

## ÁREA 12 - ECONOMIA SOCIAL E DEMOGRAFIA ECONÔMICA

### **Segurança Pública, Instituições e Corpo Burocrático: Avaliações de Impacto em Estados Brasileiros Selecionados**

Oliveira Alves Pereira Filho  
Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão – MP  
e-mail: [oliveira.ap.filho@gmail.com](mailto:oliveira.ap.filho@gmail.com)

#### **RESUMO**

Avaliamos se mudanças político-institucionais ocorridas em alguns entes federados (DF, PE e SP) afetaram a eficácia dos seus respectivos sistemas de segurança pública. Estipulamos três tipologias básicas para essas alterações: i) orientadas ao acréscimo de insumos; ii) fundamentadas na atuação do líder político carismático; e iii) pautadas por reação social ampla. As variáveis de resultado observadas foram as taxas de homicídios por 100 mil habitantes e as taxas de roubos e furtos de veículos por 100 mil veículos emplacados, componentes de um painel de dados que cobre o período 1995-2011. Os resultados obtidos – a partir da utilização de modelos baseados na literatura de resultados potenciais (Diferenças-em-Diferenças e Controle Sintético) – sugerem que as mudanças político-institucionais oriundas de reação social (iii) são as mais eficazes e também as mais perenes, pois derivam de maior debate político e de crescente controle social sobre o corpo burocrático, ao passo que as demais se apresentam como menos eficazes e com duração mais curta que a anterior (ii) ou até mesmo ineficazes e com alta relação custo-benefício (i). As prescrições em termos de política pública parecem convergir para um estímulo ao equilíbrio de forças entre os grupos políticos mais organizados e os grupos menos organizados, o que fortaleceria a institucionalidade democrática e desencadearia um ciclo positivo de aumento de bem-estar. Com esse intuito, a ferramenta chave tende a ser o aumento do controle social sobre as atividades tanto do corpo político quanto da burocracia.

**Palavras-Chave:** Segurança Pública; Corpo Burocrático; Avaliação de Impacto; Diferenças-em-Diferenças; Controle Sintético.

#### **ABSTRACT**

*We evaluated whether political-institutional changes occurred in some federated entities (DF, PE and SP) affected the effectiveness of their respective public safety systems. We stipulate three basic typologies for these modifications: i) oriented to the increase of inputs; ii) based on the role of the charismatic political leader; and iii) guided by a broad social reaction. The observed outcome variables were homicide rates per 100,000 inhabitants and vehicle theft rates per 100,000 vehicles registered, components of a data panel covering the period 1995-2011. The results obtained from the use of models based on the literature of potential results (Differences-in-Differences and Synthetic Control) suggest that political-institutional changes resulting from social reaction (iii) are the most effective and also the most long-lived, because they derive from greater political debate and increasing social control over the bureaucratic staff, while others are less effective and have shorter duration (ii) or even ineffective and high cost (i). Prescriptions in terms of public policy seem to converge to stimulate the balance of power between more organized political groups and less organized groups, which would strengthen democratic institutionalality and trigger a positive cycle of increased welfare. To this end, the key tool tends to be to increase social control over the activities of both politicians and bureaucracy.*

**Keywords:** Public Safety; Bureaucracy; Impact Evaluation; Differences-in-Differences; Synthetic Control.

**JEL CODES:** P48, K42, K32, H41, C23.

## 1. Introdução

As instituições podem ser entendidas como as leis, os costumes e as tradições de uma dada sociedade. As pessoas, as empresas e os governos interagem e produzem no âmbito dessas instituições que podem tanto ser estimuladoras do bem-estar econômico e social quanto suas atravancadoras. Isso ocorre porque algumas sociedades podem ser historicamente organizadas de maneiras muito ineficazes e socialmente indesejáveis.

O campo de estudo das instituições, difundido especialmente por North (1981), possui potencial explicativo para os desníveis evolutivos, seja entre países (ACEMOGLU; ROBINSON, 2012) ou mesmo entre subdivisões políticas ou administrativas desses entes (ex. federalismo). Nesse sentido, é possível estender esse arcabouço teórico a, por exemplo, o setor de segurança pública dos estados brasileiros. Sob esse entendimento, diferentes mudanças político-institucionais podem, em tese, condicionar diferentes trajetórias em termos de bem-estar à população beneficiária das atividades desse setor (isto é, diferentes padrões nas taxas de criminalidade a que estão sujeitos os cidadãos/eleitores de uma dada localidade).

Nesse setor em específico, os canais de propagação das mudanças político-institucionais podem se dar de diversas maneiras e em múltiplas combinações, mas neste artigo exploramos, em especial, a redução (ou intensificação) da eficácia dos respectivos aparelhos repressores de segurança pública como reflexo do fortalecimento (enfraquecimento) das demandas do corpo burocrático em face dos anseios da população (cidadãos e eleitores). O resultado dessa interação é dado pela mediação do corpo político, implantando modificações político-institucionais (iniciativas ou programas no setor de segurança pública) em favor dos interesses concentrados das corporações burocráticas (grupos mais organizados) ou de anseios difusos dos cidadãos/eleitores (grupos menos organizados). Esses resultados são verificados pela oscilação das medidas de bem-estar associadas ao setor (taxas de criminalidade).

A hipótese subjacente a este estudo, portanto, conclama que existem tanto mudanças político-institucionais “boas” (que favorecem os interesses difusos) quanto “ruins” (que beneficiam apenas as corporações mais organizadas em detrimento do restante da sociedade), sendo a determinação da direção dessas intervenções uma questão de cunho iminentemente positivo. Para testar tal conjectura, selecionamos 3(três) modelos distintos de mudanças político-institucionais ocorridas na referida seara, mas em entes distintos (membros do federalismo brasileiro) e em períodos não-coincidentes. São eles:

- i. decisões políticas orientadas ao acréscimo de insumos a esse sistema, medida vista como estratégia necessária para fortalecer a imposição da lei (ente beneficiado: Distrito Federal, pós-2003)<sup>1</sup>;
- ii. planos e instrumentos concebidos e implantados por líderes políticos com grande popularidade e carisma objetivando reduzir a criminalidade (ente beneficiado: Pernambuco, pós-2007)<sup>2</sup>;
- iii. modificações difusas e paulatinas, demandadas por ampla reação social ao fenômeno da crescente criminalidade (ente beneficiado: São Paulo, pós-2001)<sup>3</sup>

As técnicas utilizadas para se verificar o impacto causal de cada intervenção (mudanças político-institucionais) são derivadas da literatura de resultados potenciais (IMBENS e WOOLDRIDGE, 2009) e se focaram em duas abordagens distintas, mas complementares, quais sejam: Diferenças-em-Diferenças (MEYER, 1995; BERTRAND; DUFLO; MULLAINATHAN, 2004) e Controle Sintético ((ABADIE; GARDEAZABAL, 2003; ABADIE; DIAMOND; HAINMUELLER, 2010; ABADIE; DIAMOND;

<sup>1</sup> Nesse caso, exploramos a criação, em 27 de dezembro de 2002, do Fundo Constitucional do Distrito Federal – FCDF, arranjo orçamentário que disponibilizou a esse ente, com recursos da União, receitas “vindas de fora” crescentes e não contingenciáveis (PEREIRA FILHO, 2009).

<sup>2</sup> Trata da criação do programa denominado Pacto Pela Vida em 2007, que implantou, sob o comando do então Governador Eduardo Campos, diversas medidas gerenciais com o intuito de reduzir a criminalidade observada no estado (RATTON; GALVÃO; FERNANDEZ, 2014).

<sup>3</sup> Remete a diversas iniciativas, de natureza pulverizadas, levadas a cabo pelo então Governador Mário Covas no final dos anos 1990 com o intuito de debelar a crise de segurança pública em curso. (MANSO, 2012; NUNES, 2014).

HAINMUELLER, 2015)<sup>4</sup>. Também são realizados testes de placebo e de falsificação em ambas as estratégias de identificação com o fito de verificar os seus respectivos níveis de aderência<sup>5</sup>.

As variáveis de resultado avaliadas em cada uma das tipologias citadas foram as taxas de homicídios por 100 mil habitantes e as taxas de roubos e furtos de veículos por 100 mil veículos emplacados<sup>6</sup>. Ambas compõem um painel de dados que cobre o período de 1995-2011, no qual ainda constam controles para o efeito dissuasão das atividades estatais, para o custo moral associado às atividades criminosas, para o ciclo político e para as condições sociais e demográficas.

Os principais resultados sugerem que as mudanças político-institucionais oriundas de reação social (iii) são as mais eficazes e também as mais perenes, pois derivam de maior debate político e de crescente controle social ao passo que as demais alternativas se apresentam como menos eficazes e com curta duração (ii) ou até mesmo ineficazes e com baixa relação custo-benefício (i).

Este artigo está subdividido, além desta Introdução, em mais 6 seções e subseções, quando necessário. A segunda seção descreve cada uma das intervenções estaduais e distrital citadas. Logo após, descreve-se a metodologia (seção 3) e os dados (seção 4) utilizados nas avaliações de impacto. Na seção 5 são debatidos os resultados estimados e as suas repercussões em termos de políticas públicas. Por fim, existe uma seção própria para as conclusões do estudo (seção 6), bem como outra para as referências bibliográficas (seção 7).

## 2. Segurança Pública e Mudanças Político-Institucionais nos Estados Brasileiros

Os aspectos teóricos que servem de base para este estudo – não demonstrados formalmente pela escassez de espaço – partem de modelos que entendem que nas democracias modernas toda implementação de uma dada política pública passa necessariamente pela atuação do corpo burocrático público (NISKANEN, 1968, 1971 e 1975). Nesse sentido, as políticas efetivamente implementadas e a forma como são conduzidas são resultados de decisões coletivas que incluem não somente as instâncias políticas representativas dos cidadãos/eleitores (Executivo e Legislativo), mas também a burocracia que atua racionalmente e é motivada pelo interesse próprio (BORSANI, 2004).

Sob a ótica de um modelo agente-principal, onde há assimetria de informação e a possibilidade de comportamento estratégico, tem-se que a influência do corpo burocrático – um grupo de pressão relativamente pequeno e coeso nos seus objetivos – sobre os decisores políticos (do Executivo ou do Legislativo) será tanto maior quanto menor for o controle social dos cidadãos/eleitores, um grupo de grandes proporções, com interesses difusos e, portanto, com dificuldades de coordenação.

Em contextos onde há instituições “boas” (ou inclusivas), os problemas de ação coletiva são mais bem administrados pois há maior transparência com concomitante maior controle social, fazendo com que os interesses do grupo burocrático, ainda que mais próximos ao poder, sejam preteridos pelo aumento de bem-estar dos grupos menos organizados, que em última instância são aqueles que dão o suporte eleitoral para a manutenção dos decisores políticos no poder. Pela mesma ótica, mas em sentido contrário, instituições “más” (ou extrativistas) promoverão expansão burocrática (maiores efetivos e maiores salários) sem necessária contrapartida no bem-estar econômico e social.

É, portanto, sob essa base teórica que estipulamos para o contexto da segurança pública brasileira tipologias básicas para avaliar a eficácia de algumas mudanças político-institucionais ocorridas em alguns entes federados nas últimas décadas. São elas: i) decisões políticas orientadas ao acréscimo de insumos (ente beneficiado: Distrito Federal, pós-2003); ii) planos e instrumentos fundamentados na atuação do líder político carismático (ente beneficiado: Pernambuco, pós-2007); e iii) modificações difusas e paulatinas,

<sup>4</sup> Permite a construção de uma trajetória artificial para cada uma das variáveis de resultado sugeridas em um contexto hipotético em que não existisse a intervenção político-institucional. Além disso, segundo os estudos citados, a metodologia de CS adapta-se melhor que o DID a condições em que existe apenas uma unidade tratada e muitos pares para o grupo de controle, exatamente o caso em questão.

<sup>5</sup> Não apresentados no estudo por limitação de espaço, mas que podem ser requisitados junto ao autor a qualquer momento.

<sup>6</sup> Representam, respectivamente, *proxies* para os crimes contra a pessoa e para os crimes contra o patrimônio. São as ocorrências com menor incidência de subregistro.

demandadas por reação social ampla (ente beneficiado: São Paulo, pós-2001). O histórico de cada uma dessas mudanças político-institucionais é brevemente exposto nas subseções a seguir.

### **2.1 Distrito Federal: Criação do FCDF Pós-2003**

O Distrito Federal é um ente subnacional com características e competências diferenciadas no âmbito do federalismo fiscal brasileiro, não sendo exatamente um estado federado, assim como também não é um município. Enquanto os demais estados possuem suas respectivas competências tributárias e subdividem-se em municípios, os quais também contam com competências tributárias privativas, ao DF é vedada tal prerrogativa, porém lhe é permitido, de acordo com o art. 32, § 1º da Constituição Federal de 1988, arrecadar cumulativamente os tributos concernentes a estados e municípios, bem como receber a totalidade das transferências intergovernamentais destinadas a esses entes.<sup>7</sup>

Desde sua criação, houve o entendimento de que a União deveria “ressarcir” o DF por este ser uma cidade administrativa destinada a abrigar fisicamente a capital e por estar sujeito a todos os encargos daí advindos, os quais supostamente encerrariam uma baixa capacidade arrecadatória (PEREIRA FILHO, 2009). A redação original da Constituição Federal determinou, em seu art. 21, inciso XIV, que é de competência da União organizar e manter as corporações de segurança pública do Distrito Federal e dos territórios. Posteriormente, tal dispositivo legal sofreu alterações em sua redação (por meio da Emenda Constitucional (EC) nº 19, de 4 de junho de 1998), passando a vigorar da seguinte maneira:

Art. 21. Compete à União:

[...]

XIV - organizar e manter a Polícia Civil, a Polícia Militar e o Corpo de Bombeiros Militar do Distrito Federal, bem como prestar assistência financeira ao Distrito Federal para a execução de serviços públicos [saúde e educação], por meio de fundo próprio.

Em complemento, a referida emenda constitucional garantiu a não interrupção dos repasses federais ao DF durante a mudança de regimes de transferências: “Art. 25. Até a instituição do fundo a que se refere o inciso XIV do art. 21 da Constituição Federal, compete à União manter os atuais compromissos financeiros com a prestação de serviços públicos do Distrito Federal”.

Esse fundo próprio foi regulamentado pela Lei nº 10.633, de 27 de dezembro de 2002, que criou o Fundo Constitucional do Distrito Federal (FCDF). Até então a União repassava recursos para o Distrito Federal em valores definidos ano a ano e em termos estritamente políticos e conjunturais (não existia fixação legal de valores a serem transferidos). A partir dessa lei, a União foi obrigada a transferir anualmente ao Governo do Distrito Federal (GDF) montantes financeiros calculados a partir de uma base fixa e com atualização monetária rigidamente preestabelecida, ao contrário do que ocorria até 2002. Segundo essa legislação, as transferências ao FCDF tomarão como base o valor de R\$ 2,9 bilhões (base para 2003), o qual receberá sua atualização pela razão entre a Receita Corrente Líquida – RCL realizada no período de 12 meses encerrado em junho do exercício anterior ao repasse do aporte anual de recursos e no período de 12 meses encerrado em junho do exercício anterior ao período anteriormente referido.

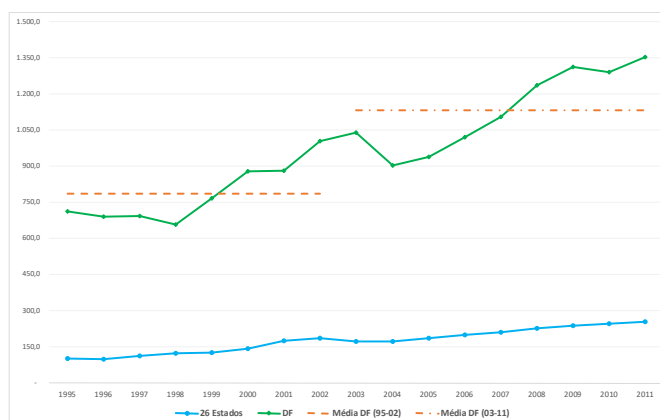
Na prática, essa garantia de rigidez orçamentária proporcionou recursos crescentes aos setores beneficiados pelo Fundo, em especial à segurança pública, que após 2003 representou, em média, pouco mais de 50% dessas dotações. De acordo com os dados oficiais de execução orçamentária da STN, a União transferiu ao DF, de 1995 a 2011, um total de aproximadamente R\$ 101,5 bilhões (em reais constantes de 2011) para os setores referenciados no inciso XIV do art. 21 da CF 1988 (inativos, inclusive).

Antes da vigência do FCDF (1995-2002), os recursos, em termos reais, transferidos apenas ao setor de segurança pública foram, em média, de R\$ 1,9 bilhão ao ano, e após sua implantação passaram, em média, para R\$ 3,6 bilhões. Esse gasto foi direcionado primordialmente para despesas com pessoal (em média, 94,0%), tendo repercutido também em outras despesas correntes (4,6%) e apenas residualmente em investimentos (1,4%). Nota-se pelo Gráfico 1 que essa tendência de incremento também se refletiu nos valores *per capita* dessas despesas com segurança pública (exclusive inativos). Entre os anos de 1995 e

<sup>7</sup> Além disso, o DF também conta com outros benefícios de exceção, visto que à União cabe a organização e a plena manutenção das instituições distritais representantes do Poder Judiciário, do Ministério Público, da Defensoria Pública, das Polícias Civil, Militar e do Corpo de Bombeiros, e ainda a prestação de assistência financeira (custeio em parte) para os serviços locais de saúde e educação (art. 21, incisos XIII e XIV da CF 1988).

2002 foram alocados pelo DF (em valores reais de 2011), em média, R\$ 785,25 por habitante, enquanto de 2003 a 2011 esse montante médio se elevou para R\$ 1.132,82.

**Gráfico 1. Despesas per capita com segurança pública, exceto inativos (R\$ constantes de 2011 – IPCA Médio)**



**Fonte:** elaboração do autor com base em dados da STN

Dessa forma, a distância da capital federal em relação ao que é despendido pelos demais estados da Federação é considerável, refletindo-se, entre outros, no fato de que o DF é o ente que possui os maiores efetivos policiais por 100 mil habitantes e também é quem paga os maiores salários da Nação aos seus servidores, comportamento destoante que só é possível por conta das transferências federais a que legalmente está sujeito.

Em síntese, houve em 2003 uma mudança político-institucional que afetou o setor de segurança pública do DF, fundamentada no incremento de insumos (aumento de efetivo e de salários) como estratégia predominante para a redução das estatísticas de criminalidade. Para o DF, portanto, as avaliações de impacto propostas, e discutidas adiante, tomarão como base a criação do FCDF no ano de 2003 e verificar-se-á se a adoção desse modelo (ou tipologia) trouxe ganhos de bem-estar (redução da criminalidade) para a população dessa unidade da federação.

## 2.2 Pernambuco: Lançamento do Pacto pela Vida Pós-2007

Em Pernambuco foi implementado a partir de 2007 o programa denominado Pacto pela Vida, cujo foco foi o controle e a redução das taxas de homicídio. De acordo com Ratton, Galvão e Fernandez (2014), os principais eixos de atuação tiveram iniciativas de: i) focalização política (criação de assessoria especial para a área, comandada por pesquisador com notória experiência); ii) reformas institucionais nas polícias (modificação dos critérios de promoção e renovação dos quadros); iii) incorporação de mecanismos de gestão, monitoramento e avaliação; iv) transparências nas estatísticas, participação e controle social; e v) estabelecimento de meta de redução para os crimes violentos.

A criação do programa coincide com o mandato do Governador de Pernambuco Eduardo Campos (de janeiro de 2007 a abril de 2014), e reflete a atuação pessoal do mandatário com alta popularidade em favor de um ideário que foi por ele julgado digno de priorização. Nesse sentido, Saporì (apud RATTON; GALVÃO; FERNANDES, 2014, p.12) ressalta:

“A decisão ou vontade política do Chefe do Executivo de eleger a segurança pública como prioridade em sua gestão é o primeiro marco que precisa ser destacado quando se pensa em recuperar a memória desta política, sobretudo quando considera-se o fato de que o tema da segurança pública, no Brasil, tem sido historicamente negligenciado pelos chefes dos executivos municipais, estaduais e federal”

Houve, entre outros, fortalecimento da Gerência de Análise Criminal e Estatística da Secretaria de Defesa Social, responsável pela produção de informações de qualidade com a finalidade de subsidiar a ação da polícia e os mecanismos de monitoramento e gestão da política, conferindo também transparência ao processo. Além disso, à sociedade foi possibilitado um acompanhamento mais próximo dos números relativos à violência no estado por meio dos Boletins Trimestrais de Conjuntura Criminal (RATTON; GALVÃO; FERNANDES, 2014, p.13).

Ainda de acordo com os autores, importante destaque também deve ser dado ao modelo de monitoramento desenvolvido para acompanhar o Pacto Pela Vida, o qual começou a funcionar em meados

de 2008. Outro ponto de controvérsia com a burocracia, mas que foi arbitrado diretamente pelo Governador de Pernambuco, foi o estabelecimento de uma meta explícita para a redução dos homicídios (12% ao ano), como segue:

“É importante destacar que a legitimidade da meta também era um valor em disputa, no início de 2007. O estabelecimento da referida meta sofreu resistência tanto por setores das organizações policiais, quanto por setores da sociedade civil pernambucana. Mas, o Governador sustentou essa ideia e a necessidade de se estabelecer mecanismos que possibilitassem a implementação de um modelo de gestão por resultados.” (RATTON; GALVÃO; FERNANDES, 2014, p.13).

De todo o exposto, depreende-se que um dos elementos diferenciadores e identificativos do Pacto Pela Vida em Pernambuco foi o fato de que o Governador passou a ocupar o mando direto da política pública de segurança, o que não ocorrera em mandatos anteriores, tomando para a si a responsabilidade do programa e cobrando pessoalmente dos gestores mais efetividade nas ações desempenhadas (RATTON; GALVÃO; FERNANDES, 2014, p.18). Nesse sentido, a atuação do mandatário se assemelha, em termos teóricos, a um principal que insere maior esforço na atuação do seu agente (corporações burocráticas) por meio da redução de assimetria de informação, visto que decidiu despende mais do seu tempo conhecendo e verificando as atividades dos seus subordinados. Nesse contexto, a burocracia se vê compelida a apresentar bons indicadores (incrementos no bem-estar da sociedade) para que sua parcela de recursos orçamentários e de prestígio não seja comprometida pelo principal focado em resultados (que beneficiam de maneira difusa a sociedade).

### **2.3 São Paulo: Reação Social no final da Década de 1990**

Manso (2012, p. 245-277) cita diversas medidas de gestão colocadas em prática a partir da segunda metade dos anos 1990 e que, após defasagem de alguns anos, coincidem com a reversão nas taxas de homicídio naquele estado. Seguindo a mesma linha de melhorias institucionais e de gestão, Nunes (2014, p. 71-96) relaciona em detalhes diversos fatores que estimularam a maior efetividade das ações de segurança pública de São Paulo a partir de meados dos anos 1990 (ex. criação da Ouvidoria, implantação de programa de reciclagem policial para agentes envolvidos em ações de alto risco, promulgação de legislação sobre estatísticas criminais, publicação de estatísticas oriundas dos relatórios analisados pela Ouvidoria, integração PM-Polícia Civil, utilização de sistema informatizado de estatísticas criminais, entre outros.).

Segundo os autores, desde o início dos anos 1980 começa a existir um movimento tímido de reação da sociedade civil à atuação das corporações de segurança pública, o qual coincide com a crescente deterioração nos indicadores de segurança pública do estado durante as décadas de 1980 e 1990, bem como com o aumento da letalidade policial. A esse quadro, somam-se episódios emblemáticos como a rebelião do Carandiru em 1992 e o massacre da Favela Naval em 1997 que levaram a uma mudança de rumo na política de segurança do estado, com maior foco no controle da atividade policial após pressão da sociedade civil e de diversos setores da mídia, inconformados com a crescente sensação de insegurança.

Consoante ao apelo social, o corpo político intensifica o controle da atuação da corporação policial militar e em 1997, por meio de uma proposta de Emenda Constitucional, o Governador Mário Covas pede que a tarefa de policiamento ostensivo seja transferida para a polícia civil, objetivando uma redução prática no poder da burocracia militar, vista naquele momento como incontrolável (NUNES, 2014, p. 75).

A autora ainda destaca que apesar de muito criticada e não aprovada, essa proposta serviu como marco do enfraquecimento político da PM paulista e abriu o caminho para as mudanças institucionais que ocorreriam nos próximos anos no estado de SP. Houve, por exemplo, a aceitação do policiamento comunitário, a mudança ideológica no comando da PM, a implantação de um programa de gestão pela qualidade (novas práticas operacionais e administrativas visando eficiência e mudanças culturais na corporação)<sup>8</sup>.

<sup>8</sup> Outro indicativo de que nesse período houve um reequilíbrio de forças contrário à burocracia militar paulista encontra-se na estatística relativa ao número de civis mortos pela polícia: o primeiro Governo Covas (1995-1998) iniciou com 500 mortos por ano nessa categoria e terminou com 299, ao passo que na gestão anterior (Fleury) a média dessas ocorrências foi de 868 mortes anuais (NUNES, 2014, p.78).

Ainda seguindo esse processo, no segundo mandato do Governador Mário Covas (1999-2002), se aprofunda a implantação de metas para a redução de homicídios, a integração entre as polícias militar e civil, a modernização da gestão da informação com a implantação de tratamentos das informações policiais em meio digital, o fim das carceragens nas delegacias, a delegacia eletrônica, o disque-denúncia, entre outros.

As mudanças institucionais ocorridas no contexto paulista foram pulverizadas, paulatinas e se mantiveram durante os anos 2000. Em comum tiveram o fato de contrapor os interesses da burocracia do setor de segurança pública, em especial a militar, e favorecer os anseios da sociedade por maiores níveis de bem-estar (menor letalidade policial e menores taxas de homicídios). Nesse contexto, o principal (Governador) induziu modificações e maior esforço na função utilidade dos seus agentes (corporações), cedendo aos anseios dos grupos menos organizados (cidadãos/eleitores) que conseguiram por meio da pressão popular e do apoio da mídia mitigar o grau de influência do grupo de pressão mais coeso (burocracia).

### 3. Metodologia

Para se mensurar o impacto causal de uma mudança político-institucional nas taxas de criminalidade é necessário conhecer como esses indicadores se comportariam caso a intervenção em análise não tivesse ocorrido. Como há uma impossibilidade em se observar cada um dos entes analisados (DF, PE e SP) simultaneamente nas duas situações (sendo tratado e não recebendo o tratamento), buscam-se estimativas suficientemente confiáveis mediante a utilização de contrafactuais. Com isso, providencia-se tratamento para o problema de autosseleção, potencialmente viesador das estimativas tradicionais. O trabalho de Imbens e Wooldridge (2009) resenha de maneira crítica os desenvolvimentos recentes desse campo de pesquisa.

Nesse sentido, as estratégias de identificação utilizadas neste estudo para captar o impacto causal das diversas intervenções estatais sobre as taxas de criminalidade envolvem três passos, inter-relacionados: i) obtenção das estimativas do impacto de cada uma das mudanças político-institucionais por meio de DID, tendo os anos de 2003, 2007 e 2001 como datas focais de cada um dos tratamentos (para DF, PE e SP, respectivamente); ii) baseando-se nessas estimativas dos parâmetros sob o DID, foram selecionadas apenas aquelas variáveis que se mostraram estatisticamente significantes para compor as características observáveis da técnica de Controle Sintético (CS);<sup>9</sup> e iii) realização de testes placebo e de falsificação com os resultados obtidos nos passos anteriores.

O método de diferenças-em-diferenças requer um painel de dados com unidades tratadas e não tratadas e com períodos anteriores e posteriores à intervenção. A sua principal hipótese diz que as trajetórias das variáveis de resultado entre os dois grupos possuem a mesma tendência no período pré-intervenção, o que remeteria possíveis mudanças pós-intervenção à designação ao tratamento (MEYER, 1995)<sup>10</sup>.

Quando há disponibilidade de informações para vários períodos de tempo, a estimação por meio de regressão linear (intercepto omitido) se dá sob a seguinte relação:

$$Y_{it} = \alpha \mathbf{Z}_{it} + \beta DID_{it} + \gamma T_i + \theta_2 d_{i2} + \dots + \theta_\tau d_{i\tau} + \varepsilon_{it}$$

em que o subscrito  $i$  representa cada um dos indivíduos do painel, e a dimensão temporal é explicitada por  $t$ , sendo  $\tau$  o número máximo de períodos da base de dados, de forma que  $t = 1, 2, \dots, \tau$ . O vetor de covariadas  $\mathbf{Z}$  capta características observadas de cada indivíduo em cada período de tempo, ao passo que a variável binária  $T$  assume o valor unitário se o ente faz parte do grupo de tratamento, zero em caso contrário. Os parâmetros  $\theta$  referem-se a um conjunto de *dummies* temporais (exceto o primeiro período, para evitar colinearidade perfeita) destinadas a controlar para efeitos seculares que possam afetar a variável de

<sup>9</sup> Essa precaução metodológica foi tomada visando a contornar uma das principais fraquezas do método, a saber, a ausência de critérios tradicionais de inferência (ex.: testes  $t$  ou testes  $F$ ). Nesse sentido, sem os indicativos dados pelos procedimentos de inferência, a escolha das características observáveis pré-intervenção (lista de covariadas) pode se configurar em escolhas arbitrárias do pesquisador. Buscou-se, portanto, minimizar essa faculdade.

<sup>10</sup> A contribuição crítica de Bertrand, Duflo e Mullainathan (2004) enfoca com mais profundidade os benefícios e as limitações desse método.

resultado de todos na amostra e o termo de erro é dado por  $\varepsilon$ . Nesse arranjo, e sob a hipótese relatada, o efeito causal do programa é dado por  $\beta$ , isto é, uma variável binária igual a 1 apenas nos períodos em que os indivíduos do grupo de tratamento foram de fato tratados, zero em caso contrário.

Por sua vez, a técnica de CS foi introduzida por Abadie e Gardeazabal (2003), com posteriores expansões em Abadie, Diamond e Hainmueller (2010) e em Abadie, Diamond e Hainmueller (2015), objetivando fortalecer estudos de caso comparativos em que as técnicas tradicionais de regressão não fossem indicadas (em especial, casos com amostras reduzidas e com apenas uma unidade tratada). O método permite, resumidamente, a construção de um contrafactual para a unidade tratada baseando-o na média ponderada de características observáveis pré-tratamento de unidades constantes do grupo de controle (também chamado de *donor pool*). Feito esse ajuste, basta realizar a comparação entre as trajetórias pós-tratamento para as variáveis de resultado de ambos os grupos (o de tratamento e o sintético, isto é, aqueles do *donor pool* cuja ponderação foi positiva).

Seguindo a notação dos autores, suponha que de  $J + 1$  unidades, apenas a primeira delas foi exposta a um dado tratamento, de forma que persistem  $J$  unidades sem tratamento no *donor pool*. Tome  $Y_{it}^N$  como o resultado observado para a unidade  $i$  no período  $t$  na ausência da intervenção (potencial contrafactual), sendo as unidades  $i = 1, \dots, J + 1$  e os períodos de tempo  $t = 1, \dots, T$ . Sejam também  $T_0$  o número de períodos pré-intervenção, de forma que  $1 \leq T_0 \leq T$ , e  $Y_{it}^I$  o resultado que será observado pela unidade  $i$  no período  $t$  caso seja exposta ao tratamento do período  $T_0 + 1$  até  $T$ .

Definindo-se  $\alpha_{it} = Y_{it}^I - Y_{it}^N$  como o efeito da intervenção na unidade  $i$  no período  $t$ , e  $D_{it}$  como uma variável *dummy* = 1 se a unidade  $i$  foi exposta ao tratamento no período  $t$ , e zero em caso contrário. Dessa forma, tem-se que o resultado esperado para a unidade  $i$  no período  $t$  será:

$$Y_{it}^I = Y_{it}^N + \alpha_{it} D_{it}$$

Como apenas a primeira região foi exposta ao tratamento e apenas após o período  $T_0$ , temos que:

$$D_{it} = \begin{cases} 1 & \text{se } i = 1 \text{ e } t > T_0, \\ 0 & \text{caso contrário.} \end{cases}$$

Intenciona-se estimar  $(\alpha_{1T_0} + 1, \dots, \alpha_{1T})$ . Para  $t > T_0$ ,

$$\alpha_{1t} = Y_{1t}^I - Y_{1t}^N = Y_{1t} - Y_{1t}^N.$$

Como  $Y_{1t}^I$  é observado, para se estimar  $\alpha_{1t}$  necessita-se conhecer  $Y_{1t}^N$ , o contrafactual desejado para a única unidade tratada. Supondo que  $Y_{it}^N$  é dado pela seguinte relação:

$$Y_{it}^N = \delta_t + \theta_t \mathbf{Z}_i + \lambda_t \boldsymbol{\mu}_i + \varepsilon_{it},$$

em que  $\delta_t$  é um fator desconhecido, mas comum aos entes não tratados,  $\mathbf{Z}_i$  é um vetor ( $r \times 1$ ) de covariadas não afetadas pela intervenção com seus parâmetros  $\theta_t$  associados. Por sua vez,  $\boldsymbol{\mu}_i$  é um vetor de efeitos específicos dos estados do *donor pool*, também com seus parâmetros associados ( $\lambda_t$ ) e  $\varepsilon_{it}$  representa o termo de erro contendo choques transitórios ao nível regional e com média zero.

Considere um vetor ( $J \times 1$ ) de pesos  $\mathbf{W} = (w_2, \dots, w_{J+1})'$  tal que  $w_j \geq 0$  para  $j = 2, \dots, J + 1$  e  $w_2, \dots, w_{J+1} = 1$ . Então, cada valor particular do vetor  $\mathbf{W}$  representa um potencial controle sintético, isto é, uma particular média ponderada das unidades de controle. Os autores demonstram ainda que dada a estratégia de se encontrar um controle sintético o mais próximo possível de  $Y_{it}^I$ , a sugestão mais imediata envolve encontrar um vetor de pesos  $\mathbf{W}$  tal que:

$$\hat{\alpha}_{1t} = Y_{1t} - \sum_{j=2}^{J+1} w_j * Y_{jt}$$



para  $t \in \{T_0+1, \dots, T\}$ .

A obtenção desse vetor de pesos  $\mathbf{W}^*$  envolve a minimização da distância  $\|\mathbf{X}_1 - \mathbf{X}_0 \mathbf{W}\|_v = \sqrt{(\mathbf{X}_1 - \mathbf{X}_0 \mathbf{W})' \mathbf{V} (\mathbf{X}_1 - \mathbf{X}_0 \mathbf{W})}$ , entre  $\mathbf{X}_1$  (vetor de características pré-intervenção da unidade tratada) e  $\mathbf{X}_0 \mathbf{W}$  (vetor ponderado de características pré-intervenção das unidades do *donor pool*), sujeito a  $w_2 \geq 0, \dots, w_{J+1} \geq 0$  e  $w_2, \dots, w_{J+1} = 1$ . Por sua vez,  $\mathbf{V}$  é uma matriz simétrica positiva semidefinida que pode ser utilizada para selecionar a importância relativa de cada um dos preditores ou, alternativamente, ser escolhida de forma que apenas minimize o Erro Quadrado Médio do Estimador (MSPE) da variável de resultado no período pré-intervenção.<sup>11</sup>

A rotina computacional para a obtenção do estimador de CS ( $\hat{\alpha}_{1t}$ ) é feita por meio do comando *synth* (escrito por usuários) do *software* STATA 13. A inferência é verificada por meio dos testes de placebo sugeridos pelos autores citados, que consistem em análises gráficas da aplicação falsificada do tratamento sobre todos os demais estados no mesmo período de tempo (2003, 2007 e 2001, nos casos respectivos de DF, PE e SP).<sup>12</sup>

#### 4. Dados

Este estudo faz uso de um painel de dados que compreende os anos de 1995 a 2011 e tem, em cada uma das tipologias citadas, 26 estados da Federação como grupo de controle e apenas uma unidade tratada por vez (DF, PE ou SP). As variáveis de resultado utilizadas foram a taxa de homicídios por 100 mil habitantes e a taxa de roubos e furtos de veículos por 100 mil emplacamentos. A variável de interesse para o DID é uma *dummy* = 1 para os anos em que a mudança político-institucional existiu (após 2003 para o DF, após 2007 para PE e após 2001 para SP), zero em caso contrário.

No tocante aos registros de homicídios, os dados são provenientes do Sistema de Informações sobre Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM), porém optou-se pela utilização de uma medida alternativa que considerasse também os óbitos registrados como eventos indeterminados, conforme metodologia apresentada em Cerqueira (2013). Os ganhos dessa nova medida concentram-se em minimizar o constante problema de sub-registro presente em ocorrências policiais, garantindo a comparabilidade entre as UFs.<sup>13</sup>

Em relação à série de roubos e furtos de veículos (localizações/recuperações, inclusive), cumpre ressaltar que o principal motivo para sua utilização foi também a sua possibilidade de comparação entre os diversos entes, uma vez que, juntamente com a taxa de homicídios, esse tipo de delito é o que apresenta o mais baixo índice de sub-registro entre todos os demais indicadores de criminalidade. A segunda justificativa reside no fato de que a maioria dos estudos baseados na teoria econômica do crime faz uso apenas da taxa de homicídios (crime contra a pessoa) como *proxy* das atividades de segurança pública como um todo, o que nos faz crer que seja relevante para a literatura da área a apresentação de estudos que também levem em consideração a vertente de crimes contra o patrimônio, os quais possuem motivações muitas vezes diferentes daquelas que afetam os crimes contra a pessoa. Por fim, até onde pudemos investigar, a compilação dessa série para todos os anos do painel analisado configura-se como uma contribuição inédita para a pesquisa de segurança pública nacional.<sup>14</sup>

<sup>11</sup>Como brevemente comentado, neste estudo optou-se pela escolha das variáveis  $\mathbf{Z}$  tendo como base as significâncias estatísticas verificadas nas regressões realizadas por DID, sem especificação explícita sobre o poder preditor de cada uma delas, o que significa dizer que  $\mathbf{V}$  foi utilizada apenas para minimizar o MSPE.

<sup>12</sup>Sobre o assunto, convém destacar a recente contribuição de Firpo e Possebom (2015) de técnica para a geração de inferência com intervalos de confiança para o método de CS. Contudo, tal rotina ainda está pendente de ser implantada nos principais *softwares* econométricos (STATA e R), o que inviabilizou sua utilização até o término deste artigo.

<sup>13</sup>O autor calculou seus percentuais de homicídios ocultos somente até o ano de 2010. Para revisarmos os homicídios dos anos de 1995 e de 2011, utilizamos a média dessas taxas por Estado (1996-2010).

<sup>14</sup>Essas séries foram obtidas diretamente da base de registros “BIN Roubos e Furtos” do Departamento Nacional de Trânsito (Denatran) em extração pontual realizada pela Confederação Nacional de Seguros (CNSeg), uma das poucas entidades a ter acesso a tais dados. Em nossa avaliação de consistência, tais informações, disponíveis de 1995 a 2011, apresentaram um grau de

As variáveis de controle utilizadas seguem as recomendações da teoria da racionalidade econômica aplicada a atividades criminosas (BECKER, 1968)<sup>15</sup> e também de componentes da teoria da desorganização social<sup>16</sup>. Na Tabela 1 são apresentadas, com uma breve definição e com as respectivas estatísticas descritivas, cada uma dessas variáveis.

**Tabela 1. Estatísticas descritivas (1995-2011)**

Variável	Obs.	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	Fonte
<b>txhom</b> - Taxa de homicídios por 100 mil habitantes.	459	29,7	13,9	5,0	73,5	DATASUS
<b>txroubfurt</b> - Taxa de roubo e furto de veículos por 100 mil veículos emplacados.	459	502,2	362,3	43,2	2.190,3	CNSEG e MJ
<b>txlocaliza</b> - Taxa de localização/recuperação de veículos (em %).	459	53,7	11,8	20,2	86,0	
<b>txpresos</b> - População penitenciária por 100 mil habitantes.	459	161,0	99,7	21,2	513,3	DEPEN-MJ
<b>txefetotal</b> - Efetivo total (PM e Pcvil) por 100 mil habitantes.	459	351,9	164,0	125,5	964,9	SENASP-MJ
<b>txsegpriv</b> - Taxa por 100 mil habitantes de pessoas empregadas no setor de segurança privada.	459	238,3	147,8	18,4	1.039,3	RAIS
<b>munic</b> - % da população de cada ente que reside em municípios que possuem guarda municipal.	459	32,8	24,5	0	90,3	
<b>cmoral</b> - % dos domicílios particulares permanentes que declarou possuir televisor em casa (defasada em 10 anos).	453	68,7	17,3	23,7	97,4	
<b>hjovent</b> - % de jovens do sexo masculino (de 15 a 29 anos) no total da população residente.	459	13,9	1,1	9,2	18,0	IBGE
<b>txurbana</b> - % da população de cada ente que reside em áreas urbanas.	459	78,5	9,7	50,9	97,4	
<b>gini</b> - Índice de desigualdade de Gini da renda domiciliar <i>per capita</i> .	459	56,5	4,5	42,7	68,7	
<b>unipar</b> - % das famílias que contam com a mulher como pessoa de referência.	459	29,5	5,8	16,5	48,1	
<b>aband</b> - Taxa de abandono escolar no ensino médio (%).	432	15,4	4,9	3,5	54,0	INEP
<b>partcol</b> - <i>Dummy</i> =1 se o partido do Governador é da mesma mesma coligação que elegeu o Presidente.	459	0,370	0,483	0	1	TSE

Fonte: CNSEG, SENASP-MJ, DEPEN-MJ, DATASUS, IBGE, INEP, RAIS-MTE e TSE. Elaboração do autor.

Inicialmente, têm-se os controles do grupo de variáveis dissuasórias (*deterrence*), tomados com defasagem de um período para se mitigar o fenômeno da simultaneidade presente nas atividades de segurança pública: i) taxa de localização/recuperação de veículos roubados ou furtados como uma medida do poder investigativo das estruturas policiais (*txlocaliza*);<sup>17</sup> ii) a população penitenciária total (por 100 mil habitantes), que remete aos esforços de incapacitação para o crime (*txpresos*);<sup>18</sup> iii) a taxa de efetivos policiais (PM e Civil) por 100 mil habitantes, que remete à probabilidade que um criminoso tem de ser apreendido (*txefetotal*);<sup>19</sup> iv) o quantitativo de empregados alocados no setor de segurança privada, que sugere a cooperação às atividades repressivas dada pelos particulares (*txsegpriv*); e v) uma medida para a possível contribuição dada pelos municípios no combate à criminalidade (*munic* – % da população do estado que conta com essas corporações).

Buscou-se controlar também para a possível existência de um dado “custo moral” em se associar com eventos criminais, conforme previsto pela teoria da racionalidade de Becker (1968). Sendo a criminalidade um ilícito, é de se ponderar que a refração a tal atitude pode também variar conforme considerações éticas e psicológicas, agindo na prática como uma barreira ou um estímulo à entrada em tal mercado, tudo o mais constante. Segundo alguns autores, a difusão dos televisores pelos lares tem o potencial de propagar padrões culturais mais frouxos e condutas ético-morais contestáveis, o que tenderia a tornar, na margem, atividades ilícitas menos reprováveis ou até mesmo desejáveis.<sup>20</sup> Nossa variável para tal fenômeno (*cmoral*) foi construída com dados do IBGE referentes ao percentual de pessoas que viviam, dez anos antes, em domicílios com aparelho de televisão (preto e branco ou colorido).

É bem relatado também o fato de que condições severas e desordenadas de urbanização (utilizamos como *proxy* o percentual de pessoas vivendo em áreas urbanas – *txurbana*) proporcionam ambientes mais favoráveis à perpetuação de ilícitos, seja pela perda dos laços de proximidade entre os cidadãos (difuso

confiabilidade maior do que os registros de ocorrências coletados por cada um dos estados da Federação e encaminhados para a Secretaria Nacional de Segurança Pública (Senasp) (disponíveis apenas a partir de 2001).

<sup>15</sup> Informações teóricas e empíricas internacionais mais detalhadas sobre o modelo econômico do crime podem ser conseguidas em Polinsky e Shavell (2007) e em Levitt e Miles (2007). Para uma relação das contribuições nacionais vide as compilações de Santos e Kassouf (2008) e de Cerqueira e Lobão (2003).

<sup>16</sup> Para uma contextualização sobre o assunto, veja Shaw e Mckay (1942); Kubrin e Weitzer (2003).

<sup>17</sup> Foram feitas imputações para 13 observações faltantes (4% do total da amostra) por meio do método *Best Linear Unbiased Prediction* (BLUP) (HENDERSON, 1950; ROBINSON, 1991).

<sup>18</sup> Com exceção dos estados de São Paulo e do Distrito Federal, que disponibilizam tais estatísticas em seus *sites*, os dados de 1996 e de 1998 a 2002 foram obtidos por meio de interpolação linear entre os anos de 1995 e 1997 (Censos Penitenciários Nacionais) e 2003 (primeiro ano em que o Depen volta a coletar dados por estado).

<sup>19</sup> Também foram feitas imputações pelo método BLUP, haja vista que em alguns anos alguns entes não informaram seus dados para a Senasp-MJ. No caso da PM foram 72 observações (22,2% do total), e para a Polícia Civil foram 91 casos (28,1% do total).

<sup>20</sup> Sobre o assunto, algumas evidências podem ser encontradas em Hennigan (1982), Centerwall (1992) e Robertson, Mcanally e Hancox (2013).

controle moral dos pares) ou ainda pela maior dificuldade para o aparelho de repressão estatal agir. Ademais, regiões demograficamente saturadas proporcionam aos infratores maiores possibilidades de ganhos, de fuga e de reclusão e/ou anonimato, o que claramente reduz a probabilidade de apreensão e posterior condenação desses indivíduos. Utilizou-se também controle para a questão da presença de jovens do sexo masculino na população de cada ente (15 a 29 anos), haja vista serem os que mais matam e os que mais morrem pela criminalidade.

Além dos esforços repressivos e das condições populacionais, os estudos citados também indicam possível relação entre as condições sociais e a criminalidade. Utilizamos três medidas para captar tal fenômeno: o índice de desigualdade de Gini (*gini*), a taxa de abandono escolar no ensino médio (*aband*) e o percentual de lares que conta apenas com mulheres como pessoas de referência (*unipar*). Debate-se que ambientes iníquos tendem a favorecer a criminalidade, sobretudo aquela relacionada com os delitos patrimoniais. Lares uniparentais também podem ser vistos como ambientes com potencial para o desenvolvimento de jovens com controles morais deficitários e/ou comportamentos inapropriados. O abandono escolar é entendido como impactante das condições econômicas, pois pode influenciar as decisões individuais acerca da perpetuação ou não de determinados tipos de delitos, visto que as atividades ilícitas podem ser entendidas simplesmente como o custo de oportunidade do mercado de atividades legais (a evasão escolar de jovens pode significar que esses indivíduos estão perdendo oportunidades no mercado legal, sendo mais facilmente atraídos para o submundo ilegal).

Objetivando captar possíveis nuances do ciclo político sobre o sistema de segurança pública, foi incluída ainda a variável *dummy*, que indica se o governador é do mesmo partido político que a coalizão que elegeu o presidente da República.

## 5. Resultados

Nesta seção apresentamos as estimativas para o impacto causal de cada uma das mudanças político-institucionais (2003 no DF, 2007 em PE e 2001 em SP) nas variáveis de interesse. A opção foi separar por subseções cada um dos entes analisados.

### 5.1 Distrito Federal

As estimativas para o método DID tendo como variáveis de resultado a taxa de homicídios por 100 mil habitantes e a taxa de roubos e furtos de veículos por 100 mil emplacamentos foram obtidas tanto para *Random Effects (RE)* quanto para *Fixed Effects (FE) (Within)* por meio do seguinte modelo:<sup>21</sup>

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 fcd_{it} + \beta_2 df_i + \beta_3 \ln txroubfurt_{it} + \beta_4 \ln txlocaliza_{it} + \beta_5 \ln txpresos_{it} + \beta_6 \ln txefetotal_{it} \\ + \beta_7 \ln txsegpriv_{it} + \beta_8 \ln munic_{it} + \beta_9 \ln cmoral_{it} + \beta_{10} \ln txhomensj_{it} + \beta_{11} \ln txurbana_{it} \\ + \beta_{12} \ln gini_{it} + \beta_{13} \ln unipar_{it} + \beta_{14} \ln aband_{it} + \beta_{15} partcol_{it} + \theta_2 d_{i2} + \dots + \theta_\tau d_{i\tau} + \alpha_i + \varepsilon_{it},$$

em que o subscrito  $i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) se refere a cada um dos estados e o DF, e  $t$  ( $t = 1, 2, \dots, 17$ ) denota a dimensão temporal do painel. As variáveis foram previamente definidas na seção 4 (Tabela 1), com exceção de  $\theta_2 d_{i2} + \dots + \theta_\tau d_{i\tau}$ , que representam o conjunto de *dummies* anuais (sem o primeiro ano), de  $\alpha_i$  e de  $\varepsilon_{it}$ , que apontam, respectivamente, para os efeitos fixos e para o elemento tradicional do termo de erro. Por fim,  $\beta_2$  é a variável binária que identifica as especificidades do DF em relação ao restante dos estados, e a variável de interesse (estimador DID) é  $\beta_1$ , *dummy* que indica a existência do FCDF no âmbito da capital federal a partir do ano de 2003.<sup>22</sup>

Especificamente sobre a variável explicativa  $\beta_3$  (taxa de roubos e furtos de veículos defasada em um período), foi utilizada como covariada apenas quando a variável dependente foi a taxa de homicídios,

<sup>21</sup> Com poderá ser visto adiante, ambas as estimativas são coerentes em termos de sinais e de magnitudes dos parâmetros, o que sugeriu sua apresentação conjunta, ainda que o teste de Hausman tenha apontado favoravelmente, em ambas as variáveis dependentes, para o modelo de RE.

<sup>22</sup> Como anteriormente esclarecido, as variáveis dissuasórias ( $\beta_3$  a  $\beta_8$ ) foram defasadas em um período com o fito de mitigar o problema de endogeneidade por simultaneidade, presente em atividades de segurança pública.

tendo sido incluída nessa regressão como uma *proxy* para as atividades de crime organizado existentes em uma dada região, haja vista que esse tipo de delito também possui características de financiador para as diversas atividades presentes nos mercados ilícitos. Entende-se que os veículos são roubados ou furtados predominantemente por questões econômicas e não apenas por algum tipo de passionalidade.

**Tabela 2. Estimativas DID do impacto da existência do FCDF pós-2003**

Variáveis	Taxa de Homicídios				Taxa de Roubo e Furto de Veículos			
	RE		FE		RE		FE	
	Coefficiente	Erro-Padrão	Coefficiente	Erro-Padrão	Coefficiente	Erro-Padrão	Coefficiente	Erro-Padrão
$\beta_0$ constante	-3,640	3,391	-2,404	4,325	1,248	4,768	4,650	5,415
$\beta_1$ <i>fcdf</i>	0,027	0,082	0,084	0,079	0,120	0,079	0,064	0,081
$\beta_2$ <i>df</i>	-0,064	-0,328	-	-	0,155	0,369	-	-
$\beta_3$ <i>lntxroubfurt</i>	0,240***	0,061	0,254***	0,071	-	-	-	-
$\beta_4$ <i>lntxlocaliza</i>	-0,032	-0,154	-0,014	-0,152	0,083	0,150	0,082	0,150
$\beta_5$ <i>lntxpresos</i>	0,059	0,115	0,029	0,133	-0,164	-0,183	-0,166	-0,227
$\beta_6$ <i>lntxefetotal</i>	-0,394***	-0,197	-0,776***	-0,259	-0,084	-0,221	-0,082	-0,268
$\beta_7$ <i>lntxsegpriv</i>	0,01	0,107	-0,031	-0,1	0,046	0,091	0,023	0,085
$\beta_8$ <i>lmmunic</i>	-0,008	-0,01	-0,001	-0,008	-0,033***	-0,009	-0,036***	-0,009
$\beta_9$ <i>lncmoral</i>	0,760***	0,296	0,931***	0,273	1,211***	0,368	1,183***	0,382
$\beta_{10}$ <i>lntxhomensj</i>	-0,042	-0,162	-0,165	-0,164	0,563*	0,332	0,633*	0,347
$\beta_{11}$ <i>lntxurbana</i>	1,263**	0,632	1,607*	0,863	-0,034	-0,886	-0,881	-0,918
$\beta_{12}$ <i>lngini</i>	-0,254	-0,294	-0,355	-0,265	0,165	0,277	0,147	0,278
$\beta_{13}$ <i>lmmunipar</i>	-0,186	-0,343	-0,213	-0,314	-0,340	-0,309	-0,283	-0,326
$\beta_{14}$ <i>lnaband</i>	0,292**	0,117	0,214**	0,103	-0,024	-0,075	0,020	0,082
$\beta_{15}$ <i>partcol</i>	-0,016	-0,041	-0,018	-0,041	-0,017	-0,059	-0,018	-0,058
R <sup>2</sup> (overall)	0,242		0,122		0,384		0,189	
Observações	427		427		427		427	

Fonte: Elaboração do autor a partir das estimativas fornecidas pelo programa STATA 13.

Nota: *Dummies* de tempo omitidas. Erros-padrão robustos. \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1.

Com relação às estimativas individualizadas dos controles utilizados (Tabela 2), cumpre informar que houve coerência nos sinais em termos do apregoado pela teoria e significância estatística em algumas das variáveis, com destaque para a variável *proxy* para o custo moral associado a atividades criminosas ( $\beta_9$ ), que se mostrou significativa a menos de 1% em todos os modelos, sugerindo uma associação positiva e consistente com as taxas de criminalidade. Para quando a variável dependente foi a taxa de homicídios, também se destacam como significantes a *proxy* do tamanho do crime organizado ou do mercado de ilícitos ( $\beta_3$ ), a taxa de efetivos policiais por 100 mil habitantes ( $\beta_6$ ), a taxa de urbanização ( $\beta_{11}$ ) e a taxa de abandono escolar no ensino médio ( $\beta_{14}$ ). Com relação aos resultados associados com crimes contra o patrimônio, as significâncias ficaram restritas ao papel benéfico exercido pela existência de guardas municipais ( $\beta_8$ ) e ao impacto potencializador nesse tipo de criminalidade oriundo da população de jovens ( $\beta_{10}$ ).

Isso posto, é possível verificar que as estimativas do parâmetro DID de interesse para o impacto da criação do FCDF em 2003 ( $\beta_1$ ), controladas as demais variáveis explicativas com potencial de afetar a criminalidade, são nulas em todos os modelos estimados. Em outras palavras, não há evidência de que o comportamento tanto da taxa de homicídios quanto da taxa de roubos e furtos de veículos tenha sido, no DF pós 2003, diferente do que aconteceu nos demais estados. Ainda, essas estimativas sugerem que a decisão da União de vincular crescentemente recursos ao setor de segurança pública do DF não modificou seu patamar de provisão de bens públicos à sociedade em relação aos seus congêneres comparativos, mostrando-se, portanto, ineficaz e ineficiente (maiores recursos para se produzir as mesmas quantidades relativas).

Ainda que sejam resultados instrutivos, há de se considerar que o DF é, como antes comentado, um ente com muitas particularidades, sejam estas em termos da sua gênese, sejam do seu papel no federalismo fiscal nacional, entre outros. Num cenário desse tipo, comparações como as promovidas por

DID em relação a toda a amostra dos 26 estados, ainda que contando com diversas variáveis de controle, podem possuir menos potencial discriminante do que exercícios comparativos realizados com um número menor de UFs, mas que em termos de características observáveis fossem mais próximas daquelas observadas no DF. Infelizmente, regressões realizadas nesse contexto trariam resultados mais frágeis em termos de inferência, pois contariam com menores graus de liberdade.

Uma abordagem possível para se contornar o tipo de problema relatado (inferência com amostras menores, mas com maior potencial explicativo dadas as similaridades entre os entes) consiste em utilizar no grupo de controle não apenas uma quantidade fixa de unidades, mas sim uma possível combinação de cada uma delas, o que idealmente pode produzir ajustamentos mais próximos da realidade observada na única unidade do grupo de tratamento.

Nesse sentido, procedeu-se à construção de um DF sintético a partir da combinação convexa dos estados constantes do *donor pool* que mais se aproximavam do DF em termos das covariadas explicativas da criminalidade (pré-FCDF). A escolha de quais desses fatores comporiam esse novo estudo se baseou em indicações da literatura econômica do crime e em especial nas variáveis que se mostraram significativas no exercício com o DID (Tabela 2).<sup>23</sup> Optou-se ainda pela inclusão de estimativas defasadas de cada variável dependente com o intuito de selecionar seus respectivos pontos de partida, garantindo assim comparações mais ajustadas no período pré-tratamento. Por conta da disponibilidade dos dados, foi possível retroceder até cinco períodos no caso dos homicídios e por três anos com os roubos e furtos de veículos.

As comparações entre as características observáveis pré-tratamento (antes do FCDF em 2003), constantes da Tabela 3, sugerem que a média dos 26 estados brasileiros difere substancialmente do comportamento do DF em praticamente todas as variáveis selecionadas (exceção foi o percentual de homens jovens, utilizada apenas para a taxa de roubos e furtos de veículos). As próprias variáveis dependentes defasadas mostraram-se com desníveis significativos, em particular a taxa de roubos e furtos de veículos, que no DF foi mais que o dobro da média dos 26 estados da Federação. De forma contrária, o DF sintético, composto com pesos de três (taxa de homicídios) e de quatro estados (taxa de roubos e furtos de veículos), mostrou-se mais próximo do comportamento que prevaleceu no DF antes da intervenção, reduzindo de maneira relevante as discrepâncias existentes ou, alternativamente, provendo um ajustamento que pode ser considerado bom entre o grupo de tratamento e o grupo de controle.

**Tabela 3. Médias pré-tratamento (antes de 2003) dos preditores do controle sintético**

Variáveis	Taxa de Homicídios			Taxa de Roubo e Furto de Veículos		
	DF	DF Sintético	26 Estados	DF	DF Sintético	26 Estados
Taxa de Homicídios (1994-2001)	33,58	28,11	23,18	-	-	-
Taxa de Homicídios (1990-1997)	31,79	25,05	20,88	-	-	-
Taxa de Roubos e Furtos (1995-2001)	1.067,46	1.067,18	492,39	1.067,46	1.062,85	492,39
Taxa de Roubos e Furtos (1995-1999)	-	-	-	972,70	977,43	477,43
Taxa de Abandono	9,09	10,20	16,09	-	-	-
Custo Moral	87,16	85,42	58,54	87,16	78,17	58,54
Taxa de Urbanização	95,53	86,71	75,33	-	-	-
% Homens Jovens	-	-	-	15,21	13,53	14,07

Fonte: Elaboração do autor a partir das estimativas fornecidas pelo programa STATA 13.

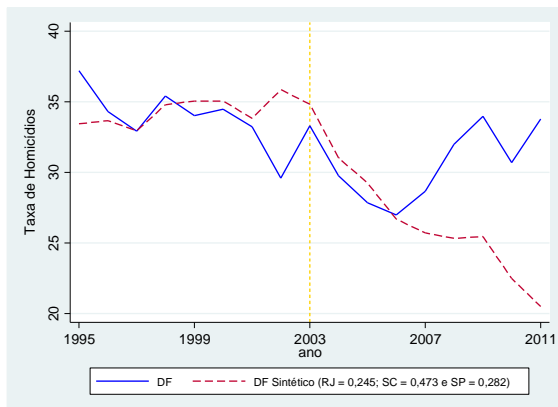
Os respectivos pesos positivos atribuídos a apenas alguns estados do *donor pool* podem ser observados diretamente na legenda de cada painel do Gráfico 2, adiante, de forma que as trajetórias da taxa de homicídios no DF antes do FCDF são mais bem ajustadas pelos comportamentos de RJ (0,245), SC (0,473) e de SP (0,282), ao passo que as taxas de roubos e furtos de veículos são mais bem reproduzidas pelas combinações de PE (0,242), RS (0,333), SC (0,034) e SP (0,391). Todos os demais entes receberam pesos (**W**) iguais a zero.

<sup>23</sup> Como será visto, as variáveis de efetivos policiais, no caso de homicídios, e de participação das guardas municipais (em roubos e furtos de veículos), apesar de significantes em DID, foram preteridas porque registram casos limítrofes das especificidades do DF. Na primeira situação, os níveis desse insumo no DF não encontram paralelo em nenhuma outra unidade federativa, o que dificulta sua comparação por esse critério. Se fossem utilizadas, ensejariam o chamado viés de interpolação, cujas consequências em contextos de controle sintético são debatidas em Abadie, Diamond e Hainmueller (2015, p. 499 e 501).

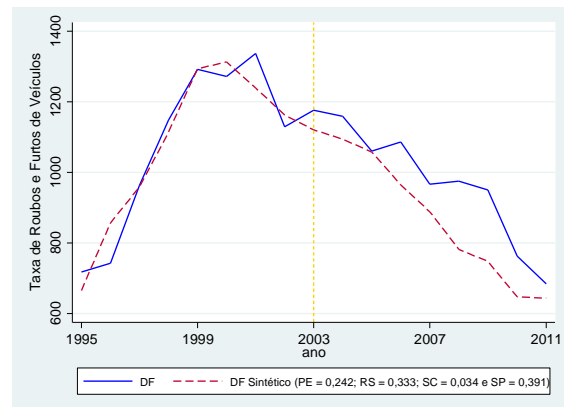
As distâncias relativas nas variáveis dependentes no pré-tratamento (MSPE) parecem se ajustar de maneira aceitável, demonstrando que as tendências existentes no DF em cada um dos indicadores de criminalidade existentes não destoam significativamente da sua contraparte sintética. Em relação às taxas de homicídios, a tendência predominante antes de 2003 parece ser de aparente estabilidade relativa, com leve declínio. Por sua vez, as taxas de roubos e furtos de veículos mostram um comportamento mais nítido de crescimento acentuado até 1999-2000, com posterior declínio, que se prolonga até o final da série.

## Gráfico 2. Estimativas por controle sintético do impacto da existência do FCDF

Painel “a” – Taxa de homicídios



Painel “b” – Taxa de roubos e furtos de veículos



Fonte: Estimativas obtidas por meio do programa STATA 13.

A estimativa por controle sintético dos impactos provenientes da criação do FCDF é, portanto, a diferença entre as respectivas taxas de criminalidade do DF e as mesmas medidas da sua versão sintética pós-2003. No caso das taxas de homicídios, tem-se da análise gráfica que há um paralelismo na queda em ambas as trajetórias até o ano de 2006, quando então o indicador do DF passa a assumir tendência de alta, retornando à sua média histórica acima das trinta mortes por 100 mil habitantes. Seus comparáveis, no entanto, reafirmam o comportamento antes exibido e se aproximam de vinte mortes por 100 mil habitantes no ano de 2011. Dito em outras palavras, após a criação do FCDF em 2003 o DF só conseguiu acompanhar as tendências de melhorias nas taxas de homicídio de seu sintético até um determinado ponto, guinando novamente em direção ao seu antigo padrão de taxas de homicídio mais elevadas (painéis “a”).

As taxas de roubos e furtos de veículos, por sua vez, ainda que declinantes por todo o período pós-2003, tanto para o DF quanto para o DF sintético, demonstram a prevalência de uma distância persistente entre essas unidades. Se antes de 2003 a distância média anual foi de 6,0 veículos furtados ou roubados a cada 100 mil emplacamentos, após a criação do FCDF elevou-se para uma média de 97,2 ilícitos pela mesma escala, com pico de 202,7 em 2009 e vale de 2,2 em 2005.

Em síntese, podemos verificar que a mudança político-institucional que criou o FCDF após 2003, fundada no acréscimo de recursos ao setor de segurança pública local, não repercutiu em melhorias consistentes em seus principais indicadores de criminalidade. Em verdade, o que houve foi uma deterioração dessas taxas (por Controle Sintético), sinalizando que o crescimento de recursos aplicados no setor de segurança pública do DF serviu mais para gerar renda e comodidades à burocracia distrital do que propriamente para melhorar o bem-estar dos cidadãos/eleitores dessa localidade. Em essência, a tipologia de mudança político-institucional em questão parece ser pouco eficaz e com alta relação custo-benefício.

### 5.2 Pernambuco

O processo de estimação do impacto do Pacto Pela Vida em Pernambuco a partir de 2007 é, em essência, o mesmo aplicado ao Distrito Federal e exposto na subseção anterior. A principal diferença é que no modelo DID para PE a *dummy* identificadora da mudança político-institucional ocorre no ano de 2007 e não mais em 2003, como era o caso do DF. Os resultados encontram-se sintetizados na Tabela 4.

Ao contrário do que ocorreu com o DF, as estimativas DID para PE ( $\beta_1$ ) são altamente significativas em ambas as taxas de criminalidade (homicídios e roubos e furtos de veículos) e nas duas especificações testadas (efeitos aleatórios e efeitos fixos). Para o caso dos homicídios, equivale dizer que, após 2007, PE contou com uma taxa 38,0% menor do que a média dos demais estados brasileiros,

controladas as diversas variáveis já citadas. Esse efeito deveu-se à implantação do Pacto Pela Vida. Comportamento semelhante ocorreu nas taxas de roubos e furtos de veículos, mas em magnitude menor (redução em torno de 22,0%).

**Tabela 4. Estimativas DID do impacto do Programa Pacto Pela Vida em Pernambuco pós-2007**

Variáveis	Taxa de Homicídios				Taxa de Roubo e Furto de Veículos			
	RE		FE		RE		FE	
	Coef.	Erro-Padr.	Coef.	Erro-Padr.	Coef.	Erro-Padr.	Coef.	Erro-Padr.
$\beta_0$ constante	-3,190	3,198	-2,036	4,296	0,996	4,383	4,872	5,378
$\beta_1$ <i>pe_trat</i>	-0,375***	0,055	-0,381***	0,052	-0,218***	0,064	-0,222***	0,062
$\beta_2$ <i>pe</i>	0,690***	0,106	-	-	0,589***	0,128	-	-
$\beta_3$ <i>lntxroubfurt</i>	0,235***	0,063	0,252***	0,073	-	-	-	-
$\beta_4$ <i>lntxlocaliza</i>	-0,030	0,152	-0,006	0,150	0,087	0,149	0,087	0,150
$\beta_5$ <i>lntxpresos</i>	0,071	0,115	0,054	0,133	-0,156	0,181	-0,151	0,229
$\beta_6$ <i>lntxefetotal</i>	-0,379**	0,185	-0,758***	0,257	-0,037	0,212	-0,071	0,271
$\beta_7$ <i>lntxsegpriv</i>	-0,018	0,099	-0,060	0,094	0,033	0,091	0,006	0,086
$\beta_8$ <i>lnmunic</i>	-0,009	0,009	-0,002	0,008	-0,035***	0,009	-0,036***	0,009
$\beta_9$ <i>lnmoral</i>	0,823***	0,269	0,979***	0,243	1,218***	0,367	1,206***	0,376
$\beta_{10}$ <i>lntxhomensj</i>	-0,064	0,157	-0,194	0,158	0,541*	0,325	0,614*	0,341
$\beta_{11}$ <i>lntxurbana</i>	1,168*	0,620	1,479*	0,845	-0,041	0,854	-0,961	0,910
$\beta_{12}$ <i>lngini</i>	-0,264	0,278	-0,357	0,259	0,169	0,268	0,145	0,281
$\beta_{13}$ <i>lnunipar</i>	-0,230	0,340	-0,215	0,322	-0,331	0,308	-0,278	0,319
$\beta_{14}$ <i>lnaband</i>	0,283**	0,115	0,211**	0,102	-0,031	0,077	0,019	0,083
$\beta_{15}$ <i>partcol</i>	-0,017	0,041	-0,020	0,041	-0,018	0,059	-0,019	0,057
R <sup>2</sup> (overall)	0,290		0,115		0,408		0,165	
Observações	427		427		427		427	

Fonte: Elaboração do autor a partir das estimativas fornecidas pelo programa STATA 13.

Nota: Dummies de tempo omitidas. Erros-padrão robustos. \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1.

Tomando-se em análise as estimativas por Controle Sintético para a implantação do Pacto pela Vida em PE (Tabela 5 e Gráfico 3), observam-se ganhos de ajustamento entre a comparação de PE com a média dos 26 estados e o PE Sintético. No caso da taxa de homicídios, por exemplo, a média estadual era 23,7 mortos por 100 mil habitantes (1994-2005), ao passo que o PE Sintético foi de 48,9, algo próximo ao observado em PE (50,1 mortos por 100 mil habitantes). O mesmo comportamento vale, em menor ou maior grau, para as demais variáveis, isto é, há ganhos de ajustamento pelo uso do Controle Sintético e isso torna a sua utilização referendada em relação às estimativas de DID.

**Tabela 5. Médias pré-tratamento (antes de 2007) dos preditores do controle sintético para Pernambuco**

Variáveis	Taxa de Homicídios			Taxa de Roubo e Furto de Veículos		
	PE	PE Sintético	26 Estados	PE	PE Sintético	26 Estados
Taxa de Homicídios (1994-2005)	50,07	48,91	23,69	-	-	-
Taxa de Homicídios (1990-2001)	45,41	44,77	21,91	-	-	-
Taxa de Roubos e Furtos (1996-2006)	659,97	681,08	522,65	659,97	660,04	522,65
Taxa de Roubos e Furtos (1998-2006)	-	-	-	618,55	626,46	523,28
Taxa de Abandono (1996-2006)	18,65	17,11	16,18	-	-	-
Custo Moral	59,37	76,40	64,91	59,37	61,35	64,91
Taxa de Urbanização	77,04	82,37	77,64	-	-	-
% Homens Jovens	-	-	-	14,12	14,12	14,01

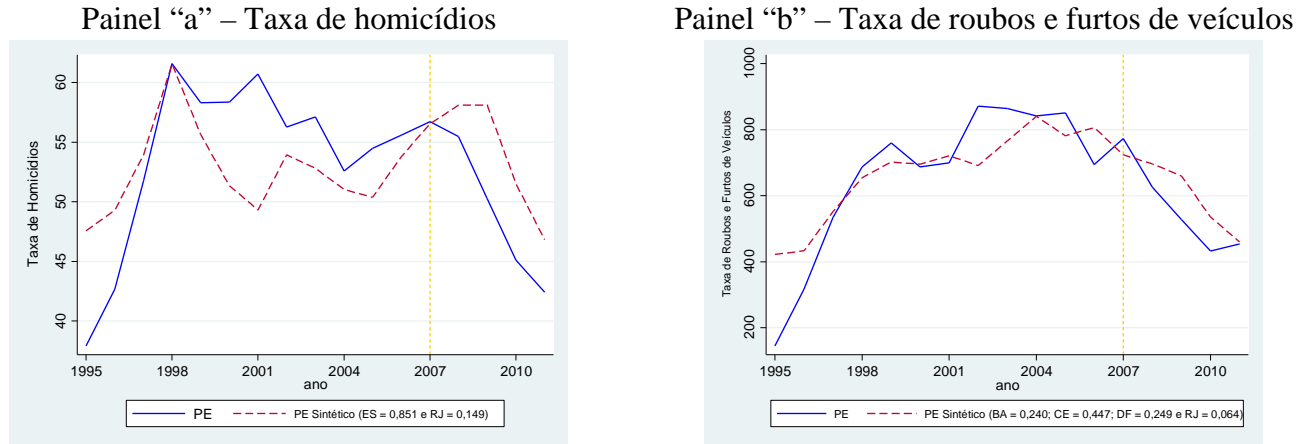
Fonte: Elaboração do autor a partir das estimativas fornecidas pelo programa STATA 13.

De acordo com o Gráfico 3, os entes que compõem o PE Sintético são, para as taxas de homicídios, o ES (85,1%) e o RJ (14,9%). Já no tocante às taxas de roubos e furtos de veículos, os estados do *donor pool* com pesos positivos foram BA (24,0%), CE (44,7%), DF (24,9%) e RJ (6,4%). As distâncias relativas nas variáveis dependentes no pré-tratamento parecem se ajustar de maneira aceitável, em especial se levarmos em consideração as suas tendências temporais.

Da análise gráfica das taxas de homicídios no período pós-tratamento, verifica-se que desde 2007 até 2011 o estado de PE sempre contou com esse indicador de crimes contra a pessoa menor do que o do PE Sintético. Isso equivale dizer que o efeito do programa Pacto pela Vida é sentido mesmo quando

deixamos de comparar PE com a média nacional condicionada (DID) e o fazemos apenas com aqueles estados que mais se assemelham a ele (nesse caso, ES e RJ). Comportamento similar ocorre com as taxas de roubos e furtos de veículos que após 2007 também estiveram sempre abaixo das taxas do PE Sintético.

**Gráfico 3. Estimativas por controle sintético do impacto do Programa Pacto pela Vida em Pernambuco (2007)**



**Fonte:** Estimativas obtidas por meio do programa STATA 13.

Contudo, ainda que nossa análise quantitativa se encerre no ano de 2011, com nítidos efeitos causais a favor do programa, as estatísticas mais atuais disponíveis (Atlas da Violência, 2017, p.12) demonstram que imediatamente após o falecimento do Governador Eduardo Campos em 2014 a taxa de homicídios voltou a crescer em PE (saiu de 33,9 mortos por 100 mil habitantes em 2013, indo para 36,2 em 2014 e 41,2 pelo último dado disponível de 2015). Essa fragilidade de ser um programa intimamente ligado a um líder político carismático já era vista como um dos seus principais pontos negativos e digna de atenção, conforme nos informam Ratton, Galvão e Fernandez (2014, p.24):

“Uma das preocupações apresentadas pelos entrevistados é a possível descontinuidade do programa com a mudança de governo. É o dilema que coloca o Pacto pela Vida no limite entre uma política de governo e uma política de Estado. Apesar dos constantes esforços por institucionalizar o programa – vide o papel da SEPLAG, o estabelecimento de protocolos policiais etc. – ter a figura do governador como pilar de sustentação do PPV faz com que uma mudança de governo ameace a continuidade desta política de segurança no estado de Pernambuco.”

Pelo contexto apresentado, é possível inferir que a mudança político-institucional denominada Pacto Pela Vida, realizada em PE após 2007, estabelecida pela vontade política do então Governador do estado, detentor de alta popularidade e de grande habilidade política, logrou êxito no combate da criminalidade vigente naquele ente. No entanto, por ser fundamentada apenas na figura desse líder político, esse aparato tem apresentado uma perda de eficácia no decorrer dos anos, em especial após o falecimento do seu idealizador em 2014, muito provavelmente pela reação burocrática às concessões anteriormente estabelecidas (ex. aceitação de uma meta para a redução de homicídios)<sup>24</sup>.

### 5.3 São Paulo

Para o caso de SP estabelecemos que o efeito do “tratamento” (ou mudança político-institucional) ocorreu a partir de 2001. No entanto, conforme visto anteriormente, a dinâmica social paulista foi produto de um debate político acirrado entre cidadãos, sociedade civil organizada, representantes políticos e burocracia que se iniciou duas décadas antes (meados da década de 1980) e que amadureceu na segunda metade dos anos 1990, em especial no primeiro Governo de Mário Covas (1995-1998), sendo que as principais alterações institucionais só foram efetivamente implantadas entre 1997 e 2001, após a perda de poder político das corporações de segurança pública (NUNES, 2014; MANSO, 2012). Nesse sentido, por se tratar de um processo fragmentado de mudança política, quer nos parecer que essas mudanças necessitam de alguma defasagem temporal para se iniciar, o que coincide com o início dos anos 2000, período em que

<sup>24</sup> Melhorias institucionais não são sempre duradouras e em alguns casos a atuação dos grupos de interesse sobre os governantes consegue promover o desmonte desses avanços. Dornbusch e Edwards (1991), por exemplo, apresentam diversas evidências sobre a inconsistência temporal e a mudança de rumo nas políticas macroeconômicas da América Latina.



as mudanças profundas no modelo de segurança pública de SP também cessaram (NUNES, 2014; MANSO, 2012).

As estimativas DID encontram-se sintetizadas na Tabela 6, a seguir. Nelas podemos constatar que, assim como aconteceu com a mudança político-institucional de PE, há evidências de que tanto as taxas de homicídios quanto as taxas de roubos e furtos de veículos foram afetadas pelas mudanças narradas. As decisões de gestão paulistas contribuíram para que as taxas de homicídios desse estado fossem entre 22,0% e 25,2% menores do que a média dos estados brasileiros, a partir de 2001 ( $\beta_1$ ). Algo semelhante ocorreu com as taxas de roubos e furtos de veículos, com uma magnitude de -23,9% e de -27,9% em relação à média da dos estados da Federação.

**Tabela 6. Estimativas DID do impacto dos programas de gestão em SP a partir 2001**

Variáveis	Taxa de Homicídios				Taxa de Roubo e Furto de Veículos			
	RE		FE		RE		FE	
	Coef.	Erro-Padr.	Coef.	Erro-Padr.	Coef.	Erro-Padr.	Coef.	Erro-Padr.
$\beta_0$ constante	-3,404	3,241	-2,026	4,270	1,518	4,308	5,073	5,413
$\beta_1$ <i>sp_trat</i>	-0,252***	0,097	-0,218**	0,100	-0,239**	0,101	-0,279***	0,101
$\beta_2$ <i>sp</i>	-0,276	0,248	-	-	1,292***	0,277	-	-
$\beta_3$ <i>Intxroubfturt</i>	0,243***	0,064	0,250***	0,071	-	-	-	-
$\beta_4$ <i>Intxlocaliza</i>	-0,045	0,149	-0,018	0,148	0,096	0,150	0,076	0,149
$\beta_5$ <i>Intxpresos</i>	0,059	0,118	0,020	0,137	-0,190	0,183	-0,178	0,231
$\beta_6$ <i>Intxefetotal</i>	-0,362**	0,180	-0,734***	0,252	-0,004	0,209	-0,031	0,267
$\beta_7$ <i>Intxsegpriv</i>	0,000	0,102	-0,043	0,098	0,031	0,087	0,008	0,084
$\beta_8$ <i>Inmunic</i>	-0,008	0,009	-0,002	0,008	-0,035***	0,009	-0,036***	0,009
$\beta_9$ <i>Incmoral</i>	0,720***	0,283	0,891***	0,262	1,149***	0,360	1,134***	0,372
$\beta_{10}$ <i>Intxhomensj</i>	-0,045	0,153	-0,165	0,157	0,570*	0,328	0,634*	0,344
$\beta_{11}$ <i>Intxurbana</i>	1,236**	0,611	1,511*	0,835	-0,203	0,820	-0,978	0,903
$\beta_{12}$ <i>Ingini</i>	-0,257	0,279	-0,352	0,262	0,184	0,263	0,150	0,277
$\beta_{13}$ <i>Inunipar</i>	-0,174	0,365	-0,180	0,338	-0,275	0,324	-0,257	0,327
$\beta_{14}$ <i>Inaband</i>	0,260**	0,105	0,193**	0,100	-0,029	0,084	-0,008	0,081
$\beta_{15}$ <i>partcol</i>	-0,025	0,041	-0,027	0,041	-0,029	0,059	-0,029	0,058
R <sup>2</sup> (overall)	0,254		0,123		0,434		0,095	
Observações	427		427		427		427	

Fonte: Elaboração do autor a partir das estimativas fornecidas pelo programa STATA 13.

Nota: *Dummies* de tempo omitidas. Erros-padrão robustos. \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1.

Como o estado de SP possui características e especificidades que o afastam da média nacional (população, economia, etc.) torna-se útil confrontar os impactos advindos das mudanças político-institucionais do início dos anos 2000 também pela técnica de Controle Sintético, cujos resultados estão presentes na Tabela 7 e no Gráfico 4.

**Tabela 7. Médias pré-tratamento (antes de 2001) dos preditores do controle sintético para São Paulo**

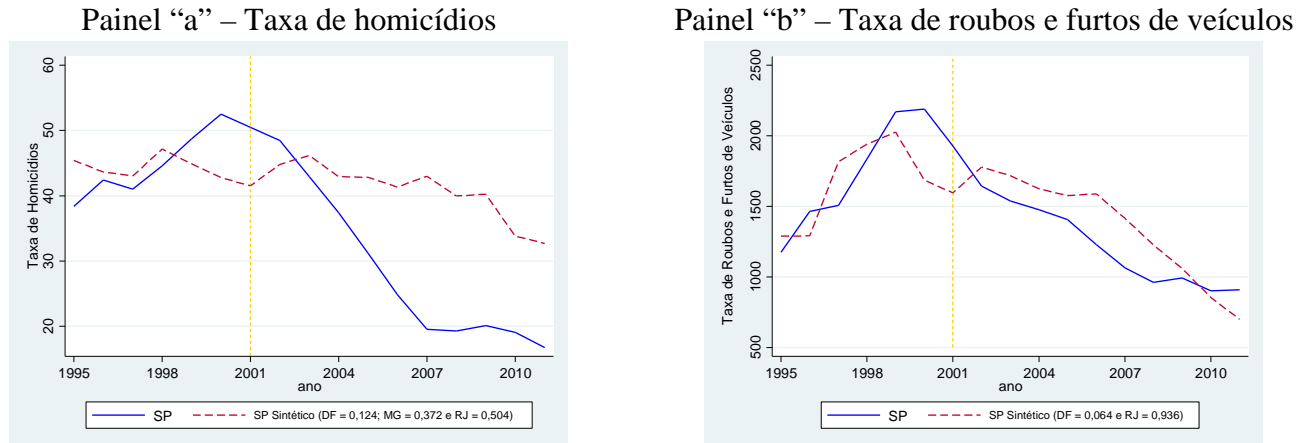
Variáveis	Taxa de Homicídios			Taxa de Roubo e Furto de Veículos		
	SP	SP Sintético	26 Estados	SP	SP Sintético	26 Estados
Taxa de Homicídios (1994-2000)	36,70	35,44	23,17	-	-	-
Taxa de Homicídios (1990-1996)	30,34	30,33	21,08	-	-	-
Taxa de Roubos e Furtos (1996-2000)	1.630,59	1.122,77	465,87	1.630,59	1.672,29	465,87
Taxa de Roubos e Furtos (1998-1999)	-	-	-	1.382,07	1.464,63	433,62
Taxa de Abandono (1996-2000)	9,45	11,14	15,89	-	-	-
Custo Moral	89,81	80,32	57,85	89,81	87,73	57,85
Taxa de Urbanização	93,30	90,13	75,19	-	-	-
% Homens Jovens	-	-	-	14,00	13,24	14,22

Fonte: Elaboração do autor a partir das estimativas fornecidas pelo programa STATA 13.

É possível constatar ganhos de ajustamento nas médias pré-tratamento quando comparamos os resultados da média dos 26 estados com o SP Sintético. Em todas as variáveis propostas reduziu-se sensivelmente a distância existente entre as características de SP e os demais estados brasileiros. Isso significa dizer que as estimativas de Controle Sintético podem ensejar ganhos de interpretação para a relação causal pesquisada.

Pelo Gráfico 4 temos que os entes que compõem o SP Sintético são, para as taxas de homicídios, o DF (12,4%), MG (37,2%) e o RJ (50,4%). No que concerne às taxas de roubos e furtos de veículos, os estados do *donor pool* com pesos positivos foram apenas o DF (6,4%) e o RJ (93,6%). As distâncias relativas e as tendências nas variáveis dependentes no pré-tratamento parecem se ajustar de maneira satisfatória.

**Gráfico 4. Estimativas por controle sintético do impacto dos programas de gestão em São Paulo (2001)**



**Fonte:** Estimativas obtidas por meio do programa STATA 13.

O comportamento paulista a partir da década de 2000 é sempre de declínio, em ambas as taxas de criminalidade analisadas. Contudo, é no caso da taxa de homicídios que a distância relativa de SP em função do seu Sintético se torna mais explícita, haja vista que em 2011 SP teve uma taxa cerca de 15 pontos menor do que o seu comparável federativo. No caso das taxas de furtos e roubos de veículos, há comportamento parecido até 2009, quando o SP Sintético continua em declínio ao passo que SP estabiliza.

Ao explorar o caso da segurança pública de SP, observa-se que as mudanças político-institucionais que foram efetivadas por esse ente no início da década de 2000, mas que se originaram de intensos debates sociais durante toda a década de 1990, foram perenes e consistentes durante todo o período analisado, seja em comparação com a média dos estados brasileiros (DID) ou mesmo quando restringimos o grupo de controle àqueles estados mais similares a SP (CS). Com isso, o equilíbrio de interesses entre a população em busca de maiores níveis de bem-estar (menor criminalidade) e as corporações burocráticas de segurança (que demandam ofertar menor esforço ou maximizar sua influência) parece ter sido arbitrado pelo corpo político em favor dos primeiros, utilizando para isso o aumento da eficácia do respectivo aparato de segurança pública.

## 6. Conclusões

Este estudo propôs que diferentes mudanças político-institucionais podem condicionar diferentes trajetórias em termos de bem-estar à população beneficiária das atividades de segurança pública, isto é, diferentes padrões nas taxas de criminalidade a que estão sujeitos os cidadãos/eleitores de uma dada localidade. Esse movimento se daria pela maior ou menor eficácia dos respectivos aparatos de imposição da lei. Por sua vez, a qualidade das atividades nesse setor responde às oscilações da influência do corpo burocrático sobre o corpo político. Por suposição teórica, nossos agentes burocráticos buscam maximizar interesses de um agente racional em um ambiente de assimetria de informação (busca ofertar o menor esforço ou maximizar a sua influência e poder), com um principal eleito pelo voto popular e que pode ou não responder aos interesses desses eleitores.

Para testar essa hipótese, selecionamos 3(três) modelos distintos de mudanças político-institucionais ocorridas na seara da segurança pública, mas em entes distintos (membros do federalismo fiscal brasileiro) e em períodos não-coincidentes. São eles:

- i. decisões políticas orientadas ao acréscimo de insumos a esse sistema, medida vista como estratégia necessária para fortalecer a imposição da lei (ente beneficiado: Distrito Federal, pós-2003);
- ii. planos e instrumentos concebidos e implantados por líderes políticos com grande popularidade e carisma objetivando reduzir a criminalidade (ente beneficiado: Pernambuco, pós-2007);
- iii. modificações difusas e paulatinas, demandadas por ampla reação social ao fenômeno da crescente criminalidade (ente beneficiado: São Paulo, pós-2001).

As técnicas utilizadas para se verificar o impacto causal de cada intervenção (mudanças político-institucionais) são derivadas da literatura de resultados potenciais e se focaram em duas abordagens distintas, mas complementares, quais sejam: Diferenças-em-Diferenças e Controle Sintético. As variáveis de resultado avaliadas em cada uma das tipologias citadas foram as taxas de homicídios por 100 mil habitantes e as taxas de roubos e furtos de veículos por 100 mil veículos emplacados.

Os resultados sugerem que as mudanças político-institucionais oriundas de reação social (SP) são as mais eficazes e também as mais perenes, pois derivam de maior debate político e de crescente controle social sobre a burocracia, ao passo que as demais alternativas se apresentam como menos eficazes e com duração mais curta que a anterior (caso de PE) ou até mesmo ineficazes e com baixa relação custo-benefício (DF).

As prescrições em termos de política pública parecem convergir para um estímulo ao equilíbrio de forças entre os grupos políticos mais organizados (corpo burocrático) e os grupos menos organizados (cidadãos/eleitores), o que fortaleceria a institucionalidade democrática e desencadearia um ciclo positivo de aumento de bem-estar. Com esse intuito, a ferramenta chave tende a ser o aumento do controle social sobre as atividades tanto do corpo político quanto da burocracia.

## 7. Referências

- ABADIE, A.; DIAMOND, A.; HAINMUELLER, J. Comparative politics and the synthetic control method. **American Journal of Political Science**, v. 59, n. 2, p. 459-510, abr. 2015.
- \_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. Synthetic control methods for comparative case studies: estimating the effect of California's Tobacco Control Program. **Journal of the American Statistical Association**, v. 105, n. 490, p. 493-505, 2010.
- \_\_\_\_\_; GARDEAZABAL, J. The economic costs of conflict: a case study of the Basque country. **American Economic Review**, v. 93, n. 1, p. 113-132, 2003.
- ACEMOGLU, D.; ROBINSON, J. A. **Por Que as Nações Fracassam: as origens do poder, da prosperidade e da pobreza**. Tradução de Cristina Serra. Rio de Janeiro: Elsevier, 2012. 401p.
- BECKER, G. S. Crime and punishment: an economic approach. **The Journal of Political Economy**, v. 76, n. 2, p. 169-217, mar.-abr. 1968.
- BERTRAND, M.; DUFLO, E.; MULLAINATHAN, S. How much should we trust differences-in-differences estimates? **The Quarterly Journal of Economics**, v. 119, n. 1, p. 249-275, fev. 2004.
- BORSANI, H. Relações entre política e economia: Teoria da Escolha Pública. In: BIDERMAN, C.; ARVATE, P. (Orgs.). **Economia do Setor Público no Brasil**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004. p.103-125 (2ª impressão).
- CENTERWALL, B. S. Television and violence. The scale of the problem and where to go from here. **JAMA**, v. 267, n. 22, p. 3059-3063, 1992.
- CERQUEIRA, D. R. C. **Mapa dos homicídios ocultos no Brasil**. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2013 (Texto para discussão n. 1.848).
- \_\_\_\_\_; LOBÃO, W. **Determinantes da Criminalidade: Uma Resenha dos Modelos Teóricos e Resultados Empíricos**. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, jun. 2003. (Texto para Discussão nº 956).

- DORNBUSCH, R.; EDWARDS, S. The Macroeconomics of Populism. In: DORNBUSCH, R.; EDWARDS, S. (Eds.). **The Macroeconomics of Populism in Latin America**. University of Chicago Press.
- FIRPO, S.; POSSEBOM, V. **Synthetic control estimator: A Walkthrough With Confidence Intervals**. In: 37º ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, Florianópolis, 2015. Disponível em: <[https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db\\_name=SBE37&paper\\_id=42](https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=SBE37&paper_id=42)>. Acesso em: 20/12/2015.
- HENDERSON, C. R. Estimation of genetic parameters. **The Annals of Mathematical Statistics**, n. 21, p. 309-310, 1950.
- HENNIGAN, K. M. et. al. Impact of the introduction of television crime in United States: empirical findings and theoretical implications. **Journal of Personality and Social Psychology**, v. 42, n. 3, p. 461-477, 1982.
- IMBENS, G. W.; WOOLDRIDGE, J. M. Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation. **Journal of Economic Literature**. v.47, n.1, p. 05-86, 2009.
- KUBRIN, C. E.; WEITZER, R. New Directions in Social Disorganization Theory. **Journal of Research in Crime and Delinquency**. v.40, n.4, p.374-402, nov. 2003.
- LEVITT; MILES, T. **Empirical Study of Criminal Punishment**. In: POLINSKY, A.M.; SHAVELL, S. (Eds.). **Handbook of Law and Economics**, vol. 1. North-Holland, Amsterdam, 2007.
- MANSO, B. P. **Crescimento e queda dos homicídios em SP entre 1960 e 2010**. Tese (Doutorado em Ciência Política). Universidade de São Paulo, São Paulo, Brasil, 2012. 304f.
- MEYER, B. D. Natural and quasi-experiments in economics. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 13, n .2, p. 151-161, abr.1995.
- NISKANEN, W. A. **Bureaucracy and representative government**. Chicago: Aldine-Atherton, 1971.
- \_\_\_\_\_. Bureaucrats and Politicians. **Journal of Law and Economics**, v. 18, n. 3, p. 617-644, dez. 1975.
- \_\_\_\_\_. The peculiar economics of bureaucracy. **American Economic Review**, v. 58, n. 2, p. 293-305, maio 1968.
- NORTH, D. C. **Structure and change in economic history**. New York: Norton, 1981. 228p.
- NUNES, B. S. **Bandido bom é bandido morto: a opção ideológico-institucional da política de segurança pública na manutenção de padrões de atuação violentos da polícia militar paulista**. Dissertação (Mestrado em Administração Pública e Governo). Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, Brasil, 2014. 146f.
- PEREIRA FILHO, O. A. Impactos das transferências intergovernamentais no federalismo brasileiro: uma avaliação do Fundo Constitucional do Distrito Federal sob os aspectos de equidade fiscal e eficiência econômica. **Finanças Públicas – XIV Prêmio Tesouro Nacional**. Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional, 2009. 80 f.
- PERNAMBUCO. **Pacto Pela Vida: Plano Estadual de Segurança Pública**, 2007. Disponível em: <<http://www.pactopelavida.pe.gov.br/material-institucional/>> último acesso: 20 de junho de 2017.
- POLINSKY, A.M.; SHAVELL, S. The Theory of Public Enforcement of Law. In: POLINSKY, A.M.; RATTON, J. L.; GALVÃO, C.; FERNANDEZ, M. **O pacto pela vida e a redução de homicídios em Pernambuco**. Recife: Instituto Igarapé. Artigo Estratégico, ago. 2014.
- ROBERTSON, L. A.; MCANALLY, H. M.; HANCOX, R. J. Childhood and adolescent television viewing and antisocial behavior in early adulthood. **Pediatrics**, v.131, n. 3, p. 439-446, 2013.
- ROBINSON, G. K. That blup is a good thing: the estimation of random effects. **Statistical Science**, v. 6, n. 1, p. 15-32, 1991.
- SANTOS, M. J.; KASSOUF, A. L. Estudos Econômicos das Causas da Criminalidade no Brasil: Evidências e Controvérsias. **Revista Economia**. v. 9, n. 2, p. 343-372, maio-ago. 2008.
- SHAVELL, S. (Eds.). **Handbook of Law and Economics**, vol. 1. North-Holland, Amsterdam, 2007, p.455-489.
- SHAW, C.; MCKAY, H. **Juvenile delinquency and urban areas: A study of rates of delinquents in relation to differential characteristics of local communities in american cities**. Chicago: University of Chicago Press, 2.ed. 1942. 394p.