Efeitos do programa Pacto Pelotas pela Paz: uma análise através da modelagem de séries temporais estruturais bayesianas

João Felipe Alves Moreira Portugal
Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados, Universidade Federal de Pelotas, Brasil

Cristiano Aguiar de Oliveira
Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Universidade Federal do Rio Grande, Brasil

Este trabalho investiga os efeitos do programa Pacto Pelotas pela Paz sobre os índices de homicídios, roubos a pedestres e roubos de veículos no município de Pelotas, no período de agosto de 2017 a fevereiro de 2020. Para tanto, emprega-se o modelo de Séries Temporais Estruturais Bayesianas (BSTS), que permite construir trajetórias contrafactuais a partir de municípios não afetados pela intervenção. Os resultados indicam que o programa não produziu efeitos estatisticamente significativos sobre homicídios e roubos a pedestres. Para roubos de veículos, o modelo estimou uma redução de 32%, contudo, os testes de placebo revelaram que esse resultado não é robusto. Em conjunto, as evidências não permitem atribuir eficácia ao programa nas modalidades de crime analisadas.

Palavras-chave. Avaliação de Impacto, Economia do Crime, Séries Temporais Estruturais Bayesianas, Controle Sintético, Pacto Pelotas pela Paz.

Classificação JEL. C32, H76, K42.

1. Introdução

A criminalidade é um dos problemas mais persistentes da sociedade brasileira. As taxas de homicídio por 100 mil habitantes cresceram de forma praticamente ininterrupta nas últimas décadas, passando de 15 nos anos 1980 para 28 na década de 2010 (IPEA, 2023). Em 2021, 1,8 milhão de pessoas foram vítimas de roubo no país, das quais 122 mil sofreram roubo de veículo (IBGE, 2022a). Em termos comparativos, o Brasil figurava em 2021 como o segundo país com maior taxa de homicídio intencional por 100 mil habitantes na América do Sul, atrás apenas da Colômbia (UNODC, 2023).

Esses índices se refletem na percepção da população: 45% dos brasileiros não se sentem seguros em suas cidades e 40% avaliam como médio ou alto o risco de serem roubados com violência nas ruas (IBGE, 2022b). Do ponto de vista fiscal, os custos associados à criminalidade também são expressivos. Somente em 2016, as despesas públicas com saúde relacionada à violência, sistema prisional e policiamento totalizaram R$ 111 bilhões, o equivalente a 1,7% do PIB (Cerqueira et al., 2019). Parte desses

João Felipe Alves Moreira Portugal : portugaljoaofelipe@gmail.com
Cristiano Aguiar de Oliveira : cristiano.oliveira@furg.br
Enviado em 21 de outubro de 2024. Aceito em 31 de julho de 2025. Publicado on-line em outubro de 2026.

This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License.

recursos é destinada a investimentos em segurança pública que, ao elevarem a probabilidade de punição, produzem efeitos de dissuasão sobre o comportamento criminoso (Oliveira e Arcaro, 2016).

Diante desse cenário, ao longo das décadas de 2000 e 2010, o governo federal desenvolveu e implementou diversas iniciativas com o objetivo de conter a escalada da violência no país: os Planos Nacionais de Segurança Pública de 2000 e 2003; o Programa Nacional de Segurança com Cidadania de 2007; a Estratégia Nacional de Fronteiras de 2011; o Pacto Nacional de Redução de Homicídios de 2015; e os Planos Nacionais de Segurança Pública de 2017 e 2018 (Spaniol et al., 2020). Esforços semelhantes também ocorreram nas esferas estadual e municipal.

Em relação às esferas estaduais e municipais, também houve implementações de políticas públicas voltadas ao combate à violência. No âmbito estadual, como exemplo, têm-se os casos de Pernambuco (Programa Pacto Pela Vida) e Espírito Santo (Programa Estado Presente). Em relação à esfera municipal, destacam-se os programas executados em Belo Horizonte (Programa Fica Vivo!) e Pelotas (Pacto Pelotas pela Paz).

Especificamente em relação ao município de Pelotas, índices como roubos, homicídios e roubos de veículos aumentaram significativamente ao longo da década de 2010. Os dados divulgados pela Secretaria de Segurança Pública do Rio Grande do Sul (SSP-RS) demonstram que, no período em questão, o número de homicídios por cem mil habitantes mais que dobrou, saindo de 16 em 2011 para 33 no ano de 2017. Em relação aos roubos, os números por cem mil habitantes foram de 683 para 1268, ao passo que os roubos de veículos, que eram de 53 por cem mil habitantes em 2011, atingiram a marca de 83 na mesma proporção em 2017.

Ademais, em comparação com os números do Rio Grande do Sul, os índices criminais por cem mil habitantes da cidade de Pelotas se tornaram maiores do que as taxas estaduais ao longo da primeira metade da década de 2010. Diante desse cenário, a prefeitura do município, em colaboração com o Instituto Cidade Segura[1] e com a Comunitas[2], elaborou a criação do programa Pacto Pelotas pela Paz (PPP) no ano de 2017, que posteriormente viria a ser replicado nas cidades gaúchas de Lajeado e Santa Cruz do Sul em 2019 e 2022, respectivamente.

O PPP tem por objetivos a redução de cinco indicadores relacionados a homicídios, roubos a pedestres, roubos de veículos, perturbação do sossego e vulnerabilidade juvenil. Para alcançá-los, o programa foi concebido como uma iniciativa de articulação interinstitucional, envolvendo a prefeitura e órgãos de diferentes esferas — polícias federal, militar, civil e rodoviária federal, forças armadas, fundações de atendimento socioeducativo e demais agentes. Essa configuração representou uma ruptura com o modelo tradicional de atuação fragmentada no combate à criminalidade no município.

O programa foi estruturado em cinco eixos: policiamento e justiça, fiscalização administrativa, prevenção social, tecnologia e urbanismo. Desses, apenas o eixo de policiamento e justiça possui foco em ações de repressão, operacionalizado por meio de duas

[1] Organização da sociedade civil que atua como consultoria para a elaboração de projetos no âmbito da segurança pública e da prevenção a violência.

[2] Entidade da sociedade civil no Brasil que tem por objetivo promover a melhoria das alocações de recursos empresariais para fins sociais.

estratégias principais. A primeira, o projeto Repressão Integrada a Homicídios, consiste em uma parceria entre Polícia Civil, Ministério Público e Poder Judiciário local voltada à agilização de inquéritos e processos relacionados a homicídios. A segunda, o projeto Pedestre Seguro, tem como objetivo a redução de roubos por meio da estratégia de Pontos Quentes (*Hot Spots*), que identifica horários, dias da semana e locais de maior incidência desses delitos, permitindo o reforço do policiamento nos pontos e períodos prioritários. Para viabilizar essas ações, a cidade contou inicialmente com o incremento de mais de 80 guardas municipais, a criação de uma equipe de gestão do programa, 7 projetos de lei e mais de R$ 6 milhões em investimento.[3]

Os quatro eixos restantes — prevenção social, urbanismo, fiscalização administrativa e tecnologia — possuem natureza predominantemente preventiva. O eixo de prevenção social concentra o maior número de estratégias do programa, com ações que abrangem desde a primeira infância até a adolescência, além da reintegração social de egressos do sistema prisional. O eixo de urbanismo busca ampliar o sentimento de segurança por meio de melhorias em praças e parques e da otimização da iluminação pública. Já os eixos de fiscalização administrativa e tecnologia voltam-se, respectivamente, à redução da perturbação do sossego e à implementação de câmeras de monitoramento no município. Essa predominância de eixos preventivos sobre os de repressão é uma característica relevante do desenho do programa, pois sugere que seus efeitos tendam a se manifestar no médio e longo prazo, e não de forma imediata após a implementação.

Diante da escalada da criminalidade no município e da implementação de um programa com essas características, torna-se necessário avaliar se o Pacto Pelotas pela Paz foi de fato eficaz na redução dos indicadores de violência. Embora a literatura tenha abordado o tema, os estudos disponíveis ainda carecem de estratégias de identificação que combinem a construção de contrafactuais flexíveis com procedimentos sistemáticos de verificação de robustez. O presente trabalho busca preencher essa lacuna ao empregar o modelo de Séries Temporais Estruturais Bayesianas (BSTS), cuja estrutura permite incorporar tendência local e selecionar automaticamente as séries de controle mais informativas, e ao submeter os resultados a uma bateria de testes de robustez que asseguram que os achados não sejam fruto do acaso.

Especificamente, este artigo investiga os efeitos do Pacto Pelotas pela Paz sobre três indicadores: homicídios, roubos a pedestres e roubos de veículos, no período de agosto de 2017 a fevereiro de 2020. Para tanto, emprega-se o modelo de Séries Temporais Estruturais Bayesianas (BSTS), que constrói uma trajetória contrafactual para Pelotas a partir das séries temporais de 20 municípios gaúchos não afetados pelo programa, permitindo estimar o que teria ocorrido na ausência da intervenção. A robustez dos resultados é avaliada por meio de testes de placebo, nos quais cada município de controle é tratado como se houvesse recebido a intervenção.

Os resultados indicam que o programa não produziu efeitos estatisticamente significativos sobre homicídios e roubos a pedestres no período analisado, embora reduções nesses indicadores sejam observáveis a partir do início de 2019 — período que coincide

[3] Os subprogramas referentes a cada eixo estão disponíveis em: https://www.pelotas.rs.gov.br/pacto/.

com a implementação do programa RS Seguro no estado. Para roubos de veículos, o modelo estimou uma redução de 32%, mas os testes de placebo revelaram que esse resultado não é robusto. Em conjunto, as evidências não permitem atribuir eficácia ao Pacto Pelotas pela Paz nas modalidades de crime analisadas. Esses achados contribuem para o debate sobre o desenho de políticas de segurança pública em nível municipal, particularmente no que diz respeito ao horizonte temporal necessário para que programas de natureza predominantemente preventiva produzam resultados mensuráveis.

O restante do artigo está organizado da seguinte forma. A Seção 2 revisa a literatura sobre avaliação de políticas públicas de combate à criminalidade. A Seção 3 descreve os dados e a estratégia empírica. A Seção 4 apresenta os resultados e os testes de robustez. A Seção 5 conclui com as considerações finais.

2. Economia do crime e evidência empírica

O arcabouço analítico para a compreensão econômica da criminalidade tem como marco fundador o trabalho de Becker (1968), no qual o autor modela a decisão de cometer um crime como um problema de escolha racional sob incerteza. Nessa formulação, um indivíduo opta pela atividade criminosa quando a utilidade esperada do delito — ponderada pela probabilidade de ser preso e pela severidade da punição — excede a utilidade de alocar seu tempo e recursos em atividades lícitas. O modelo implica que as autoridades podem reduzir o crime atuando sobre duas margens: a probabilidade de detenção e a magnitude da pena. Ehrlich (1973) estendeu essa formulação ao incorporar variáveis de mercado de trabalho, demonstrando empiricamente que tanto a probabilidade de apreensão e condenação quanto a disponibilidade de oportunidades legítimas de renda influenciam a decisão criminal.

A partir desse arcabouço, a literatura empírica consolidou dois mecanismos principais pelos quais políticas de segurança afetam o crime: dissuasão e incapacitação. O efeito de dissuasão opera quando o aumento da presença policial ou da certeza da punição eleva o custo esperado do crime, desestimulando potenciais infratores. Levitt (1996) demonstrou esse mecanismo ao estimar o efeito do tamanho da população carcerária sobre as taxas de criminalidade, enquanto Di Tella e Schargrodsky (2004), utilizando a alocação exógena de policiamento após um atentado terrorista em Buenos Aires, encontraram reduções significativas em roubos de veículos nas áreas que receberam reforço policial. A incapacitação, por sua vez, refere-se à redução mecânica do crime pela remoção de infratores do convívio social (Chalfin e McCrary, 2017). Essa distinção é central para a avaliação de programas como o Pacto Pelotas pela Paz, cujo desenho prioriza eixos de prevenção social e urbanismo sobre ações de repressão direta — o que, à luz da teoria, sugere efeitos que se manifestam em horizontes temporais mais longos.

No Brasil, a avaliação de políticas de segurança pública ganhou relevância nas últimas duas décadas. Silva et al. (2018), utilizando *Propensity Score Matching* e Diferença em Diferenças, estimaram que o programa Fica Vivo!, em Belo Horizonte, reduziu em média 65 homicídios por ano entre 2005 e 2015 — um programa que combina ações de repressão qualificada com intervenções sociais em áreas de alta vulnerabilidade.

Cerqueira et al. (2020), por meio do Controle Sintético, identificaram que o programa Estado Presente reduziu a taxa de homicídios no Espírito Santo em 10,2% entre 2010 e 2014, sendo que, na ausência do programa, a taxa teria crescido 29%. Em Pernambuco, Silveira Neto et al. (2022), também empregando Controle Sintético, constataram que o Pacto Pela Vida foi eficaz apenas nos sete anos iniciais de implementação, sem manter o efeito no período subsequente. Em comum, esses estudos evidenciam que a eficácia de programas anticriminalidade tende a ser heterogênea ao longo do tempo e dependente do desenho institucional da intervenção.

O Pacto Pelotas pela Paz já foi objeto de avaliação por Degli Esposti et al. (2023), que empregaram o método de Controle Sintético para estimar os efeitos do programa entre agosto de 2017 e dezembro de 2021. Os autores reportaram uma redução de 9% nos homicídios e de 7% nos roubos, mas esses resultados devem ser interpretados com cautela por razões que detalhamos a seguir.

Em primeiro lugar, a janela de análise incluiu 21 meses de pandemia de COVID-19, durante os quais restrições de mobilidade alteraram substancialmente a dinâmica criminal em todo o estado. De fato, os efeitos significativos concentraram-se exclusivamente no período pandêmico (antes de março de 2020, o estudo estimou um *aumento* de 13% nos homicídios em Pelotas), o que fragiliza a atribuição causal ao programa. Em segundo lugar, os testes de placebo não identificaram efeitos significativos para os resultados principais, e para a estratégia de *Focused Deterrence* — um dos achados mais destacados pelos autores — os próprios reconheceram que o ajuste pré-intervenção do controle sintético não foi satisfatório. Em terceiro lugar, a implementação do programa RS Seguro a partir de 2019, que afetou Pelotas e parte dos municípios do grupo de controle de forma heterogênea, constitui um fator confundidor não adequadamente isolado na análise.

O presente trabalho busca superar essas limitações ao restringir o período de análise ao intervalo anterior à pandemia, ao empregar o modelo BSTS, cuja estrutura incorpora tendência local e produz intervalos de credibilidade bayesianos, e ao submeter os resultados a testes de placebo individuais para cada município de controle, permitindo uma verificação mais rigorosa da robustez dos achados.

3. Dados e metodologia

3.1 *Dados*

A análise utiliza dados mensais de homicídios, roubos a pedestres e roubos de veículos por 100 mil habitantes, registrados pela Secretaria de Segurança Pública do Rio Grande do Sul (SSP-RS). O período abrange janeiro de 2011, início da disponibilidade dos registros mensais, até fevereiro de 2020, mês imediatamente anterior às restrições de mobilidade associadas à pandemia de COVID-19 no estado. Essa delimitação temporal evita que choques exógenos decorrentes da pandemia contaminem a estimação dos efeitos do programa.

A amostra compreende os 21 municípios mais populosos do Rio Grande do Sul segundo o Censo Demográfico de 2010 (IBGE, 2012). Desses, Pelotas constitui a unidade

tratada, e os 20 municípios restantes compõem o grupo de controle. O critério de seleção por porte populacional se justifica pela expectativa de que municípios de tamanho semelhante compartilhem dinâmicas criminais comparáveis, condição necessária para a construção de contrafactuais confiáveis.

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis de crime para os municípios da amostra no período estudado. A magnitude dos indicadores varia substancialmente conforme a natureza do delito. Homicídios, que são eventos de alta gravidade e baixa frequência, apresentam média mensal de 2,05 por 100 mil habitantes, ao passo que roubos a pedestres, crimes de alta frequência e menor gravidade individual, alcançam 62,69 no mesmo período.

Tabela 1. Estatísticas descritivas de crimes por 100 mil habitantes para os municípios em estudo.

Variável	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio padrão
Homicídios	2,05	1,73	0,00	11,74	1,65
Roubos a pedestres	62,69	53,53	2,84	256,74	44,18
Roubos de veículos	11,47	6,94	0,00	78,33	12,89

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da SSP-RS.

Essa diferença é consistente com o arcabouço de Becker (1968), no qual crimes patrimoniais, por envolverem ganho material direto e menor severidade de punição esperada, tendem a ser significativamente mais frequentes do que crimes contra a vida. Destaca-se ainda a elevada dispersão nos dados de roubos de veículos, cujo desvio padrão (12,89) supera a própria média (11,47), sugerindo forte heterogeneidade entre os municípios. Essa dispersão é compatível com a hipótese de que roubos de veículos dependem da existência de redes de receptação, cuja presença varia entre localidades e pode condicionar a eficácia de intervenções municipais.

3.2 *Metodologia*

O modelo de Séries Temporais Estruturais Bayesianas (BSTS) combina componentes de séries temporais com um módulo de regressão que utiliza as séries dos municípios de controle para construir uma trajetória contrafactual para a unidade tratada (Brodersen et al., 2015; Scott e Varian, 2014). A estrutura do modelo pode ser representada por um par de equações:

$$y_t = \mu_t + \beta' x_t + \varepsilon_t, \qquad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2), \tag{1}$$

$$\mu_{t+1} = \mu_t + \eta_t, \qquad \eta_t \sim N(0, \tau^2). \tag{2}$$

A equação (1) é a equação de observação, na qual y_t representa a taxa de crime em Pelotas no mês t, μ_t é um componente de tendência local, x_t é um vetor $K \times 1$ contendo as taxas de crime dos $K = 20$ municípios de controle e β é o vetor de coeficientes de regressão associado. A equação (2) é a equação de transição, que governa a evolução da tendência ao longo do tempo por meio de um passeio aleatório. O componente de

tendência local confere ao modelo flexibilidade para capturar mudanças graduais no nível da série tratada, uma vantagem em relação a especificações com intercepto fixo.

Cabe salientar que o modelo pode incorporar componentes de sazonalidade (Scott e Varian, 2014). No presente trabalho, optou-se por aplicar médias móveis de 12 meses a todas as séries (tratamento e controles) previamente à estimação, eliminando flutuações sazonais e choques de curto prazo. Esse procedimento permite que a análise se concentre nas tendências subjacentes das séries, facilitando a identificação de possíveis alterações nas trajetórias após a intervenção. A média móvel aplicada é do tipo retroativo (*backward-looking*), de modo que a série suavizada resultante tem início em janeiro de 2012, uma vez que os onze primeiros meses de 2011 são consumidos no cálculo da primeira observação suavizada.

O elemento central do modelo para fins de inferência causal é o componente de regressão, que constrói o contrafactual como uma combinação ponderada das séries dos municípios de controle. A lógica é análoga à do controle sintético (Abadie et al., 2010): utilizam-se séries não afetadas pela intervenção para prever o comportamento que a unidade tratada teria apresentado na ausência do programa. A hipótese de identificação é que os 20 municípios de controle não foram afetados pelo Pacto Pelotas pela Paz, de modo que os coeficientes estimados no período pré-intervenção (janeiro de 2011 a julho de 2017) podem ser utilizados para projetar a trajetória contrafactual no período pós-intervenção (agosto de 2017 a fevereiro de 2020). O efeito causal do programa é então estimado como a diferença entre os valores observados em Pelotas e os valores contrafactuais gerados pelo modelo.

A estimação do modelo segue a abordagem bayesiana descrita em Brodersen et al. (2015). Seja θ o vetor completo de parâmetros e $\alpha = (\alpha_1, \ldots, \alpha_k)$ a sequência de estados. Definem-se uma distribuição a priori $p(\theta)$ para os parâmetros do modelo e uma distribuição $p(\alpha_0 \mid \theta)$ para os valores iniciais do estado. A distribuição posterior conjunta $p(\alpha, \theta \mid y)$ é obtida via Monte Carlo com Cadeias de Markov (MCMC), utilizando amostragem de Gibbs. A análise posterior é conduzida em três etapas: (i) simulam-se os parâmetros θ e o vetor de estado α a partir dos dados do período pré-intervenção; (ii) utilizam-se essas simulações para gerar a distribuição preditiva posterior da série contrafactual no período pós-intervenção; e (iii) calcula-se a distribuição posterior da diferença entre os valores observados e contrafactuais para cada mês t do período pós-intervenção. São realizadas 10.000 iterações MCMC, com as 500 primeiras descartadas como período de aquecimento (*burn-in*).

A robustez dos resultados é avaliada por meio de dois procedimentos. O primeiro consiste em testes de placebo, seguindo Abadie et al. (2010): o modelo é reestimado tratando cada município de controle como se houvesse recebido a intervenção, enquanto os demais municípios permanecem como controle. Se o programa de fato produziu efeito em Pelotas, espera-se que a diferença entre as trajetórias observada e contrafactual seja substancialmente maior para Pelotas do que para os placebos, descartando a hipótese de que o resultado seja fruto do acaso.

O segundo procedimento utiliza a Raiz do Erro Quadrático Médio (REQM) pré- e pós-intervenção para cada município. A razão entre a REQM pós-intervenção e a REQM pré-intervenção indica a magnitude da mudança na trajetória de crime: valores elevados

dessa razão para Pelotas, em comparação aos placebo, sugerem que a intervenção produziu um efeito real. Municípios cujo ajuste pré-intervenção é inadequado — definidos como aqueles com REQM pré-intervenção superior a duas vezes a de Pelotas — são excluídos da análise de placebo, conforme o procedimento padrão (Abadie et al., 2010). A estimação é realizada no software R por meio do pacote CausalImpact, que implementa prioris *spike-and-slab* para o componente de regressão e Filtro de Kalman para os componentes de séries temporais (Brodersen et al., 2015).

4. Resultados

Os resultados são apresentados em duas subseções. A Subseção 4.1 reporta os efeitos estimados do Pacto Pelotas pela Paz sobre cada um dos três indicadores de crime — homicídios, roubos a pedestres e roubos de veículos —, com base nas trajetórias observadas e contrafactuais geradas pelo modelo BSTS. Para cada indicador, três painéis gráficos exibem: (a) as trajetórias observada e contrafactual com intervalo de credibilidade de 95%; (b) o impacto pontual estimado; e (c) o impacto cumulativo ao longo do período pós-intervenção. Os resultados detalhados da inferência posterior e os valores da REQM para todos os municípios encontram-se nas Tabelas A.1 e A.2 do Apêndice. A Subseção 4.2 apresenta os testes de robustez por meio de estimações de placebo.

4.1 *Efeitos estimados do programa*

O modelo apresentou bom ajuste no período pré-intervenção para os três indicadores de crime. A REQM pré-intervenção de Pelotas foi de 0,108 para homicídios, 2,046 para roubos a pedestres e 0,32 para roubos de veículos. Para homicídios e roubos de veículos, esses valores foram inferiores à média dos municípios de controle (0,135 e 0,550, respectivamente); para roubos a pedestres, o valor de Pelotas (2,046) ficou ligeiramente acima da média dos municípios de controle (1,954), ainda que na mesma ordem de grandeza (Tabela A.1 do Apêndice). Esses valores indicam que o modelo foi capaz de reproduzir adequadamente a trajetória de Pelotas antes da implementação do programa (Abadie et al., 2010).

Homicídios. A Figura 1 apresenta os resultados para a taxa de homicídios por 100 mil habitantes. O modelo estimou um efeito relativo de $-9{,}9\%$, com intervalo de credibilidade de $[-29\%;\ +13\%]$ (Tabela A.2 do Apêndice). Como o intervalo contém zero, o efeito não é estatisticamente significativo para o período de agosto de 2017 a fevereiro de 2020 considerado em sua totalidade.

A análise do impacto pontual (Figura 1b) revela, contudo, uma dinâmica temporal importante. Nos meses imediatamente posteriores à implementação do programa, observa-se um aumento nos homicídios em relação ao contrafactual. A partir do final de 2018 e do início de 2019, a trajetória se inverte: os homicídios por 100 mil habitantes caem de aproximadamente 2 para 1 e assim permanecem até o final do período analisado. Essa inflexão coincide temporalmente com a implementação do programa RS Seguro em fevereiro de 2019, também voltado ao combate à criminalidade e abrangendo diversos municípios do estado, incluindo Pelotas. O gap manteve-se positivo entre agosto de 2017 e o final do terceiro trimestre de 2018, atingindo pico médio de

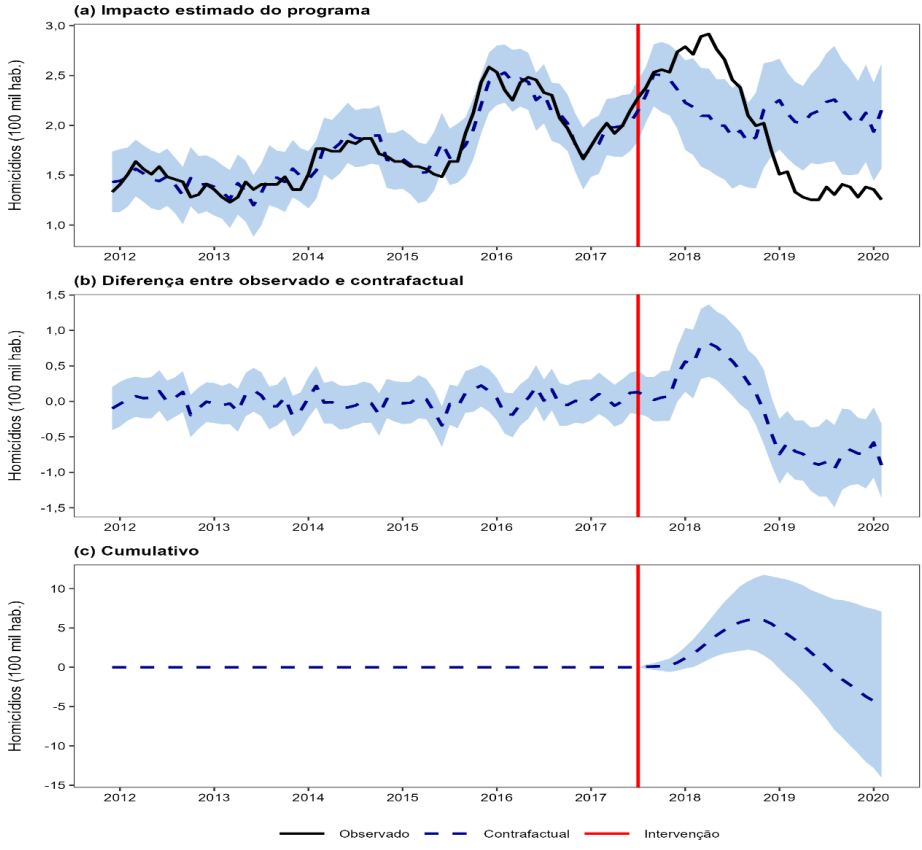


Figura 1. Efeitos estimados do Pacto Pelotas pela Paz sobre a taxa de homicídios por 100 mil habitantes em Pelotas (ago/2017–fev/2020).

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da SSP-RS. Notas: Painel (a): trajetória observada (linha contínua preta) e contrafactual estimada pelo modelo BSTS (linha tracejada azul), com intervalo de credibilidade de 95% (área sombreada). A linha vertical indica agosto de 2017, mês de implementação do programa. Painel (b): impacto pontual estimado. Painel (c): impacto cumulativo. Séries suavizadas por médias móveis de 12 meses.

aproximadamente 0,8 homicídios por 100 mil habitantes em torno de abril de 2018; a partir de outubro de 2018 a trajetória se inverte, e o gap permanece negativo até o final do período analisado, com média de aproximadamente $-0{,}8$ homicídios por 100 mil habitantes entre fevereiro de 2019 e fevereiro de 2020. O impacto cumulativo (Figura 1c) confirma esse padrão: a redução nos homicídios se materializa apenas a partir de 2019, aproximadamente 16 meses após a implementação do PPP. Esse resultado é compatível com duas interpretações não mutuamente excludentes: um efeito defasado do programa, consistente com o predomínio de eixos preventivos no seu desenho, ou um efeito do RS Seguro.[4]

[4] Mais detalhes em: https://www.ssp.rs.gov.br/rs-seguro.

Roubos a pedestres. A Figura 2 apresenta os resultados para roubos a pedestres. O efeito relativo estimado foi de $-6{,}85\%$, com intervalo de credibilidade de $[-20\%;\ +4\%]$, igualmente não significativo (Tabela A.2 do Apêndice).

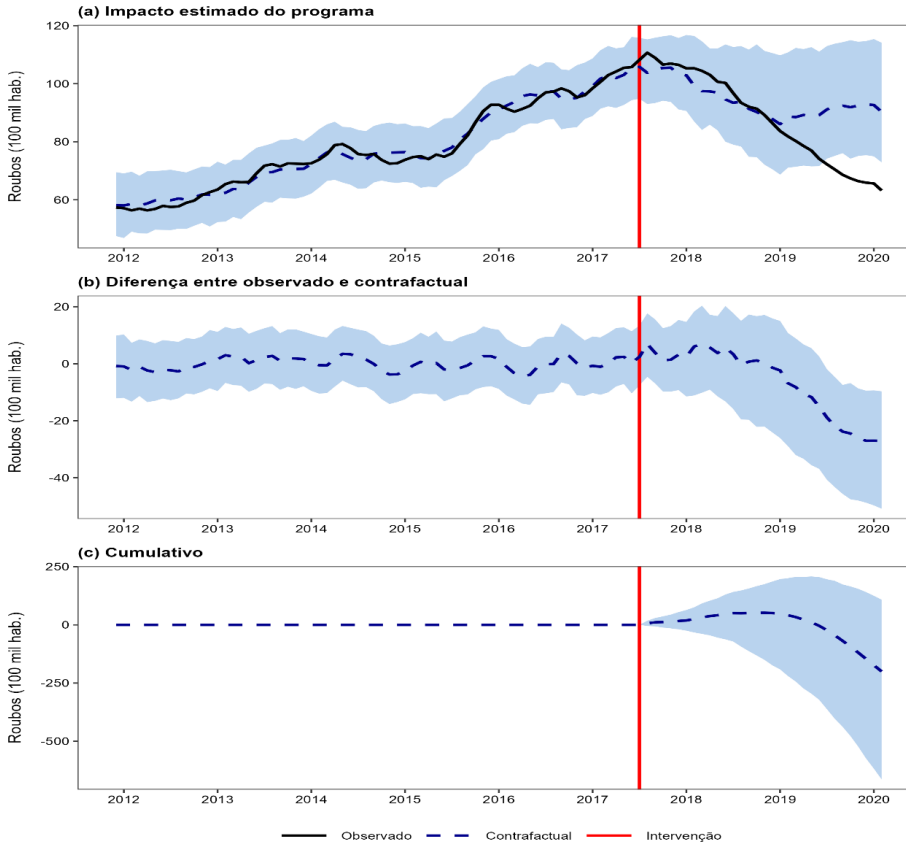


Figura 2. Efeitos estimados do Pacto Pelotas pela Paz sobre a taxa de roubos a pedestres por 100 mil habitantes em Pelotas (ago/2017–fev/2020).

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da SSP-RS. Notas: Painel (a): trajetória observada (linha contínua preta) e contrafactual estimada pelo modelo BSTS (linha tracejada azul), com intervalo de credibilidade de 95% (área sombreada). A linha vertical indica agosto de 2017. Painel (b): impacto pontual estimado. Painel (c): impacto cumulativo. Séries suavizadas por médias móveis de 12 meses.

A dinâmica temporal é semelhante à observada para homicídios. O impacto pontual (Figura 2b) indica que não houve queda nos roubos a pedestres até o início de 2019. A partir desse ponto, a trajetória observada se descola da contrafactual, revelando uma redução que, assim como no caso dos homicídios, coincide com a implementação do RS Seguro. No período de agosto de 2017 a janeiro de 2019, o gap médio mensal entre observado e contrafactual foi de +8,76 roubos a pedestres por 100 mil habitantes; a partir de fevereiro de 2019, esse gap se reduz e o nível mensal observado (não mais o gap) passa a ter média de 62,30 roubos a pedestres por 100 mil habitantes. O impacto cumulativo (Figura 2c) reforça a ausência de significância global: o intervalo de credibilidade

cruza a linha do zero durante praticamente todo o período pós-intervenção (Brodersen et al., 2015).

Roubos de veículos. A Figura 3 apresenta os resultados para roubos de veículos — o único indicador para o qual o modelo estimou um efeito significativo. O efeito relativo foi de -32%, com intervalo de credibilidade de $[-40\%;\ -22\%]$, inteiramente abaixo de zero (Tabela A.2 do Apêndice).

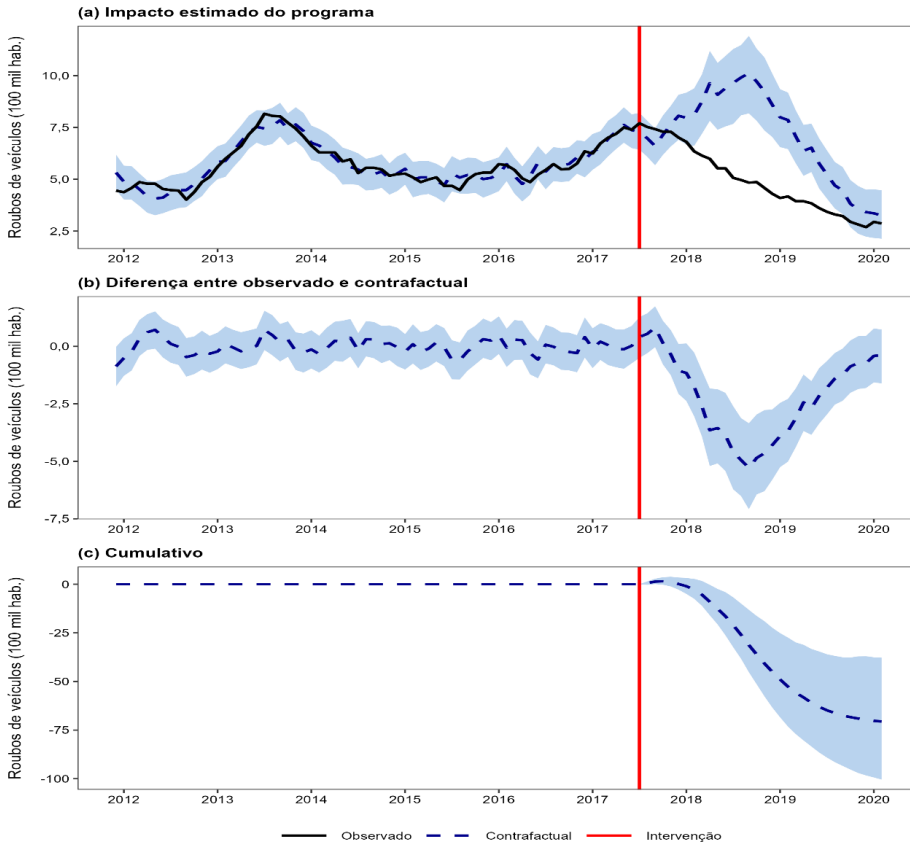


Figura 3. Efeitos estimados do Pacto Pelotas pela Paz sobre a taxa de roubos de veículos por 100 mil habitantes em Pelotas (ago/2017–fev/2020).

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da SSP-RS. Notas: Painel (a): trajetória observada (linha contínua preta) e contrafactual estimada pelo modelo BSTS (linha tracejada azul), com intervalo de credibilidade de 95% (área sombreada). A linha vertical indica agosto de 2017. Painel (b): impacto pontual estimado. Painel (c): impacto cumulativo. Séries suavizadas por médias móveis de 12 meses.

A Figura 3(a) exibe uma discrepância visível entre as trajetórias observada e contrafactual no período pós-intervenção: enquanto a série observada apresenta tendência de queda desde o mês de implementação do programa, a contrafactual segue em elevação até os meses finais de 2018. O impacto pontual (Figura 3b) confirma que a diferença entre observado e contrafactual é negativa durante todo o período pós-intervenção,

embora a magnitude dessa diferença se reduza a partir do final de 2018, com uma trajetória ascendente que se estende até 2020. Ainda assim, a curva permanece abaixo de zero ao longo de toda a janela analisada. O impacto cumulativo (Figura 3c) mostra um declínio contínuo a partir do início de 2018, com o intervalo de credibilidade cruzando a linha do zero apenas no curto período entre a implementação do programa e o início daquele ano. Em conjunto, esses resultados sugerem, em uma primeira análise, que o Pacto Pelotas pela Paz foi eficaz na redução dos roubos de veículos. Essa conclusão, contudo, será reavaliada na subseção seguinte à luz dos testes de robustez.

4.2 *Análise de robustez*

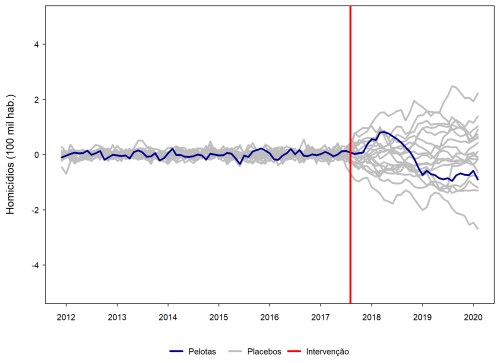
A robustez dos resultados é avaliada por meio de testes de placebo, conforme o procedimento descrito na Subseção 3.2. A Figura 4 apresenta, para cada indicador de crime, a diferença entre a trajetória observada e a contrafactual (*gap*) de Pelotas (linha azul) e dos municípios de controle utilizados como placebo (linhas cinzas). Municípios com REQM pré-intervenção superior a duas vezes a de Pelotas foram excluídos, seguindo Abadie et al. (2010).

Para homicídios (Figura 4a), o ajuste pré-intervenção é satisfatório: as curvas de Pelotas e dos placebos se sobrepõem na faixa próxima a zero. No período pós-intervenção, a curva de Pelotas se destaca das demais somente a partir do segundo semestre de 2018, sugerindo que eventuais efeitos sobre homicídios se manifestaram com defasagem de aproximadamente um ano — período que, conforme discutido na Subseção 4.1, coincide com a implementação do RS Seguro. O padrão para roubos a pedestres (Figura 4b) é semelhante: a curva de Pelotas permanece indistinguível dos placebos até o início de 2019, quando passa a apresentar a maior redução do grupo, atingindo o valor mais baixo ao final do período analisado. Essa dinâmica é consistente tanto com a hipótese de um efeito defasado do PPP, compatível com o predomínio de eixos preventivos no desenho do programa, quanto com um possível efeito do RS Seguro.

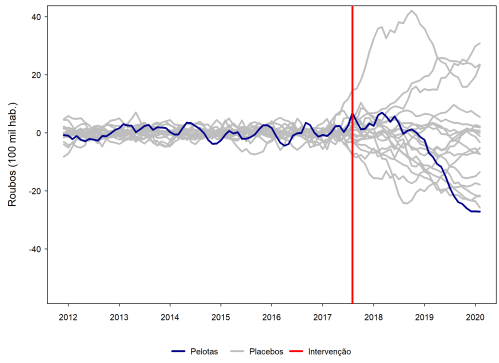
O resultado mais revelador dos testes de placebo refere-se aos roubos de veículos (Figura 4c). Embora o modelo BSTS tenha estimado uma redução significativa de 32% na Subseção 4.1, a Figura 4(c) mostra que a queda observada em Pelotas não se destaca das trajetórias dos placebos. Após a intervenção, ao menos três municípios de controle apresentaram *gaps* de redução superiores aos de Pelotas, de modo que o município tratado não figura sequer entre os três maiores *gaps* — e isso em uma análise já restrita a municípios com ajuste pré-intervenção adequado, da qual foram excluídos 9 integrantes do grupo de controle. Além disso, o ajuste pré-intervenção para roubos de veículos é o menos satisfatório entre os três indicadores, o que reforça a cautela na interpretação. Em conjunto, essas evidências indicam que a redução estimada para roubos de veículos não pode ser atribuída ao programa com segurança, sendo possivelmente fruto de variação aleatória entre os municípios.

Em síntese, os testes de placebo corroboram a ausência de efeitos significativos do Pacto Pelotas pela Paz sobre homicídios e roubos a pedestres e revelam que o único resultado inicialmente significativo — a redução de 32% nos roubos de veículos — não

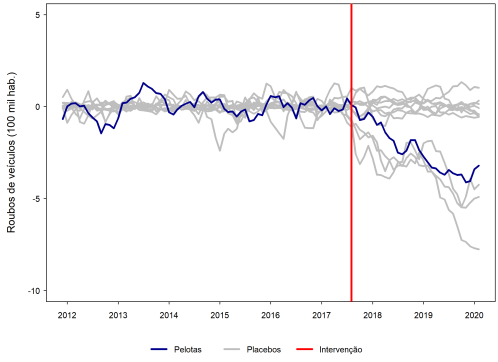
é robusto. As evidências, portanto, não permitem atribuir eficácia ao programa em nenhuma das três modalidades de crime analisadas no período de agosto de 2017 a fevereiro de 2020.



(a) Homicídios



(b) Roubos a pedestres



(c) Roubos de veículos

Figura 4. Testes de placebo: diferença entre trajetórias observada e contrafactual (*gap*) para Pelotas e municípios de controle, por indicador de crime (ago/2017–fev/2020).

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da SSP-RS. Notas: Painel (a): homicídios por 100 mil habitantes. Painel (b): roubos a pedestres por 100 mil habitantes. Painel (c): roubos de veículos por 100 mil habitantes. Em cada painel, a linha contínua azul representa Pelotas (unidade tratada) e as linhas cinza representam os municípios de controle utilizados como placebo. A linha vertical indica agosto de 2017, mês de implementação do programa. Séries suavizadas por médias móveis de 12 meses. Municípios com REQM pré-intervenção superior a duas vezes a de Pelotas foram excluídos: Alvorada e Guaíba no painel (a); Alvorada e Porto Alegre no painel (b); Alvorada, Cachoeirinha, Canoas, Gravataí, Novo Hamburgo, Porto Alegre, São Leopoldo, Sapucaia do Sul e Viamão no painel (c).

5. Considerações finais

Este estudo investigou os efeitos do Pacto Pelotas pela Paz sobre os índices de homicídios, roubos a pedestres e roubos de veículos no município de Pelotas entre agosto de 2017 e fevereiro de 2020, empregando o modelo de Séries Temporais Estruturais Bayesianas. Os resultados indicam que o programa não produziu efeitos estatisticamente

significativos sobre nenhuma das três modalidades de crime analisadas. Embora o modelo tenha estimado uma redução de 32% nos roubos de veículos, os testes de placebo revelaram que esse resultado não é robusto. As evidências, portanto, não permitem atribuir eficácia ao programa no período investigado.

Esses achados contrastam com os de outros programas de segurança pública avaliados no Brasil. O Fica Vivo!, em Belo Horizonte, evitou em média 65 homicídios por ano ao longo de dez anos de funcionamento (Silva et al., 2018), e o Estado Presente, no Espírito Santo, reduziu o número de homicídios em 10,2% entre 2010 e 2014, quando o contrafactual indicava crescimento de 29% na ausência do programa (Cerqueira et al., 2020). Ambos os programas, embora incorporem componentes preventivos, possuem eixos de repressão qualificada com forte ênfase na atuação policial e na articulação com o sistema de justiça criminal. O Pacto Pela Vida, em Pernambuco, oferece uma comparação ainda mais reveladora: o programa reduziu a taxa de homicídios em 27,4% entre 2007 e 2014, mas perdeu eficácia a partir de então, em um período que coincide com mudanças na gestão do governo estadual e na equipe responsável pelo programa (Silveira Neto et al., 2022). Essa evidência sugere que a sustentabilidade dos resultados depende não apenas do desenho institucional, mas da manutenção e adaptação contínua das estratégias ao longo do tempo. O PPP, por sua vez, possui apenas um dos cinco eixos voltado à repressão e foi avaliado em um horizonte relativamente curto, o que pode ser insuficiente para captar efeitos de estratégias predominantemente preventivas.

A teoria econômica do crime oferece um enquadramento útil para interpretar esses resultados. Na formulação de Becker (1968) e Ehrlich (1973), o comportamento criminoso responde a variações no custo esperado do crime — determinado pela probabilidade de detenção, pela severidade da punição e pelo custo de oportunidade das atividades lícitas. Políticas de repressão direta, como o policiamento em pontos quentes (Di Tella e Schargrodsky, 2004), atuam sobre a probabilidade de detenção e tendem a produzir efeitos mais imediatos, pois alteram diretamente o cálculo de custo-benefício do potencial infrator. Políticas de prevenção social, por outro lado, atuam sobre o custo de oportunidade — ampliando alternativas lícitas de renda, investindo em educação e reduzindo fatores de risco na infância e adolescência — e seus efeitos tendem a se manifestar em horizontes temporais mais longos (Chalfin e McCrary, 2017). O desenho do PPP, com quatro dos cinco eixos orientados à prevenção, é consistente com essa hipótese: os possíveis efeitos do programa podem simplesmente não ter tido tempo de se materializar na janela de análise disponível.

A constatação de que reduções nos homicídios e roubos a pedestres se tornaram visíveis somente a partir do início de 2019 reforça essa interpretação, mas introduz um fator confundidor importante: a implementação do programa RS Seguro em fevereiro de 2019, que abrangeu Pelotas e outros municípios do estado. Com os dados e o desenho disponíveis, não é possível isolar os efeitos do PPP dos efeitos do RS Seguro nesse período.

O estudo possui limitações que devem ser consideradas na interpretação dos resultados. A principal delas é o horizonte temporal de avaliação, restrito a 31 meses de

pós-intervenção em razão da necessidade de excluir o período pandêmico. Essa restrição, embora metodologicamente necessária para evitar vieses decorrentes das alterações na dinâmica criminal provocadas pelas medidas de distanciamento social, impede uma avaliação de longo prazo, algo particularmente relevante para um programa com forte componente preventivo. Adicionalmente, a análise se limita a três indicadores de crime e não dispõe de dados sobre mecanismos intermediários — como variações no emprego, na evasão escolar ou na percepção de segurança — que poderiam elucidar os canais pelos quais o programa opera.

Esses achados sugerem direções promissoras para pesquisa futura. Em primeiro lugar, a distinção entre os efeitos do PPP e do RS Seguro permanece em aberto e constitui uma questão empiricamente relevante, especialmente considerando que os dois programas operam por mecanismos distintos — prevenção municipal versus repressão estadual. Estudos futuros que disponham de dados pós-pandemia poderão avaliar os efeitos de longo prazo do PPP, incluindo os possíveis resultados das estratégias de prevenção social que, pela sua natureza, demandam horizontes mais amplos de maturação. Em segundo lugar, a investigação do papel das redes de receptação na dinâmica dos roubos de veículos — inclusive com dimensão interestadual e transfronteiriça — representa uma agenda de pesquisa na qual a análise econômica de incentivos pode oferecer contribuições substantivas. Por fim, avaliações que incorporem dados sobre mecanismos intermediários permitiriam testar diretamente as hipóteses teóricas sobre os canais de transmissão de programas com desenho predominantemente preventivo, contribuindo para o aprimoramento do desenho de políticas de segurança pública em nível municipal no Brasil.

Referências Bibliográficas

Abadie, Alberto, Alexis Diamond, e Jens Hainmueller (2010): “Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California’s tobacco control program,” *Journal of the American Statistical Association*, 105 (490), 493–505. [7, 8, 12]

Becker, Gary S. (1968): “Crime and punishment: An economic approach,” *Journal of Political Economy*, 76 (2), 169–217. [4, 6, 14]

Brodersen, Kay H., Fabian Gallusser, Jim Koehler, Nicolas Remy, e Steven L. Scott (2015): “Inferring causal impact using Bayesian structural time-series models,” *The Annals of Applied Statistics*, 9 (1), 247–274. [6, 7, 8, 11]

Cerqueira, Daniel, Samira Bueno, et al. (2019): *Atlas da Violência 2019*, Brasília, Rio de Janeiro, São Paulo: Ipea; FBSP, acesso em: 10 ago. 2023. [1]

Cerqueira, Daniel Ricardo de Castro, Darcy Ramos da Silva Neto, Danilo Santa Cruz Coelho, e Gabriel de Oliveira Accioly Lins (2020): “Uma avaliação de impacto de política de segurança pública: O programa Estado Presente do Espírito Santo,” Texto para Discussão 2543, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), Brasília, DF. [5, 14]

Chalfin, Aaron e Justin McCrary (2017): “Criminal deterrence: A review of the literature,” *Journal of Economic Literature*, 55 (1), 5–48. [4, 14]

Degli Esposti, Michelle, Carolina V. N. Coll, Eduardo Viegas da Silva, Doriam Borges, Emiliano Rojido, Alisson Gomes dos Santos, Ignacio Cano, e Joseph Murray (2023): "Effects of the Pelotas (Brazil) Peace Pact on violence and crime: A synthetic control analysis," *The Lancet Regional Health - Americas*, 19, 100447. [5]

Di Tella, Rafael e Ernesto Schargrodsky (2004): "Do police reduce crime? Estimates using the allocation of police forces after a terrorist attack," *American Economic Review*, 94 (1), 115–133. [4, 14]

Ehrlich, Isaac (1973): "Participation in illegitimate activities: A theoretical and empirical investigation," *Journal of Political Economy*, 81 (3), 521–565. [4, 14]

IBGE (2012): "Censo Demográfico 2010," Base de dados on-line, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Rio de Janeiro, acesso em: 22 ago. 2023. [5]

——— (2022a): "Vitimização: Furto e roubo 2021," Folheto, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Rio de Janeiro, acesso em: 14 ago. 2023. [1]

——— (2022b): "Vitimização: Sensação de segurança 2021," Acesso em: 14 ago. 2023. [1]

IPEA (2023): "Dados sobre violência. Atlas da Violência," Base de dados on-line, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, acesso em: 18 ago. 2023. [1]

Levitt, Steven D. (1996): "The effect of prison population size on crime rates: Evidence from prison overcrowding litigation," *The Quarterly Journal of Economics*, 111 (2), 319–351. [4]

Oliveira, Cristiano Aguiar de e Daiane Arend Arcaro (2016): "Efeitos de dissuasão do mercado de trabalho sobre o crime na região metropolitana de Porto Alegre," *Economic Analysis of Law Review*, 7 (2), 577–597. [2]

Scott, Steven L. e Hal R. Varian (2014): "Predicting the present with Bayesian structural time series," *International Journal of Mathematical Modelling and Numerical Optimisation*, 5 (1–2), 4–23. [6, 7]

Silva, Bráulio Figueiredo Alves, Bernardo Lanza Queiroz, Frederico Couto Marinho, Fabiano Neves Alves Pereira, e Pedro Cisalpino (2018): "Violência urbana e política pública de prevenção: Avaliação do Programa Fica Vivo! no estado de Minas Gerais, Brasil," *Revista Brasileira de Estudos de População*, 35 (2), 1–9. [4, 14]

Silveira Neto, Raul da Mota, José Luiz Ratton, Tatiane Almeida de Menezes, e Circe Maria Gama Monteiro (2022): "Políticas públicas e redução da criminalidade: Uma avaliação do Programa Pacto pela Vida do Estado de Pernambuco," *Economia Aplicada*, 26 (2), 175–202. [5, 14]

Spaniol, Marlene Inês, Martim Cabeleira Moraes Jr., e Carlos Roberto Guimarães Rodrigues (2020): "Como tem sido planejada a segurança pública no Brasil? Análise dos planos e programas nacionais de segurança implantados pós-redemocratização," *Revista Brasileira de Segurança Pública*, 14 (2), 100–127. [2]

UNODC (2023): “Global study on homicide 2023,” Relatório técnico, United Nations Office on Drugs and Crime. [1]

Editor Chefe: Ricardo Cavalcanti.
Disponibilidade de dados: Os dados utilizados neste estudo são provenientes da Secretaria de Segurança Pública do Rio Grande do Sul (SSP-RS).

Apêndice A: Tabelas adicionais

Tabela A.1. Raiz do erro quadrático médio (REQM) pré-intervenção, pós-intervenção e respectiva diferença para os índices de homicídios, roubos a pedestres e roubos de veículos por 100 mil habitantes nos municípios do Rio Grande do Sul.

	Homicídios			Roubos a pedestres			Roubos de veículos		
Cidade	Pré	Pós	Diferença	Pré	Pós	Diferença	Pré	Pós	Diferença
Pelotas	0,108	0,637	0,529	2,046	13,600	11,554	0,320	2,875	2,555
Alvorada	0,239	1,337	1,098	4,610	61,317	56,707	0,836	27,452	26,616
Bagé	0,087	0,536	0,449	0,619	1,615	0,996	0,080	0,541	0,461
Bento Gonçalves	0,104	1,704	1,600	1,167	7,944	6,777	0,294	3,003	2,709
Cachoeira do Sul	0,106	0,382	0,276	0,731	3,643	2,912	0,100	0,608	0,508
Cachoeirinha	0,119	0,404	0,285	2,289	10,776	8,487	0,872	2,483	1,611
Canoas	0,152	0,773	0,621	2,233	13,801	11,568	0,843	1,762	0,919
Caxias do Sul	0,090	0,267	0,177	1,569	13,896	12,327	0,556	10,517	9,961
Erechim	0,111	0,403	0,292	0,653	2,269	1,616	0,113	0,229	0,116
Gravataí	0,136	0,697	0,561	1,986	4,272	2,286	1,004	2,850	1,846
Guaíba	0,222	0,831	0,609	2,663	12,536	9,873	0,405	3,014	2,609
Novo Hamburgo	0,146	1,197	1,051	2,300	16,069	13,769	0,929	2,748	1,819
Passo Fundo	0,075	0,874	0,799	0,967	15,549	14,582	0,402	4,424	4,022
Porto Alegre	0,126	1,027	0,901	5,042	9,986	4,944	1,441	11,932	10,491
Santa Cruz do Sul	0,154	0,337	0,183	0,803	4,618	3,815	0,166	0,379	0,213
Santa Maria	0,092	0,672	0,580	1,979	17,397	15,418	0,096	0,727	0,631
Sant'Ana do Livramento	0,093	0,194	0,101	0,416	3,801	3,385	0,113	0,446	0,333
São Leopoldo	0,183	1,671	1,488	2,210	5,719	3,509	0,953	2,043	1,090
Sapucaia do Sul	0,156	0,832	0,676	1,632	21,857	20,225	0,682	5,121	4,439
Uruguaiana	0,123	0,633	0,510	1,455	2,339	0,884	0,084	0,341	0,257
Viamão	0,184	0,580	0,396	3,750	28,480	24,730	1,038	5,473	4,435

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos resultados do modelo BSTS estimado via pacote CausalImpact (R), a partir de dados da SSP-RS. Notas: Pré: Raiz do Erro Quadrático Médio (REQM) no período pré-intervenção (jan/2011–jul/2017). Pós: REQM no período pós-intervenção (ago/2017–fev/2020). Diferença: Pós menos Pré. Valores elevados da diferença indicam mudança expressiva na trajetória de crime após a intervenção. Pelotas é a unidade tratada; os demais municípios compõem o grupo de controle.

Tabela A.2. Resultados da inferência posterior do modelo BSTS para os índices de homicídios, roubos a pedestres e roubos de veículos por 100 mil habitantes em Pelotas (ago/2017–fev/2020).

	Homicídios		Roubos a pedestres		Roubos de veículos	
	Média	Cumulativo	Média	Cumulativo	Média	Cumulativo
Predição atual	2,2	67,8	94	2.924	7,1	219,9
Desvio padrão	(0,25)	(7,82)	(6,4)	(199,5)	(0,52)	(16,19)
IC	[1,7; 2,8]	[54,2; 86,4]	[85; 109]	[2.620; 3.391]	[6,1; 8]	[190,3; 249]
Efeito absoluto	−0,22	−6,71	−6,5	−200,4	−2,3	−70,6
Desvio padrão	(0,25)	(7,82)	(6,4)	(199,5)	(0,52)	(16,19)
IC	[−0,82; 0,22]	[−25,33; 6,84]	[−22; 3,3]	[−668; 103,4]	[−3,2; −1,3]	[−99,7; −41,1]
Efeito relativo	−9,90%	−9,90%	−6,85%	−6,85%	−32%	−32%
Desvio padrão	(11%)	(11%)	(6,1%)	(6,1%)	(5,8%)	(5,8%)
IC	[−29%; 13%]	[−29%; 13%]	[−20%; 4,0%]	[−20%; 4,0%]	[−40%; −22%]	[−40%; −22%]

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos resultados do modelo BSTS estimado via pacote CausalImpact (R). Notas: A coluna "Média" reporta os valores médios mensais no período pós-intervenção; a coluna "Cumulativo" reporta os valores acumulados no mesmo período (31 meses). "Predição atual" refere-se ao valor contrafactual estimado pelo modelo na ausência da intervenção. O efeito absoluto é a diferença entre os valores observados e os contrafactuais; o efeito relativo expressa essa diferença como proporção do contrafactual. Intervalos de credibilidade bayesianos (IC) de 95% entre colchetes. Desvios padrão entre parênteses.