre é o município que apresenta o maior índice de criminalidade geral em 2015.
- Cada Porto Alegrense deveria, em média, passar entre 49 e 50 dias dentro da cadeia neste ano para pagar por todos os crimes cometidos.
- Este indicador geral é composto majoritariamente por crimes contra o patrimônio.

Construção/Resultados dos Índices

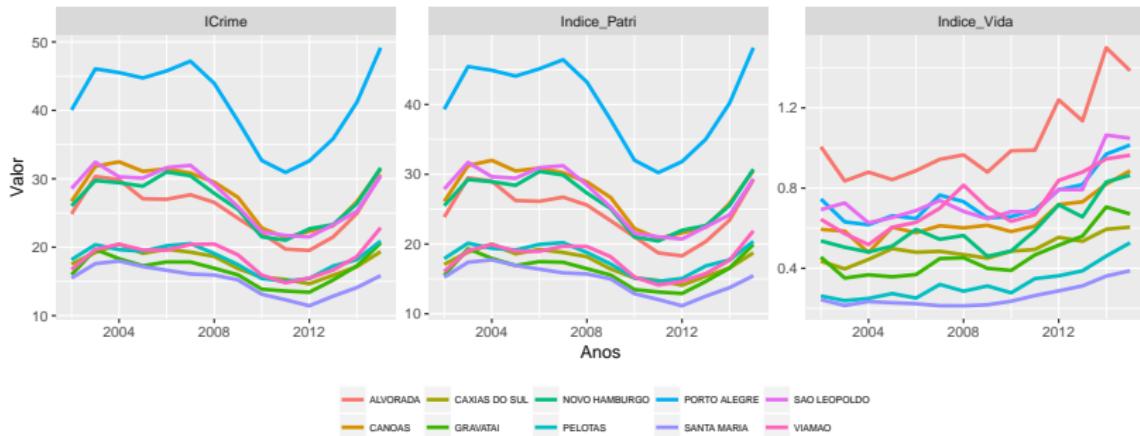


Figura 2: Comparação dos índices para 10 municípios relevantes selecionados. O painel à esquerda mostra o ICrime geral, o painel central apresenta o índice contra o patrimônio e à direita o índice contra à vida.

Construção/Resultados dos Índices

- Apesar do ICrime ter relação com o Furto, foi Porto Alegre que liderou o ranking em 2015.
- O município que lidera o ranking de mais perigoso em termos de crimes vitais é Alvorada, que não está presente nas cinco maiores taxas brutas de latrocínio ou de homicídio.
- Esmeralda, que apresentava taxa de 91 homicídios por 100 mil habitantes, liderando o ranking, caiu para a sexta posição de crimes contra a vida em 2015.
- Cidades que não apresentavam altas posições em homicídios e latrocínios, apareceram como altamente violentas, como é o caso de Porto Alegre, Vicente Dutra, Viamão e Canoas.
- A suavização proposta com o presente método tangibiliza o problema de variabilidade sem perder as especificidades regionais.

Considerações Finais

Considerações Finais

- Fácil interpretabilidade do seu resultado.
- Possíveis Limitações: muito afetado pelos crimes contra o patrimônio e um grau de volatilidade ainda presente.
- Transformação nos dados poderia ser feita, mas perderia interpretabilidade.
- O índice geral refletir os crimes contra o patrimônio tem justificativa uma vez que ele busca medir a realização criminal e a sensação de insegurança.

Daylight Saving Time and Homicides: the effect of light in crimes in RS

Introduction

Introduction

- According to the rational choice from Becker (1968), the individual chooses to commit a crime if the expected benefits are greater than the expected costs.
- Several factors influence both incentives.
- Probability of being captured may play an important deterrent to crime.

Introduction

- One of the ways to assess whether clarity affects criminal behavior is to make use of Daylight Saving Time (DST).
- In terms of criminality, Doleac (2005) estimate a 7% drop in robberies after the DST beginning and a 11% reduction in rapes.

Introduction

- In Brazil, Toro (2016) estimated that the change in ambient light caused by the DST was responsible for saving about 3,850 potential victims from 2006 to 2011.
- Specificities: analysis of a single state, intra-annual models, inclusion of climate covariates and effects of the beginning and end of the DST.

Methodology

Data Source

- *Mortality Information System (SIM)* has mortality information at the municipal level, including date and time of death.
- Cause of death through the codes of the International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems (ICD-10).

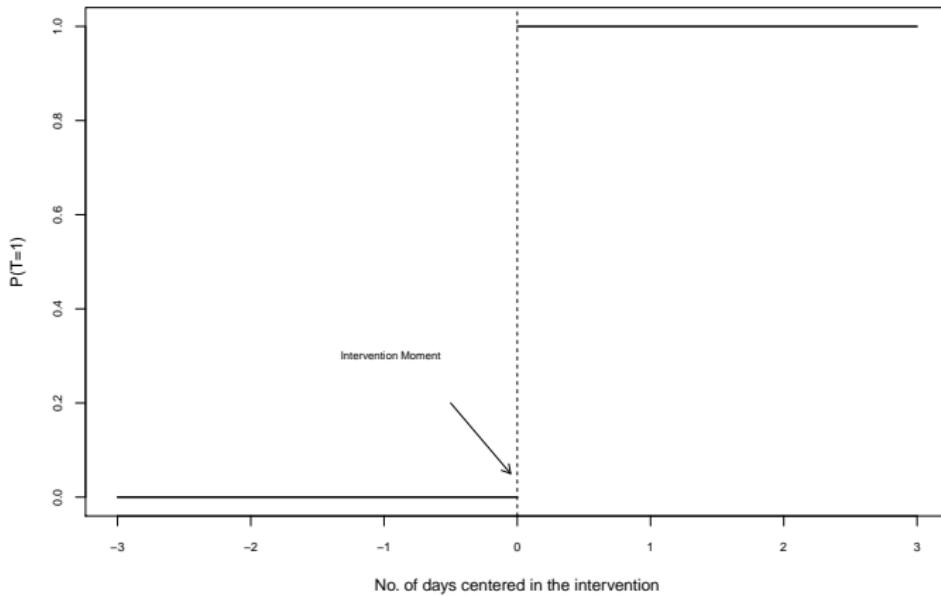
Tabela 3: Code description of ICD-10 used

Code	Description
X93	Assault by handgun discharge
X94	Assault by rifle, shotgun and larger firearm discharge
X95	Assault by other and unspecified firearm discharge
X99	Assault by sharp object
Y00	Assault by blunt object
Y22	Handgun discharge, undetermined intent
Y23	Rifle, shotgun and larger firearm discharge, undetermined intent
Y24	Other and unspecified firearm discharge, undetermined intent

Source: Elaborated by the author.

- National Institute of Meteorology (INMET) has daily public weather data for municipalities in RS.

Regression Discontinuity Design (RDD)



Regression Discontinuity Design (RDD)

- The equation below presents the model in its reduced form

$$Y_{da} = \beta_0 + \tau I(T_{da} \geq 0) + g(T_{da}) + X_{da}\beta + \varepsilon_{da}$$

- d : nº of days after DST
- a : year
- T_{da} : horizontal axis variable
- X_{da} : vector of covariates
- $g(\cdot)$: nonparametric flexible function
- Y_{da} : homicide rate per 100,000 inhabitants
- Particular case of Generalized Additive Models (GAM).

Data Preparation

- Clocks must be advanced by one hour at start of DST, this could underestimate the number of homicide cases on the day immediately following the change in DST.
- The number of homicides occurring on this day is multiplied by 24/23 and when DST is terminated the number of deaths of the immediately subsequent day is multiplied by 23/24.

Results

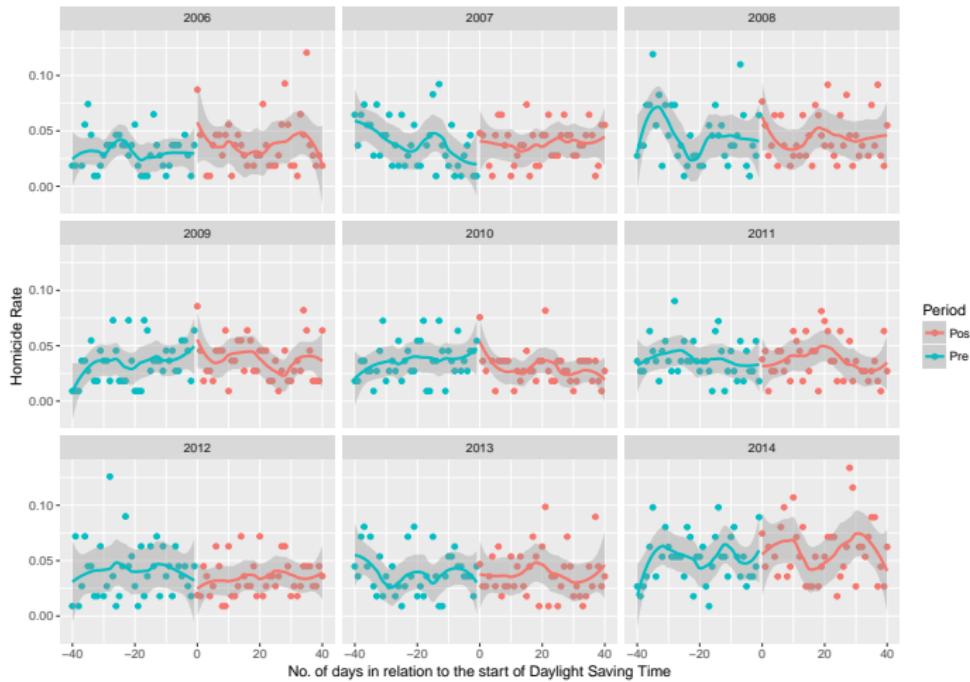
Start of DST

- Complete model fitted (with covariates):

$$HR_{da} = \beta_0 + \tau I(T_{da} \geq 0) + g(T_{da}) + \beta_1 Temp_{da} + \beta_2 Prec_{da} + \beta_3 Wind_{da} + \beta_k Day_{dak} + \varepsilon_{da}$$

- Previous discontinuity between climate covariates: in general, lack of significance.
- In all years and models it was observed a high absence of significance with the exception for the model with no covariates in 2007 (Sig. = 0.0300), with **an opposite direction than expected** ($\tau = 0.0195$).

Start of DST



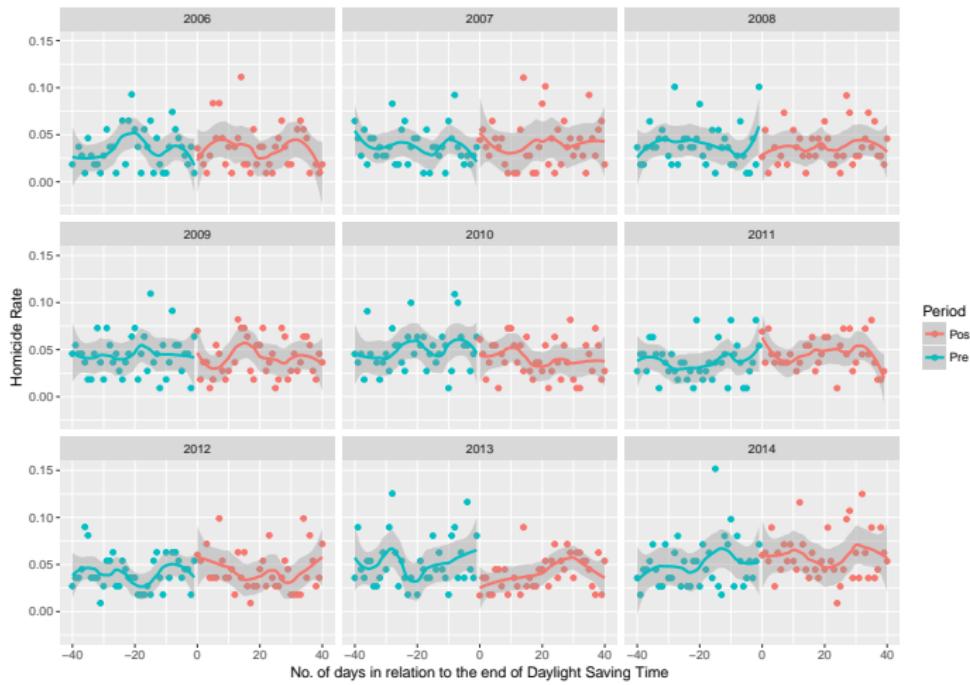
Start of DST - Covariates

- The average temperature, in 2013 and 2014, was **positively related** to homicide rates.
- In 2008, there was an inverse effect between wind speed and homicide rate.
- Weekdays: effects according to expected of the descriptive statistics (*weekend effect*).
- Both the start and the end of DST, **always occur at dawn between Saturday and Sunday**.
- Since the effect of the discontinuity of the regression is local and takes into account the neighborhood of the points the effect, "Friday vs. Saturday" locally affects the transition "Saturday vs. Sunday".

End of DST

- Previous discontinuity between climate covariates: some significances deserve attention.
- Temperature: positive discontinuities in 2007 and 2009.
- Precipitation: discontinuity of 5.42 in 2006 and -11.64 in 2007.
- Wind speed: discontinuity in 2006 (0,53), 2009 (-0,499) and 2013 (0,7565).
- **High absence of significance in all models, except in 2013** (with or without covariates).
- Direction of the effect is the opposite of what is expected (negative)
- Abrupt positive change in wind speed in 2013 (possible endogeneity).

End of DST



End of DST - Covariates and Results

- Temperature in 2012 and Wind Speed in 2006 showed significant results.
- There is evidence that **as temperatures rise, criminal rates increase as well.**
- Weekdays results analogous to the start of the DST.
- Again, there is no substantial evidence that DST has an influence on crime.

Robustness Checks

Robustness Checks

- Results were robust in several specifications:
 - ➊ Demean approach
 - ➋ Alternative Bandwidth minimizing *mean square error*
 - ➌ Filtering for only most affected hours by the DST
 - ➍ Analysis at all death occurrence location

Final Considerations

Final Considerations

- DST, in general, has no effect on the homicide rate.
- In some cases the results that were significant pointed in the **opposite-to-expected**.
- DST is not able to capture the luminosity effect on criminal activity.
- Weekday plays a crucial role in criminal rates.
- Evidence of a positive correlation between temperature and homicides.
- Robust results.

Final Considerations

- Pioneering character of local evaluation of the DST effect on RS crimes.
- No work is known that addressed this topic in the state.
- Relevant subject to study since Brazilian government studied to remove DST from the calendar in 2017.

CrimeVis: uma ferramenta de visualização de dados de criminalidade

Resumo

Resumo

- Aplicativo de visualização de dados.
- Foco na visualização interativa de gráficos e mapas.
- Ferramenta pioneira em segurança pública no RS.
- Uso de recentes tecnologias e conceitos: Shiny, htmlwidgets, *tidy data* e gramática de gráficos.

Repercussão

Grande repercussão na mídia/governo/academia

Ponta Grossa, quinta-feira, 07 de dezembro de 2017.
[f](#) [t](#) [g](#) [e](#) [m](#)

Jornal do Comércio 84^{an}

O Jornal de economia e negócios do RS

LOGIN ASSINE
ANUNCIE NO JC

CASA ÚLTIMAS ECONOMIA POLÍTICA GERAL INTERNACIONAL ESPORTES OPINIÃO COLUNAS DICERNEI GERAÇÃO MÍDIAS VÍDEOS
09:06:33 Comissão aprova último destaque e conclui votação de pacote anticorrupção

COMENTAR | CORRIGIR | Compartilhar [f](#) [a1](#) [t](#) [in](#) [e](#) [w](#)

SEGURANÇA PÚBLICA: votação da extensão imposta da 267/11/2016 (aposta em 29/11 às 23h59min) FEE lança aplicativo com dados da criminalidade gaúcha



Renan Xavier elaborou o CrimeVis em cerca de cinco meses
MARCELO S. RIBEIRO/JC

Aplicativo CrimeVis

- Evolução de taxa de homicídio no Rio Grande do Sul
- Evolução de latrocínio
- Evolução de roubo de veículos
- Evolução entre municípios (distância entre cidades)
- Exemplo de mapa com dados de criminalidade
- Taxa de roubos de celulares
- Melhor mês para investir em segurança

Aplicativo CrimeVis - ferramenta que mapeia a criminalidade no RS

Figura 3: Matéria do Jornal do Comércio e Vídeo Explicativo

Grande repercussão na mídia/governo/academia



Figura 4: Entrevista na TV Assembléia

Grande repercussão na mídia/governo/academia

I SIMPÓSIO BRASILEIRO DE ECONOMIA DO CRIME

18 de Novembro de 2016 – das 9:00 às 17:00



PROGRAMAÇÃO:

08:30 - 09h - Credenciamento	Local: PALÁCIO DA POLÍCIA Av. João Pessoa, 2050 Porto Alegre - RS
09:00 - Cerimônia de Abertura	Inscrições: 1 Brinquedo economiaocrime@gmail.com
09:30 - Economia do crime: o que é?	
Palestrante: Prof. Dr. Giacomo Balbinotto Neto (UFRGS)	
Moderadora: Profa. Dra. Marcia Regina Godoy	
10:20 – 10:30 - Intervalo	
10:30 - Evidências empíricas a respeito dos efeitos do aprisionamento no crime	
Prof. Dr. Cristiano Oliveira (FURG)	
Moderador: SSP-RS (a confirmar)	
11:20 - Aplicativo CrimeVis: Visualização da Criminalidade Anual no Rio Grande do Sul	
Palestrante: Renan Xavier Cortes - Fundação de Economia e Estatística	
Moderador: Thiago Solon Gonçalves Albeche – Academia Integrada da Segurança Pública	
12:00 - 13:30 - Almoço	
13:30 - Violência, Instituições e as regras do jogo	
Palestrante: Prof. Dr. Luiz Marcelo Berger (IDERS)	
Moderador: Prof. Msc. Alexandre Luiz Schlemper	
14:15 - Determinantes socioeconómicos da vitimização no Brasil	
Palestrantes: Profa. Dra. Marcia Regina Godoy (UNISINOS) e Profa. Msc. Cristiane Silva (UNISINOS)	
Moderadora: Profa. Dra. Olinda Barcellos - FADISMA e Escrivã da Secretaria de Segurança Pública	
14:45 - Economia do Crime: uma análise sobre a maioria penal a partir dos detentos paranaenses	
Palestrantes: Prof. Dr. Pery Shikida (UNIOESTE) e Prof. Msc. Alexandre Luiz Schlemper (IFPR e UNIOESTE – PR)	
Moderador: Prof. Dr. Cristiano Oliveira	



Figura 5: I Simpósio Brasileiro de Economia do Crime no Palácio da Polícia

Cadeias de Markov Espaço-Temporais dos crimes no RS

Introdução

Introdução

- A atividade criminal é um fenômeno que pode depender tanto do espaço quanto do tempo.
- Objetivo Primário: fazer um estudo espaço-temporal da criminalidade do RS através de Cadeias de Markov.
- Objetivo Secundário: acoplar estas novas funcionalidades e métodos no CrimeVis.
- São avaliados o efeito da vizinhança na transição temporal em termos de probabilidades de transição, razões de chance e testes de homogeneidade temporal e espacial.
- Inspirado em Rey (2012).

Metodologia

Metodologia - Base de Dados

- Ocorrências criminais municipais anuais de todos os crimes da SSP-RS de 2002 até 2016.
- A variável é a presença ou ausência de alguma ocorrência criminal em um determinado espaço (município) e em um determinado tempo (ano).

Metodologia - Matrizes de Transição Temporais

- Supondo homogeneidade no tempo e se $X(t)$ é discreto e que pode assumir k diferentes valores, então ele é uma cadeia homogênea no tempo se:

$$P[X(t_l) = j \mid X(t_{l-1}) = i, X(t_{l-2}) = j, \dots, X(t_0) = i] = P[X(t_l) = j \mid X(t_{l-1}) = i] = p_{i,j} \quad \forall i, j$$

e $p_{i,j}$ satisfazem

$$0 \leq p_{i,j} \leq 1$$
$$\sum_j p_{i,j} = 1 \quad \forall i$$

onde $p_{i,j}$ é a probabilidade de uma célula da matriz passar do estado i para j .

Metodologia - Matrizes de Transição Temporais

Estado Inicial (t_0)	Estado Final (t_1)	
	Sem Crime	Com Crime
Sem Crime	$p_{1,1}$	$p_{1,2}$
Com Crime	$p_{2,1}$	$p_{2,2}$

Tabela 4: Exemplo de Matriz de Transição Temporal

Matrizes de Transição Espaço-Temporais

- Cram-se dois estratos: municípios que tiveram vizinhos sem crime no período inicial (SC) e que tiveram (CC).

Vizinhança (t_0)	Estado Inicial (t_0)	Estado Final (t_1)	
		Sem Crime	Com Crime
Sem Crime	Sem Crime	$p_{sc,1,1}$	$p_{sc,1,2}$
	Com Crime	$p_{sc,2,1}$	$p_{sc,2,2}$
Com Crime	Sem Crime	$p_{cc,1,1}$	$p_{cc,1,2}$
	Com Crime	$p_{cc,2,1}$	$p_{cc,2,2}$

Tabela 5: Exemplo de Matriz de Transição Espaço-Temporal

Razões de Chances Temporais

$$\Pi_{1,2} = \frac{p_{1,2}}{p_{1,1}}, \quad \Pi_{2,1} = \frac{p_{2,1}}{p_{2,2}}, \quad \Pi_{1,1} = \frac{p_{1,1}}{p_{1,2}}, \quad \Pi_{2,2} = \frac{p_{2,2}}{p_{2,1}}.$$

- A chance de uma célula que não apresentou crime no período inicial, venha a apresentar crime no período final é $\Pi_{1,2}$.

Razões de Chances Espaço-Temporais

$$\theta_{1,2} = \frac{\Pi(CC)_{1,2}}{\Pi(SC)_{1,2}} = \frac{\frac{p_{cc,1,2}}{p_{cc,1,1}}}{\frac{p_{sc,1,2}}{p_{sc,1,1}}}, \quad \theta_{2,1} = \frac{\Pi(CC)_{2,1}}{\Pi(SC)_{2,1}} = \frac{\frac{p_{cc,2,1}}{p_{cc,2,2}}}{\frac{p_{sc,2,1}}{p_{sc,2,2}}},$$

$$\theta_{1,1} = \frac{\Pi(CC)_{1,1}}{\Pi(SC)_{1,1}} = \frac{\frac{p_{cc,1,1}}{p_{cc,1,2}}}{\frac{p_{sc,1,1}}{p_{sc,1,2}}}, \quad \theta_{2,2} = \frac{\Pi(CC)_{2,2}}{\Pi(SC)_{2,2}} = \frac{\frac{p_{cc,2,2}}{p_{cc,2,1}}}{\frac{p_{sc,2,2}}{p_{sc,2,1}}}$$

- A chance de uma célula que teve vizinhança criminosa no período inicial de transitar dos estados *Sem Crime* → *Com Crime* é $\theta_{1,2}$ vezes se elas não tivessem tido crimes na sua vizinhança no período inicial.

Testes de Homogeneidade Temporal e Espaço-Temporal

- Os testes seguem a estatística:

$$\chi^2_{(k(S-1)(k-1))} = 2 \sum_{s=1}^S \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k f_{s,i,j} \ln \left(\frac{f_{s,i,j} f_{.,i,.}}{f_{s,i,.} f_{.,i,j}} \right)$$

onde S é o número de estratos, $f_{s,i,j}$ é a frequência de células do estrato s que transitaram do estado i para o estado j .

- A hipótese nula é de que as cadeias são equivalentes entre si.

Acoplamento no CrimeVis

Acoplamento no CrimeVis

- O CrimeVis sintetiza de maneira fácil e intuitiva as transições temporais e espaço-temporais de todas abordagens.

Resultados

Roubo de Veículos

- O Roubo de Veículos passou por um processo de migração para mais próximo da RMPA entre 2002 e 2016.

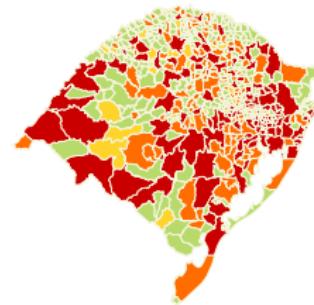
Roubo de Veículos em 2002



Roubo de Veículos em 2016



Transição de Estados



- Permaneceu sem crime
- Passou a ter crime
- Permaneceu com crime
- Passou a não ter crime

Roubo de Veículos

- Se um município não teve crime em 2002, tem 0,39 de probabilidade de ter em 2016.
- Se ele já teve crime, a probabilidade de ele continuar tendo é 0,83.

Tabela 6: Prob. de Transição Temporal do Roubo de Veículos 2002-2016

Estado Inicial (2002)	Estado Final (2016)	
	Sem Crime	Com Crime
Sem Crime	0,61	0,39
Com Crime	0,17	0,83

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 7: Razões de Chance Temporais do Roubo de Veículos 2002-2016

Descrição	Razão de Chance
Chance de transitar para presença de crime	0,65
Chance de transitar para ausência de crime	0,20
Chance de permanecer sem crime	1,53
Chance de permanecer com crime	4,92

Fonte: Elaboração própria.

Roubo de Veículos

- Dois subperíodos foram previamente inspecionados: 2002-2009 e 2009-2016.
- A primeira janela é mais estável do que a segunda (Sig. = 0,0626).
- Hipótese: aumento da frota de veículos por políticas de incentivo à demanda em 2008 (frota dobrou enquanto a população aumentou 8%)
- Novos subperíodos: 2002-2007 em relação a 2009-2016.
- Homogeneidade temporal é fortemente rejeitada a 1% (Valor-p = 0,0066).
- Hipótese corroborada.
- Efeito de vizinhança somente é significativo em 2015 e 2016.

Homicídio Doloso

- Entre 2002 e 2016: grande estabilidade regional.
- Padrão espacial: a região norte do RS é menos violenta.
- Estima-se 0,72 a prob. de se manter sem crime e 0,75 com crime.

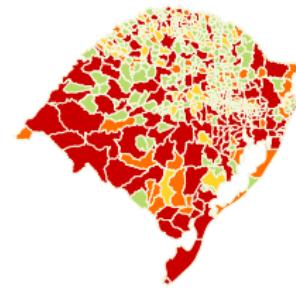
Homicídio Doloso em 2002



Homicídio Doloso em 2016



Transição de Estados



Homicídio Doloso

- Hipótese de homogeneidade temporal também em diversos outros subperíodos.
- Ter vizinhos com crimes afeta em 9,30 a chance de permanecer em crime no futuro e de transitar para a presença é 1,74 (Valor-p = 0,052).
- No período mais recente (2015-2016), vizinhos com crimes afetam negativamente a taxa com alta significância (Valor-p = 0,0113).
- Neste período, efeito da vizinhança na transição para presença de crime é de 4,70 e de permanência em crime 6,67.

Delitos relacionados à Armas e Munições

- Mudança abrupta identificada entre 2002 e 2016.
- Série histórica acusa que a mudança foi em 2003 (provavelmente devido ao Estatuto do Desarmamento).
- Quebra entre 2003 e 2004.
- Homogeneidade temporal: fortemente rejeitada quando comparamos o subintervalo 2002-2003 com 2003-2005 (Valor-p < 0,001 e $\chi^2 = 385,19$).
- Possibilidade de ter afetado os homicídios subsequentemente em termos comparativos de probabilidade de transição.

Delitos relacionados à Armas e Munições

Delitos Relacionados à Armas e Munições em 2002



Delitos Relacionados à Armas e Munições em 2016



Transição de Estados

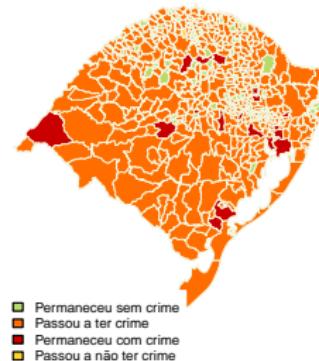


Figura 7: Delitos relacionados à Armas e Munições entre 2002 e 2016

Delitos relacionados à Armas e Munições

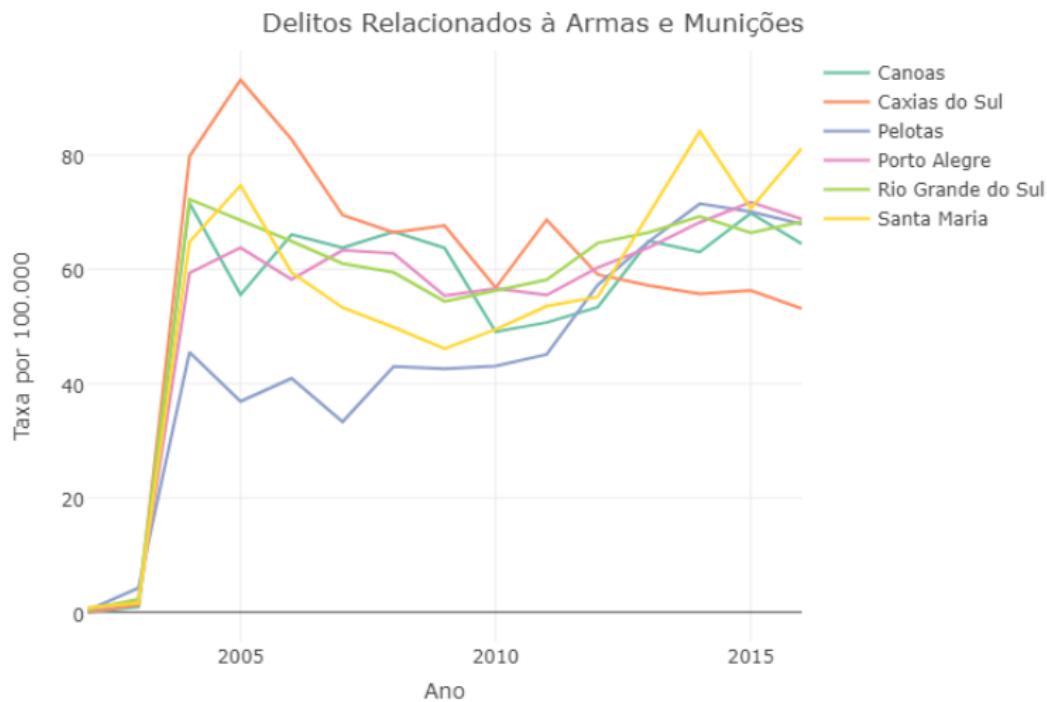


Figura 8

Delitos relacionados à Armas e Munições

Delitos Relacionados à Armas e Munições em 2002



Delitos Relacionados à Armas e Munições em 2003



Transição de Estados

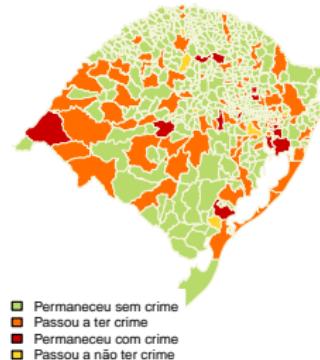


Figura 9: Delitos relacionados à Armas e Munições entre 2002 e 2003

Delitos relacionados à Armas e Munições

Delitos Relacionados à Armas e Munições em 2003



Delitos Relacionados à Armas e Munições em 2004



Transição de Estados

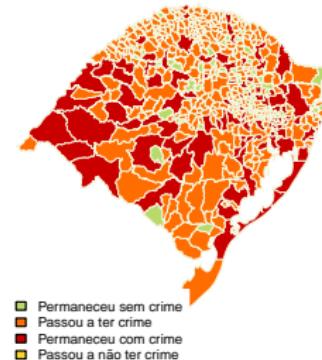


Figura 10: Delitos relacionados à Armas e Munições entre 2003 e 2004

Delitos relacionados à Armas e Munições

Delitos Relacionados à Armas e Munições em 2004



Delitos Relacionados à Armas e Munições em 2005



Transição de Estados

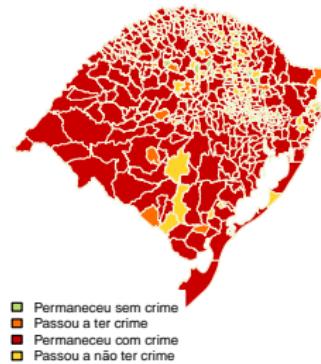


Figura 11: Delitos relacionados à Armas e Munições entre 2004 e 2005

Tráfico de Entorpecentes

- Alta similaridade com homicídios.
- Estabilidade temporal.
- Padrão espacial similar entre região norte e sul.
- Homogeneidade temporal entre 2002-2009 e 2009-2016 (Valor-p = 0,942)

Considerações Finais

Considerações Finais

- Variável sob análise foi dicotômica (*dummy*) indicando se o município teve pelo menos uma ocorrência de determinado crime.
- Diversos mapas, probabilidades, razões de chances e testes de hipóteses de homogeneidade temporais e espaciais foram conduzidos.
- Mostrou-se como as análises estão dispostas no CrimeVis.

Considerações Finais

- Roubo de veículos: aumento das ocorrências para os municípios próximos à RMPA (incentivo à demanda em 2008).
- Homicídio doloso: grande estabilidade temporal e padrão espacial norte/sul.
- Armas e munições: quebra estrutural entre os anos de 2003 e 2004 provavelmente devido à vigência do Estatuto do Desarmamento.
- Tráfico: similaridade com os homicídios dolosos.

Considerações Finais

- Trabalhos futuros:
 - ① Uso de uma variável *dummy* que assuma o valor um caso a região esteja acima da média do estado daquele período e zero caso contrário
 - ② Variável pode assumir mais de dois estados (níveis de criminalidade)
 - ③ Comparar a cadeia de transição das células com a cadeia de transição de seus respectivos vizinhos (cadeias *conjuntas*)

Considerações Finais

- Pioneirismo do trabalho.
- Passo importante para a segurança pública do estado e para trabalhos acadêmicos futuros.

Referências I

- Banerjee, Carlin, S. 2004. *Hierarchical Modeling and Analysis for Spatial Data*. Vol. 101. Chapman & Hall/CRC.
- Becker, G. 1968. "Crime and Punishment: an economic approach." *Journal of Political Economy* 76: 169–217.
- Besag, J. 1974. "Spatial Interaction and Statistical Analysis of Lattice Systems." *Journal of the Royal Statistical Society. Series B*. 36 (2): 579–602.
- Bivand, Pebesma, R. S. 2008. *Applied Spatial Data Analysis with R*. Springer.
- Carvalho, Marques da Silva, A. 2012. "Taxas Bayesianas para o mapeamento de homicídios nos municípios brasileiros." *Cadernos de Saúde Pública*

Referências II

Pública 28 (7): 1249–62.

Catelan, Lagazio, D. 2010. “A hierarchical Bayesian approach to multiple testing in disease mapping.” *Biometrical Journal* 52 (6).

Clayton, David, and John Kaldor. 1987. “Empirical Bayes Estimates of Age-Standardized Relative Risks for Use in Disease Mapping.” *Biometrics*. JSTOR, 671–81.

Dey, Chen, D. K. 1997. “Bayesian approach for nonlinear random effects models.” *Biometrics* 53: 1239–52.

Doleac, N. J., J. L. e Sanders. 2005. “Under the Cover of Darkness: How Ambient Light Influences Criminal Activity.” *Review of Economics and Statistics* 97 (5): 1093–1103.

Gelfand, Dey, A. E. 1992. “Model determination using predictive distributions, with implementation via sampling-based methods.” *Bayesian*

Referências III

- Statistics 4. Proceedings of the Fourth Valencia International Meeting*, 147–59.
- LeSage, J. P. 1997. “Bayesian estimation of spatial autoregressive models.” *International Regional Science Review* 20 (1-2): 113–29.
- . 1999. *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*. Department of Economics, University of Toledo.
- Marshall, R. J. 1991. “Mapping disease and mortality rates using empirical Bayes estimators.” *Journal of the Royal Statistical Society: Series C* 40 (2).
- Pringle, D. G. 1996. “Mapping disease risk estimates based on small numbers: an assessment of empirical Bayes techniques.” *Economia and Social Review* 27 (4).
- Rey, Elizabeth A e Koschinsky, Sergio J e Mack. 2012. “Exploratory Space-time Analysis of Burglary Patterns.” *Journal of Quantitative*

Referências IV

Criminology 28 (3). Springer: 509–31.

Rue, Martino, H. 2009. “Approximate Bayesian inference for latent Gaussian models by using integrated nested Laplace approximations.” *Journal of the Royal Statistical Society: Series B(Statistical Methodology)* 71 (2). Citeseer: 319–92.

Spiegelhalter, Best, D.J. 1997. “Bayesian approach for nonlinear random effects models.” *Biometrics* 53: 1239–52.

Toro, Tigre, W. 2016. “Ambient Light and Homicides.” Disponível Em SSRN: [Http://Ssrn.com/Abstract=2786452](http://Ssrn.com/Abstract=2786452) Ou [Http://Dx.doi.org/10.2139/Ssrn.2786452](http://Dx.doi.org/10.2139/Ssrn.2786452).