**Dissuasão e Incapacitação: A lei nº 12.403/11 e os Crimes Contra o Patrimônio**

*Bruno Ottoni*Pesquisador do Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas (IBRE/FGV)

**Resumo:** A relação entre crime e justiça tem sido amplamente estudada. A maior parte da literatura se concentra nos países desenvolvidos e sugere que os crimes são afetados pelo funcionamento do sistema jurídico. No entanto, as leis podem ser menos eficazes na alteração do comportamento criminal nos países em desenvolvimento, por exemplo, devido aos maiores níveis de corrupção observados nessas regiões. Este artigo analisa o impacto da lei nº 12403, que reduziu substancialmente a probabilidade de prisão preventiva, nos furtos e roubos. O trabalho explora o fato que a nova lei altera o código penal para adultos, mas não muda o sistema criminal infanto-juvenil. Utilizando o método de diferenças-em-diferença, compara-se adultos e jovens. Como resultado, o trabalho mostra que a lei acarreta em um crescimento de 30% na probabilidade de ocorrência de furtos e não tem impacto sobre os roubos.

**Abstract:** The relationship between crime and justice has been extensively studied. Most of the literature focuses on developed countries and finds that crimes are affected by the legal system. However, justice maybe less effective in altering criminal behavior in developing countries, for instance, due to the higher levels of corruption observed in these regions. This paper analyzes the impact of Brazilian law number 12403 - which caused a substantial reduction in the likelihood of preventive detention - on both theft and robbery. I explore the fact that the new law altered the adult penal code but left the juvenile criminal system unchanged. Using a difference-in-difference strategy that compares adults to juveniles, I find that the law is consistent with an increase of 30% in theft and has no impact on robberies.

**Palavras chave:** crime, dissuasão, incapacitação, lei nº 12403

**Keywords:** crime, deterrence, incapacitation, law nº 12403

**Área ANPEC:** 12 – Economia social e demografia econômica.

**JEL:** K14, K42

**Dissuasão e Incapacitação: A lei nº 12.403/11 e os Crimes Contra o Patrimônio**

*Bruno Ottoni[[1]](#footnote-1)*

**1. Introdução**

Recentemente, houve um grande aumento dos crimes contra o patrimônio não só no Rio de Janeiro como em inúmeros estados do Brasil. A Figura 1 mostra a evolução recente dos roubos em um conjunto selecionado de estados. Pode-se perceber que o ano de 2011 marca uma reversão na tendência de queda que vinha sendo observada na maioria dos estados. A linha vertical está inserida justamente entre os anos de 2010 e de 2011 para indicar o momento em que se observa a mudança na trajetória dos roubos.

Figura 1: Evolução dos Roubos em Estados Selecionados   
(Dados do DGTIT/PCERJ)



Notas. Esta figura apresenta a evolução anual da taxa de roubos por 100 mil habitantes para os seguintes estados: (i) Rio de Janeiro (RJ), (ii) Rio Grande do Sul (RS), (iii) Mato Grosso do Sul (MS), (iv) São Paulo (SP) e (v) Goiás (GO). Os dados do Rio de Janeiro são provenientes da Polícia Civil. As secretarias de segurança disponibilizam as informações referentes aos demais estados. A linha vertical aparece entre 2010 e 2011 para ressaltar o momento imediatamente anterior à entrada em vigor da lei nº 12.403.

Especula-se que o crescimento observado nos crimes contra o patrimônio tenha sido causado pela implementação da lei n° 12.403, em julho de 2011. Ao desestimular o uso da prisão provisória, a nova lei representaria um abrandamento do código penal brasileiro e resultaria em um aumento do estoque de criminosos nas ruas. O maior número de criminosos respondendo por seus crimes em liberdade seria então o principal responsável pelo crescimento nos crimes contra o patrimônio.

A lei nº 12.403 trouxe inúmeras alterações no tratamento conferido pela justiça aos presos. Dentre as modificações, duas se destacam como potencialmente mais relevantes para o comportamento dos crimes contra o patrimônio. Em primeiro lugar, a lei proibiu a prisão provisória por crimes com pena máxima de quatro anos ou menos. Ademais, a lei incentivou a adoção de medidas cautelares alternativas à prisão provisória, para todos os tipos de crime.[[2]](#footnote-2) Portanto, os furtos, cuja pena máxima é menor do que quatro anos, devem ser fortemente afetados pela lei, dado que estão sujeitos a ambas as alterações da legislação.[[3]](#footnote-3) Por outro lado, conjectura-se um impacto pouco expressivo da lei sobre os roubos, cuja pena máxima é maior do que quatro anos, dado que apenas a segunda modificação deve afetar este tipo de crime.[[4]](#footnote-4) Finalmente, em ambos os casos espera-se que a lei tenha efeitos defasados, em função do tempo necessário para que os criminosos aprendam que houve uma redução na probabilidade de responderem por seus crimes na prisão.

A teoria econômica do crime teve seus primeiros fundamentos elaborados no artigo seminal de Becker (1968), o qual estabelece os criminosos como agentes racionais, capazes de comparar seus benefícios e custos para decidir se atuam ou não em atividades ilícitas.[[5]](#footnote-5) Nesse âmbito, quanto maior for a severidade da justiça, maior será o custo esperado para o agente criminoso de cometer delitos, o que diminuiria os índices de criminalidade. Para o caso brasileiro, Meneguin et al (2011) desenvolvem um modelo teórico para determinar como a severidade da justiça impacta o bem-estar social. Especificamente, os autores buscam avaliar em que medida um endurecimento da justiça, através da adoção da execução imediata de sentença, pode trazer ganhos de bem-estar para a sociedade, concluindo que a aplicação instantânea da pena é mais aconselhável em locais cujas instituições de investigação criminal e de julgamento funcionem melhor (porque a probabilidade de o acusado ser realmente culpado é alta nestes contextos) e para crimes que tenham elevada probabilidade de reincidência.

Por outro lado, inúmeros estudos empíricos procuram verificar as proposições de Becker (1968), analisando em que medida o funcionamento da justiça afeta os crimes. Esta literatura, de cunho mais prático, costuma elencar dois canais através dos quais a justiça pode afetar o comportamento dos criminosos, que são: (i) a capacidade de dissuasão e (ii) a possibilidade de incapacitação. O primeiro canal, capacidade de dissuasão, sugere que eventuais endurecimentos do sistema de justiça podem desestimular a realização de crimes, visto que ampliam tanto a duração quanto a severidade das penas. Já o segundo canal, possibilidade de incapacitação, indica que sistemas de justiça mais severos podem potencialmente reduzir índices de criminalidade, visto que costumam manter um grande número de criminosos encarcerados. Segundo esta tese da incapacitação há uma redução na criminalidade porque os presos ficam impossibilitados de cometer outros delitos durante o seu período de permanência na cadeia.

Os primeiros estudos empíricos, como Tauchen et al (1994), Cornwell e Trumbull (1994), Grogger (1991), Trumbull (1989), Witte (1980) e Blumstein et al (1978), limitavam-se a estimar o efeito agregado, incluindo tanto incapacitação quanto dissuasão, de mudanças no funcionamento da justiça sobre os crimes. Trabalhos mais recentes, como Drago et al (2009), Lee e McCrary (2009), Helland e Tabarrok (2007), Kessler e Levitt (1999) e Levitt (1998), têm sido mais bem sucedidos em separar dissuasão de incapacitação. Porém, a maior parte dos artigos existentes nesta literatura empírica foca em países desenvolvidos. É possível que a justiça tenha maior dificuldade em afetar o crime em países em desenvolvimento. No limite, o elevado nível de corrupção observado nestes países pode fazer com que mudanças na legislação penal sejam inócuas.

No Brasil, Shikida (2010) apresenta evidências empíricas que corroboram a hipótese de Becker (1968) de que os criminosos são agentes racionais e, portanto, comparam os benefícios com os custos de atuar em atividades econômicas ilegais. Em sua análise, de cunho qualitativo, o autor selecionou uma amostra de réus oriundos de presídios paranaenses e, através de questionários e entrevistas, analisou por que estes indivíduos optaram pela pratica de crimes econômicos. Suas conclusões foram que os presos analisados no estudo procuravam adquirir informações sobre os riscos associados a realização de atos ilícitos e que a grande maioria dos referidos indivíduos obteve algum sucesso no mercado do crime.[[6]](#footnote-6) Logo, pode-se concluir das observações feitas por Shikida (2010), que infratores procuram conhecer os custos da realização de atos ilícitos e, portanto, que penas mais brandas tendem a funcionar como incentivo positivo para a atividade criminosa, uma vez que reduzem o risco associado a pratica de delitos.

O presente estudo procura complementar a análise empírica realizada em Shikida (2010), de cunho estritamente qualitativo, ao fornecer resultados que também corroboram as hipóteses contidas em Becker (1968), porém, adotando uma estratégia de natureza quantitativa. Mais precisamente, este trabalho utiliza uma nova estratégia para estudar o efeito agregado, incluindo dissuasão e incapacitação, de um abrandamento no funcionamento da justiça brasileira, a implementação da lei nº 12.403, sobre os crimes contra o patrimônio. A principal dificuldade em medir o impacto da lei nº 12.403 sobre os roubos e furtos é a impossibilidade de controlar por variáveis não observáveis, cuja correlação com os crimes de interesse, tende a produzir estimativas viesadas. Para lidar com esta dificuldade utiliza-se o fato que a nova lei alterou o Código Penal (CP), que versa sobre o tratamento dado pela justiça aos maiores, mas não modificou o Estatuto da Criança e do Adolescente (ECA), que trata dos menores. Portanto, os menores servem como grupo de controle, dado que não são afetados pela lei.

Os resultados indicam que a lei nº 12.403 aumenta a probabilidade de ocorrência de furtos. A especificação preferida sugere um crescimento de 30% na chance de que criminosos pratiquem furtos. Interessantemente, observa-se que o aumento dos furtos não é imediato. O efeito aparece dois anos depois da implementação da lei e permanece elevado nos períodos subsequentes. Alternativamente, não é encontrado um impacto da lei sobre os roubos. Se existe um efeito da mudança na legislação sobre a chance de ocorrência de roubos ele é pequeno e concentrado no segundo ano depois que a lei entrou em vigor. Portanto, os principais resultados corroboram a expectativa inicial. A lei tem efeito maior sobre furtos do que roubos. Além disso, o impacto da lei, quando existente, é defasado.

A segunda seção descreve a metodologia utilizada neste trabalho para estimar o efeito da lei nº 12.403 sobre os crimes contra o patrimônio. A terceira apresenta os dados. A quarta fornece os principais resultados e a quinta contém uma breve conclusão.

**2. Metodologia**

A principal dificuldade em medir o impacto da lei nº 12.403 sobre os roubos e furtos é que estas variáveis podem ser afetadas pelas inúmeras outras políticas que têm sido implementadas, pelo Governo do Estado do Rio de Janeiro, simultaneamente (e posteriormente) à mudança da legislação. Por exemplo, as Unidades de Polícia Pacificadora (UPP) podem reduzir os incentivos à realização de roubos e furtos ao diminuir as opções de rotas de fuga, e de esconderijos, para criminosos que venham a praticar estes delitos. A estratégia de identificação deste trabalho utiliza o fato de que a mudança na legislação não alterou o tratamento conferido aos menores. Desta maneira, os indivíduos com 17 anos ou menos podem ser utilizados como grupo de controle para aqueles com 18 anos ou mais.

Em geral, maiores são bastante diferentes de menores. No entanto, um grupo de controle de qualidade deve ser semelhante ao grupo de tratamento. Uma forma de garantir conjuntos mais semelhantes de maiores e menores é considerar uma janela ao redor da maioridade. Por um lado, esta propriedade, que garante maior semelhança entre indivíduos de faixas etárias parecidas, sugeriria que a melhor amostra possível, no presente estudo, seria aquela restrita a uma janela de apenas 1 ano ao redor da maioridade, visto que permitiria comparar dois grupos bastante similares, sendo o primeiro formado por pessoas com 17 anos de idade e o segundo composto por agentes de 18 anos.

Por outro lado, existe erro de medida na variável de idade utilizada no presente estudo. Sucintamente, pode-se dizer que a variável de idade contida nos dados desta pesquisa contém erro de medida, visto que é, em muitos casos, reportada pela vítima do crime, sendo comum, portanto, nestas situações que a pessoa prejudicada pela transgressão forneça uma estimativa do tempo de vida do autor do delito. Normalmente, estas estimativas da faixa-etária do autor, por parte da vítima, tendem a ocorrer nos casos em que a pessoa que perpetrou o delito não chega a ser levada para a delegacia. A título de ilustração vale ressaltar que existe um número potencialmente elevado de casos em que a vítima teve que realizar uma estimativa da idade do seu transgressor, dado que pelo menos 775.243 autores de crime contidos na base utilizada no presente estudo, cerca de 45% do total, não chegaram a ser conduzidos para a delegacia.

A presença de erro de medida na variável de idade “contamina” de forma mais intensa justamente comparações realizadas considerando janelas mais estreitas ao redor da maioridade. Esta observação decorre do fato que é mais provável que uma vítima atribua erroneamente uma idade de 18 anos a um indivíduo que na verdade possui 17 anos do que a um cidadão que na realidade tenha 15 anos. Ou seja, dado que as vítimas reportam a idade aproximada dos indivíduos que não foram presos, a chance de criminosos que pertençam ao grupo de controle (tratamento) serem alocados ao grupo de tratamento (controle) aumenta em janelas mais reduzidas ao redor da maioridade. Consequentemente, a presença de erro de medida motiva a utilização de grupos de comparação que considerem janelas um pouco mais amplas ao redor da maioridade.

Por isso, para comparar indivíduos relativamente semelhantes, e ainda reduzir os potenciais efeitos deletérios dos erros de medida, define-se a amostra preferida como aquela construída a partir de uma janela de três anos ao redor da maioridade, contrastando grupos de indivíduos de 15 a 17 anos (menores) com 18 a 20 anos (maiores). É importante mencionar que em alguns casos utiliza-se o termo “comparação preferida” em substituição a expressão “amostra preferida”.

**3. Dados**

Este trabalho utiliza duas bases de dados distintas. A primeira baseia-se nos registros de ocorrência da Polícia Civil do Estado do Rio de Janeiro (PCERJ), fornecidos pelo Departamento Geral de Tecnologia da Informação e Telecomunicações da Polícia Civil (DGTIT/PCERJ) e divulgados pelo Instituto de Segurança Pública (ISP). Para construir esta primeira base de informações parte-se dos microdados de janeiro de 2005 a dezembro de 2014. Limita-se a amostra apenas para autores. Desta forma, elimina-se as vítimas, as testemunhas, etc. Sobrevive a este corte 37% da amostra inicial. Dado que a estratégia empírica deste trabalho se baseia na comparação entre maiores e menores são mantidos apenas indivíduos para os quais existe informação acerca da data de nascimento. Este corte resulta em uma amostra que representa 13% do número inicial de observações. Finalmente, são mantidos apenas os crimes publicados oficialmente pelo ISP. O tratamento destes delitos é feito periodicamente pela referida instituição (ISP) e, portanto, consiste de dados de maior qualidade. Assim, chega-se a uma base de informações contendo aproximadamente 8% da amostra inicial de todos os crimes registrados entre janeiro de 2005 e dezembro de 2014.[[7]](#footnote-7)

A amostra resultante do processo descrito acima contém todos os autores de crimes ocorridos no período que se pretende analisar (de janeiro de 2005 a dezembro de 2014). Para cada autor existem as seguintes informações: tipo de crime cometido, data do fato, data de nascimento (utilizada para calcular a idade) e número do batalhão de polícia responsável pela área em que o criminoso praticou o delito. Os crimes contidos na base de dados são: homicídio doloso, lesão corporal seguida de morte, tentativa de homicídio, lesão corporal dolosa, estupro, atentado violento ao pudor, homicídio culposo, lesão corporal culposa, encontro de cadáver, encontro de ossada, extorsão mediante sequestro (sequestro clássico), extorsão, extorsão com momentânea privação da liberdade (sequestro relâmpago), estelionato, apreensão de drogas, armas apreendidas, prisões, apreensão de criança/adolescente, recuperação de veículo, cumprimento de mandado de prisão, ameaça (vítimas), pessoas desaparecidas, resistência com morte do opositor (auto de resistência), policiais militares mortos em serviço, policiais civis mortos em serviço, roubos, furtos.[[8]](#footnote-8),[[9]](#footnote-9)

As duas variáveis mais importantes para as análises realizadas no presente estudo, dentre as contidas na base de crimes, são a probabilidade de furto e de roubo. Lembrando que a primeira probabilidade é calculada pela razão entre o número de autores de furto e a quantidade total de criminosos. Logo a probabilidade de furto, obtida no presente estudo, representa a chance de encontrar indivíduos, dentre todos os criminosos, que sejam praticantes do referido delito de apropriação não violenta patrimônio. A probabilidade de roubo é obtida de maneira análoga ao cálculo realizado no caso dos furtos, porém, considera-se no numerador, neste segundo caso, o número total de apropriações de patrimônio realizadas mediante o uso de violência.[[10]](#footnote-10), [[11]](#footnote-11)

A Tabela 1 fornece estatísticas descritivas obtidas a partir dos dados de crime. As colunas 1-3 fornecem uma comparação entre todos os maiores e menores contidos na base. Na prática, este exercício que considera a amostra irrestrita contrasta indivíduos que têm entre 12 e 17 anos (menores) com aqueles que têm entre 18 e 100 anos (maiores). Observa-se que estes grupos são extremamente distintos, dado que os menores têm uma probabilidade expressivamente maior de cometer tanto furtos quanto roubos. Por exemplo, enquanto um menor tem uma chance de 11,9% de cometer um furto, um maior tem uma probabilidade de apenas 3,8% de cometer este tipo de delito.

As colunas 4-6 restringem a amostra e comparam somente indivíduos que têm entre 18 e 20 anos com os que possuem entre 15 e 17 anos. A restrição da amostra, focando em uma janela de somente três anos ao redor da maioridade, produz grupos mais semelhantes. Por exemplo, a diferença na probabilidade de maiores e menores cometerem furto, passa de 8,1 pontos percentuais (p.p.), na amostra completa, para 3,8 pontos percentuais (p.p.), na amostra restrita. O mesmo tipo de homogeneização da amostra ocorre no caso dos roubos. A diferença encontrada ao comparar todos os maiores e menores é de 9,5 p.p. (coluna 3). Porém, esta diferença cai para 3,9 p.p. ao contrastar indivíduos de faixas etárias mais semelhantes (coluna 6).

Tabela 1: Estatísticas descritivas para janelas alternativas ao redor da maioridade   
(Dados do DGTIT/PCERJ) 

Notas. Esta tabela, de elaboração própria, apresenta estatísticas descritivas geradas a partir dos dados do Departamento Geral de Tecnologia da Informação (DGTIT) da Polícia Civil do Estado do Rio de Janeiro (PCERJ). As colunas 1 e 4 focam nos maiores, enquanto as colunas 2 e 5 analisam os menores. A amostra de maiores da coluna 1 compreende todos os indivíduos que têm entre 18 e 100 anos. A definição de maiores da coluna 4 considera apenas indivíduos que têm entre 18 e 20 anos. Na coluna 2 os menores são todos os indivíduos que têm entre 12 e 17 anos. Na coluna 5 os menores são todos os indivíduos que têm entre 15 e 17 anos. A coluna 3 (6) apresenta a diferença entre as colunas 1 e 2 (4 e 5). A variável de roubos (furtos) fornece a probabilidade de um indivíduo cometer roubo (furto). Abaixo de cada média aparece o erro-padrão, entre parênteses.

A segunda fonte de informações deste estudo é o Censo de 2010, produzido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O censo do IBGE é utilizado única e exclusivamente nesta seção, e especificamente na tabela 2, com o mero objetivo de ilustrar que a propriedade de semelhança, em termos de características observáveis, entre grupos etários parecidos também é válida ao considerar esta base de dados alternativa, que tem a vantagem fornecer uma amostra mais representativa da população brasileira. Portanto, a semelhança observada em grupos etários parecidos não acontece exclusivamente nos dados do DGTIT/PCERJ, já que a mesma propriedade é observada para uma amostra mais representativa da população brasileira, que é construída a partir dos dados do IBGE. Logo, reitera-se que as demais seções adotam como fonte de dados apenas a base do DGTIT/PCERJ. Consequentemente, pode-se concluir que os dados do IBGE não têm nenhuma influência sobre as análises realizadas nas próximas seções.

A Tabela 2 apresenta estatísticas descritivas obtidas a partir dos dados do Censo de 2010. As colunas 1-3 realizam uma comparação entre indivíduos que têm entre 18 e 100 anos (maiores) e aqueles que têm entre 12 e 17 anos (menores). As colunas 4-6 restringem a comparação para uma janela de três anos ao redor da maioridade. Ao limitar a amostra obtém-se justamente a comparação preferida deste trabalho entre indivíduos que têm entre 18 e 20 anos e aqueles que têm entre 15 e 17 anos. Fica evidente que os grupos obtidos a partir da amostra restrita são mais semelhantes do que os formados a partir da amostra completa. Por exemplo, a diferença na proporção de chefes de domicílio, que é de 42,3 p.p. (coluna 3), quando se utiliza todos os maiores e menores, reduz-se para 4,7 p.p. (coluna 6), ao comparar pessoas de faixas etárias mais próximas.

Tabela 2: Estatísticas descritivas para janelas alternativas ao redor da maioridade

(Dados do Censo de 2010)

Notas. Esta tabela, de elaboração própria, apresenta estatísticas descritivas geradas a partir do Censo de 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As colunas 1 e 4 focam nos maiores, enquanto as colunas 2 e 5 analisam os menores. A amostra de maiores da coluna 1 compreende todos os indivíduos que têm entre 18 e 100 anos. A definição de maiores da coluna 4 considera apenas indivíduos que têm entre 18 e 20 anos. Na coluna 2 os menores são todos os indivíduos que têm entre 12 e 17 anos. Na coluna 5 os menores são todos os indivíduos que têm entre 15 e 17 anos. A coluna 3 (6) apresenta a diferença entre as colunas 1 e 2 (4 e 5). Abaixo de cada média aparece o erro-padrão, entre parênteses.

A Figura 2 disponibiliza a evolução anual da probabilidade de praticar furtos e roubos, para todos os maiores e menores contidos na base de crimes. A Figura 3 apresenta a trajetória ao longo do tempo para as mesmas variáveis, porém, foca na amostra restrita que compara indivíduos que têm entre 18 e 20 anos com aqueles que possuem entre 15 e 17 anos. Em ambas as figuras se inseriu uma linha vertical entre 2010 e 2011 para ressaltar o momento a partir do qual poderia ser observada uma mudança na tendência em função da entrada em vigor da lei nº 12.403.

Ao analisar as figuras 2 e 3 percebe-se que: (i) os níveis das variáveis são mais parecidos quando é analisada a amostra restrita (Figura 3) - que considera uma janela de três anos ao redor da maioridade - do que quando realiza-se a comparação entre todos os maiores e menores da base de crimes; (ii) as tendências de furtos e roubos, no período pré-lei, também são mais similares ao focar na amostra restrita (Figura 3); (iii) no período pós-lei o gráfico preferido para a trajetória dos furtos (parte superior da Figura 3), que compara grupos mais semelhantes, aponta para uma queda relativa (aumento relativo) na probabilidade de que menores (maiores) cometam este tipo de delito, a partir de 2012 e (iv) depois da implementação da lei o gráfico preferido para a evolução dos roubos (parte inferior da Figura 3) apresenta tendências paralelas.

Figura 2: Evolução ao longo do tempo da probabilidade de praticar roubo e furto   
(Comparação entre indivíduos maiores de 18 e menores de 18)   
(Dados do DGTIT/PCERJ)





Notas. Esta figura apresenta a evolução anual da probabilidade de que indivíduos cometam: (i) furtos na parte superior e (ii) roubos na parte inferior. Os maiores são indivíduos que têm entre 18 e 100 anos e os menores aqueles que possuem entre 12 e 17 anos. A barra vertical aparece entre 2010 e 2011 para ressaltar o momento imediatamente anterior à entrada em vigor da lei nº 12.403. Elaboração própria a partir de dados do DGTIT/PCERJ.

Figura 3: Evolução ao longo do tempo da probabilidade de praticar roubo e furto   
(Comparação entre indivíduos de 15 a 17 anos e 18 a 20 anos)   
(Dados do DGTIT/PCERJ)





Notas. Esta figura apresenta a evolução anual da probabilidade de que indivíduos cometam: (i) furtos na parte superior e (ii) roubos na parte inferior. Os maiores são indivíduos que têm entre 18 e 20 anos e os menores aqueles que possuem entre 15 e 17 anos. A barra vertical aparece entre 2010 e 2011 para ressaltar o momento imediatamente anterior à entrada em vigor da lei nº 12.403. Elaboração própria a partir de dados do DGTIT/PCERJ.

Um aspecto do comportamento dos furtos, ao focar na amostra preferida, pode causar estranheza (parte superior da Figura 3). Especificamente, o efeito da lei nº 12.403 deveria aparecer como um aumento na probabilidade de maiores cometerem furtos, em função da redução na aplicação da prisão provisória para este grupo de indivíduos. Contrariamente ao esperado observa-se uma manutenção na trajetória da probabilidade de maiores praticarem furtos e uma queda relativa na chance de menores cometerem este tipo de delito, a partir de 2012.

Uma explicação para o comportamento aparentemente contra intuitivo da trajetória dos furtos (parte superior da Figura 3) é a implementação do Programa Renda Melhor, um projeto de transferência condicional de renda do Governo do Estado do Rio de Janeiro, no ano de 2012.[[12]](#footnote-12) Chioda et al (2015) sugerem que este tipo de programa ajuda a reduzir o crime. Logo, a queda observada na probabilidade de menores cometerem furto pode ser justificada pelo choque negativo gerado pela introdução do Programa Renda Melhor. Alternativamente, a manutenção da trajetória da chance de que maiores pratiquem furtos é consistente com a soma de dois efeitos contrários. O primeiro, é um choque negativo advindo da criação da política de transferência condicional de renda enquanto o segundo é um impacto positivo decorrente da introdução da lei nº 12.403.[[13]](#footnote-13)

**4. Resultados**

Antes de prosseguir para uma análise econométrica, mais formal, acerca do efeito da lei nº 12.403 sobre os crimes contra o patrimônio, realiza-se uma discussão exploratória que visa fornecer uma intuição sobre os modelos que serão estimados neste trabalho. O objetivo é facilitar a compreensão das principais regressões que serão utilizadas para avaliar o impacto da lei. A análise exploratória dos efeitos da lei é baseada nas tabelas 3, 4 e 5.

**4.1. Avaliação Informal do Impacto da Lei nº 12.403**

A Tabela 3 apresenta, nas colunas 1-3, a probabilidade de cometer furto (Painel A), ou roubos (Painel B), ao considerar-se a amostra completa, que compreende todos os maiores e menores contidos na base de crimes. Adicionalmente, separa-se a probabilidade entre a observada no período pré-lei, de janeiro de 2005 até junho de 2011, e a verificada no período pós-lei, de julho de 2011 até dezembro de 2014. A tabela também fornece as diferenças entre os meses antes e depois da implementação da lei. Além disso, é disponibilizada, na coluna 3, a diferença das diferenças. As colunas 4-6 apresentam o mesmo conjunto de informações, porém focam na amostra preferida, que compara grupos de faixas etárias mais semelhantes.

A expressão informal da estratégia utilizada neste trabalho para estimar o efeito da lei nº 12.403 consiste em comparar a variação na probabilidade de que maiores realizem crimes contra o patrimônio com a variação na chance de que menores pratiquem estes delitos. Por exemplo, ao focar na amostra preferida e analisar o comportamento dos furtos, colunas 4 e 5 (Painel A), constata-se uma redução relativamente maior na probabilidade de que menores cometam este tipo de delito. Por um lado, verifica-se uma redução de 3,37 p.p. na probabilidade de realização de furtos por menores (coluna 5). Por outro lado, observa-se uma diminuição de 1,29 p.p. na chance de maiores cometerem estes crimes (coluna 4). A diferença das diferenças é exatamente a estimativa informal do efeito da lei n° 12.403 sobre os furtos. Logo, a evidência sugere que a lei acarretou em um aumento de 2,08 p.p. na probabilidade de ocorrência de furtos ([-1,29]-[-3,37]=2,08).

Intuitivamente, tem-se que na ausência da lei a probabilidade de maiores cometerem furtos teria caído de forma semelhante à observada para menores. Assim, seria esperada uma redução de 3,37 p.p. na chance de maiores praticarem furto. Porém, dado que a lei manteve os maiores nas ruas observou-se uma redução menos expressiva na chance destes indivíduos cometerem furto. Na prática, constatou-se uma queda de apenas 1,29 p.p. na probabilidade de realização deste tipo de delito por maiores. O efeito da lei é justamente a diferença entre o observado (redução de 1,29 p.p.) e o esperado (queda de 3,37 p.p.). Vale ressaltar que esta estratégia parte da hipótese de que a diferença no comportamento observado e esperado decorre unicamente da implementação da lei.

Tabela 3: Análise exploratória dos efeitos da lei nº 12.403 sobre os crimes contra o patrimônio   
(Dados do DGTIT/PCERJ)



Notas. Esta tabela apresenta probabilidades de que indivíduos cometam: (i) roubos no Painel A e (ii) furtos no Painel B. Em ambos os painéis (A e B) são disponibilizadas as probabilidades para os períodos pré e pós implementação da lei. O período pré-lei compreende os meses entre janeiro de 2005 e junho de 2011. O período pós-lei é composto pelos meses entre julho de 2011 e dezembro de 2014. Além disso, ambos os painéis (A e B) apresentam a diferença entre as probabilidades observadas para o período pós e pré implementação da lei. As colunas 1 e 4 focam nos maiores, enquanto as colunas 2 e 5 analisam os menores. A amostra de maiores da coluna 1 compreende todos os indivíduos que têm entre 18 e 100 anos. A definição de maiores da coluna 4 considera apenas indivíduos que têm entre 18 e 20 anos. Na coluna 2 os menores são todos os indivíduos que têm entre 12 e 17 anos. Na coluna 5 os menores são todos os indivíduos que têm entre 15 e 17 anos. A coluna 3 (6) apresenta a diferença das diferenças apresentadas nas colunas 1 e 2 (4 e 5). Elaboração própria a partir de dados do DGTIT/PCERJ.

Alternativamente, a instituição da lei nº 12.403 não parece ter efeito sobre os roubos. A diferença das diferenças obtida ao focar na amostra preferida, que fornece a estimativa informal do efeito da lei sobre os roubos, sugere um impacto irrisório de aproximadamente 0,15 p.p. (Painel B da coluna 6). Portanto, os efeitos encontrados na Tabela 3 corroboram a expectativa de que os furtos deveriam ser relativamente mais influenciados pela nova lei do que os roubos.

As Tabelas 4 e 5 apresentam as mesmas informações contidas na Tabela 3. Porém, dividem o período pós-lei em quatro subperíodos. O objetivo de separar o período pós-lei em quatro momentos distintos é acompanhar a evolução da probabilidade de que indivíduos (maiores e menores) cometam crimes contra o patrimônio, ao longo do tempo. A Tabela 4 foca na evolução dos furtos enquanto a Tabela 5 analisa a trajetória dos roubos. Uma inspeção da coluna 6 de ambas as tabelas, que apresenta as diferenças das diferenças obtidas ao comparar os grupos mais semelhantes, sugere que a lei: (i) resulta em um aumento defasado dos furtos, cuja probabilidade de ocorrência torna-se expressivamente maior a partir de julho de 2012 e (ii) não tem efeito sobre os roubos, dado que se observa apenas um pequeno aumento entre julho de 2012 e junho de 2013, que é compensado por reduções nos demais subperíodos.

Tabela 4: Análise exploratória dos efeitos da lei nº 12.403 sobre os furtos ao longo do tempo   
(Dados do DGTIT/PCERJ)  


Notas. Esta tabela apresenta probabilidades de que indivíduos cometam furtos. As probabilidades são disponibilizadas para os períodos pré e pós implementação da lei. O período pré-lei compreende os meses entre janeiro de 2005 e junho de 2011. O período pós-lei é dividido em 4 sub-períodos. O primeiro sub-período compreende os meses entre julho de 2011 e junho de 2012, ou seja, trata-se do primeiro ano pós-lei. Os dois sub-períodos seguintes abarcam o segundo e o terceiro ano pós-lei, respectivamente. Portanto, o segundo sub-período consiste dos meses entre julho de 2012 e junho de 2013 e o terceiro dos meses entre julho de 2013 e junho de 2014. O quarto sub-período contém somente os 6 meses entre julho de 2014 e dezembro de 2014. Além disso, é fornecida a diferença entre as probabilidades observadas para os 4 sub-períodos pós-lei e o período pré implementação da lei. As colunas 1 e 4 focam nos maiores, enquanto as colunas 2 e 5 analisam os menores. A amostra de maiores da coluna 1 compreende todos os indivíduos que têm entre 18 e 100 anos. A definição de maiores da coluna 4 considera apenas indivíduos que têm entre 18 e 20 anos. Na coluna 2 os menores são todos os indivíduos que têm entre 12 e 17 anos. Na coluna 5 os menores são todos os indivíduos que têm entre 15 e 17 anos. A coluna 3 (6) apresenta a diferença das diferenças apresentadas nas colunas 1 e 2 (4 e 5). Elaboração própria a partir de dados do DGTIT/PCERJ.

Tabela 5: Análise exploratória dos efeitos da lei nº 12.403 sobre os roubos ao longo do tempo   
(Dados do DGTIT/PCERJ)



Notas. Esta tabela apresenta probabilidades de que indivíduos cometam roubos. As probabilidades são disponibilizadas para os períodos pré e pós implementação da lei. O período pré-lei compreende os meses entre janeiro de 2005 e junho de 2011. O período pós-lei é dividido em 4 sub-períodos. O primeiro sub-período compreende os meses entre julho de 2011 e junho de 2012, ou seja, trata-se do primeiro ano pós-lei. Os dois sub-períodos seguintes abarcam o segundo e o terceiro ano pós-lei, respectivamente. Portanto, o segundo sub-período consiste dos meses entre julho de 2012 e junho de 2013 e o terceiro dos meses entre julho de 2013 e junho de 2014. O quarto sub-período contém somente os 6 meses entre julho de 2014 e dezembro de 2014. Além disso, é fornecida a diferença entre as probabilidades observadas para os 4 sub-períodos pós-lei e o período pré implementação da lei. As colunas 1 e 4 focam nos maiores, enquanto as colunas 2 e 5 analisam os menores. A amostra de maiores da coluna 1 compreende todos os indivíduos que têm entre 18 e 100 anos. A definição de maiores da coluna 4 considera apenas indivíduos que têm entre 18 e 20 anos. Na coluna 2 os menores são todos os indivíduos que têm entre 12 e 17 anos. Na coluna 5 os menores são todos os indivíduos que têm entre 15 e 17 anos. A coluna 3 (6) apresenta a diferença das diferenças apresentadas nas colunas 1 e 2 (4 e 5). Elaboração própria a partir de dados do DGTIT/PCERJ.

**4.2 Avaliação Econométrica do Impacto da Lei nº 12.403**

Formalmente, para determinar o efeito da lei nº 12.403 sobre os crimes contra o patrimônio (roubos e furtos) estima-se, por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), a Equação 1 abaixo.[[14]](#footnote-14)

(1)

Onde é igual a 1 se o indivíduo *i*, no batalhão *b*, no mês *t* praticou o crime de tipo *x* (caso contrário esta variável é zero), é igual a 1 se o indivíduo *i* é maior (caso contrário esta variável é zero), é igual a 1 a partir de julho de 2011, que é o mês em que foi implementada a lei nº 12.403 (caso contrário esta variável é zero), é uma interação entre a indicadora de maioridade e a do período pós-lei, é um efeito fixo de batalhão e é um termo de erro para o indivíduo *i*, no batalhão *b*, no mês *t*. O coeficiente de interesse é , que fornece o efeito da lei nº 12.403 sobre o crime *x* que estiver sendo analisado. Adicionalmente, optou-se por agregar o erro-padrão por batalhão para lidar com o problema de correlação serial.

Os parâmetros de interesse estimados a partir da Equação 1 fornecem a diferença na evolução da probabilidade de que maiores e menores realizem crimes contra o patrimônio (roubos e furtos). Assim, estes coeficientes apresentam exatamente a diferença das diferenças. O único fator que pode acarretar em um coeficiente distinto da diferença das diferenças é a presença dos efeitos fixos por batalhão, , na Equação 1. No entanto, é importante controlar pelos efeitos fixos por batalhão para que o modelo econométrico internalize a informação de que cada uma destas unidades de polícia tende a apresentar características específicas que podem influenciar (atenuando ou ampliando) os efeitos da lei.

Por exemplo, o impacto da lei pode ser menor em batalhões com nível exacerbado de corrupção, visto que estas localidades normalmente já não respeitam as normas previstas no código penal e, portanto, costumam apresentar elevado grau de impunidade. Neste último caso, a introdução de efeitos fixos por batalhão permite resolver o problema mencionado anteriormente, visto que ajuda a controlar a potencial presença de níveis distintos de corrupção entre as unidades de polícia do estado do Rio de Janeiro. Na verdade, a introdução dos efeitos fixos por batalhão permite controlar não apenas os níveis distintos em termos de corrupção que pode eventualmente existir entre as referidas unidades de polícia, mas também as diferenças observadas em outras variáveis quaisquer, desde que sejam discrepâncias que permaneçam constantes ao longo do tempo.

A Tabela 6 apresenta os resultados encontrados ao estimar a Equação 1. Na coluna 1, que compara todos os maiores e menores da base de crimes, encontra-se que a lei nº 12.403 é consistente com um aumento de 3,8 p.p. nos furtos. Assim, pode-se dizer que a mudança na legislação acarreta em um crescimento de cerca de 106% na probabilidade de ocorrência deste tipo de delito (3,8/3,57=1,06). Interessantemente, o aumento de 3,8 p.p. é semelhante à diferença das diferenças, de 3,43 p.p., encontrada anteriormente ao focar na amostra completa e analisar, informalmente, o efeito da nova lei sobre os furtos (Coluna 3 do Painel A da Tabela 3).

A coluna 2 foca na amostra preferida, cuja vantagem é analisar grupos de comparação mais semelhantes. A amostra selecionada considera apenas os indivíduos que têm entre 18 e 20 anos, maiores, e aqueles que possuem entre 15 e 17 anos, menores. O coeficiente de interesse indica que a lei aumenta a probabilidade da realização de furtos em 2,1 pontos percentuais (p.p.). Desta maneira, a especificação preferida[[15]](#footnote-15) encontra, ao comparar indivíduos contidos em uma janela de três anos ao redor da maioridade, que a lei resulta em um crescimento de quase 30% na probabilidade de ocorrência de furtos (2,1/7,03=0,299). Reforçando a relação entre a econometria e a intuição, constata-se que o efeito estimado formalmente, de 2,1 p.p., é semelhante ao impacto obtido anteriormente pelo cálculo da diferença das diferenças, de 2,08 p.p. (Coluna 6 do Painel A da Tabela 3).

Tabela 6: Efeitos da lei nº 12.403 sobre os crimes contra o patrimônio   
(Dados do DGTIT/PCERJ)



Notas. Esta tabela apresenta coeficientes, obtidos a partir de regressões de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), associados às seguintes variáveis: (i) uma indicadora de maioridade, (ii) uma indicadora do período pós lei e (iii) uma interação entre a indicadora de maioridade e a indicadora do período pós lei. A variável independente de interesse é justamente a que considera a interação entre o período pós lei e a maioridade. A indicadora do período pós lei é igual a 1 a partir de julho de 2011 (e zero caso contrário). A indicadora de maioridade é diferente entre as colunas. Nas colunas 1 e 4, a indicadora de maioridade é igual a 1 para indivíduos que têm entre 18 e 100 anos e 0 para aqueles que têm entre 12 e 17 anos. Nas colunas 2 e 5 a indicadora de maioridade é igual a 1 para indivíduos que têm entre 18 e 20 anos e 0 para os que possuem entre 15 e 17 anos. Nas colunas 3 e 6 a indicadora de maioridade é igual a 1 para indivíduos que têm entre 18 e 19 anos e 0 para os que têm entre 16 e 17 anos. As variáveis dependentes são: (i) nas colunas 1-3 uma indicadora de roubos e (ii) nas colunas 4-6 uma indicadora de furtos. Todas as regressões contêm efeitos fixos de batalhão. O erro-padrão, agrupado por batalhão, é apresentado entre parênteses. Coeficientes são significativamente diferentes de zero a 99 (\*\*\*), 95 (\*\*) e 90 (\*) por cento. Elaboração própria a partir de dados do DGTIT/PCERJ.

Uma forma de gerar grupos de comparação ainda mais semelhantes é reduzir o tamanho da janela que engloba os anos ao redor da maioridade. Este procedimento é realizado na coluna 3, que compara indivíduos que têm entre 18 e 19 anos, maiores, com aqueles que possuem entre 16 e 17 anos, menores. A principal desvantagem de reduzir o tamanho da janela, considerando apenas dois anos ao redor da maioridade, é a diminuição do número de observações. Uma amostra pequena dificulta a rejeição da hipótese nula (de que a lei não tem efeito sobre os furtos), mesmo quando forem obtidos coeficientes grandes. Apesar da queda expressiva no número de observações (que passam de 249.295 para 174.562) observa-se, na coluna 3, que a lei tem um efeito positivo e significativo na probabilidade de que indivíduos pratiquem furtos. Mais precisamente, estima-se que a lei seja responsável por um aumento de 1,4 p.p. nas ocorrências de furto. Equivalentemente, pode-se dizer que a lei implica em um crescimento de quase 20% na probabilidade de que indivíduos pratiquem este tipo de delito (1,4/7,03=0,199).

Diferentemente, constata-se que lei nº 12.403 não tem efeito sobre os roubos, independentemente dos grupos de comparação analisados. Os coeficientes de interesse apresentados nas colunas de 4-6 são insignificantes e praticamente idênticos a zero. Por exemplo, ao focar na amostra preferida, que compara indivíduos que têm entre 18 e 20 anos com aqueles que possuem entre 15 e 17 anos, constata-se um efeito irrisório da lei sobre os roubos de 0,2 pontos percentuais (p.p.).

Espera-se que a lei não tenha efeitos imediatos sobre os crimes contra o patrimônio (roubos e furtos), dado que leva tempo para que os criminosos aprendam que houve redução na probabilidade de que tenham que responder por seus crimes na prisão.[[16]](#footnote-16) Para verificar se os dados corroboram a hipótese de que a mudança na legislação teve efeitos defasados sobre os roubos e furtos utiliza-se uma especificação semelhante à apresentada na Equação 1, porém, separa-se a indicadora do período pós-lei em quatro. O objetivo é captar como o impacto da lei variou ao longo do tempo.

Tabela 7: Efeitos da lei nº 12.403 sobre os crimes contra o patrimônio ao longo do tempo   
(Dados do DGTIT/PCERJ)  


Notas. Esta tabela apresenta coeficientes, obtidos a partir de regressões de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), da interação entre 4 indicadoras do período pós lei e uma indicadora de maioridade. As indicadoras dos meses depois lei dividem em 4 o período entre julho de 2011 e dezembro de 2014. A primeira indicadora compreende o primeiro ano pós lei e, portanto, é igual a 1 entre julho de 2011 e junho de 2012 (e zero caso contrário). As duas indicadoras seguintes abarcam o segundo e o terceiro ano, respectivamente. A quarta indicadora compreende somente o período de 6 meses entre julho de 2014 e dezembro de 2014. A indicadora de maioridade é diferente entre as colunas. Nas colunas 1 e 4, a indicadora de maioridade é igual a 1 para indivíduos que têm entre 18 e 100 anos e 0 para aqueles que têm entre 12 e 17 anos. Nas colunas 2 e 5 a indicadora de maioridade é igual a 1 para indivíduos que têm entre 18 e 20 anos e 0 para os que possuem entre 15 e 17 anos. Nas colunas 3 e 6 a indicadora de maioridade é igual a 1 para indivíduos que têm entre 18 e 19 anos e 0 para os que têm entre 16 e 17 anos. As variáveis dependentes são: (i) nas colunas 1-3 uma indicadora de roubos e (ii) nas colunas 4-6 uma indicadora de furtos. Todas as regressões contêm efeitos fixos de batalhão. O erro-padrão, agrupado por batalhão, é apresentado entre parênteses. Coeficientes são significativamente diferentes de zero a 99 (\*\*\*), 95 (\*\*) e 90 (\*) por cento. Elaboração própria a partir de dados do DGTIT/PCERJ.

A Tabela 7 apresenta os resultados obtidos ao estimar a especificação que separa o período pós-lei em quatro subperíodos. A amostra preferida, que compara indivíduos que têm entre 18 e 20 anos com aqueles que possuem entre 15 e 17 anos, sugere que os furtos aumentam significativamente a partir do segundo ano de implementação da lei (coluna 2). Observa-se um coeficiente positivo e significativo no primeiro ano após a lei entrar em vigor, porém este parâmetro beira a insignificância. Os resultados são qualitativamente semelhantes ao focar na janela mais estreita, que considera apenas dois anos ao redor da maioridade. Neste caso, há uma redução no terceiro ano após a implementação da lei, porém o impacto volta a aumentar no segundo semestre de 2014.

Alternativamente, independentemente da amostra considerada observa-se que a lei não tem efeito sobre os roubos (colunas 4-6). A exceção é a constatação de um impacto pequeno e positivo concentrado apenas no segundo ano depois que é realizada a mudança da legislação. Portanto, os resultados apresentados na Tabela 7 corroboram a hipótese de que a lei nº 12.403 tem impactos defasados sobre os crimes contra o patrimônio. Porém, os efeitos são maiores e mais persistentes para os furtos.

**4.3. Testes de Robustez**

Esta seção procura determinar em que medida os resultados obtidos dependem da opção por utilizar o Modelo de Probabilidade Linear (MPL). Assim, são testados os seguintes modelos alternativos: (i) probit e (ii) logit. A Tabela 8 apresenta os resultados encontrados ao estimar a especificação preferida, que compara indivíduos que têm entre 15 e 17 anos com os que possuem entre 18 e 20 anos, através dos dois métodos alternativos propostos. Para facilitar a comparação, as colunas 1 e 4 repetem os parâmetros provenientes da utilização do MPL. As colunas 2 e 5 apresentam os coeficientes obtidos no probit e as colunas 3 e 6 aqueles referentes ao logit.

Tabela 8: Testes de robustez dos efeitos da lei nº 12.403 sobre os crimes contra o patrimônio   
(Comparação entre indivíduos de 15 a 17 anos e 18 a 20 anos)   
(Dados do DGTIT/PCERJ)



Notas. Esta tabela apresenta coeficientes associados às seguintes variáveis: (i) uma indicadora de maioridade, (ii) uma indicadora do período pós lei e (iii) uma interação entre a indicadora de maioridade e a indicadora do período pós lei. A variável independente de interesse é justamente a que considera a interação entre o período pós lei e a maioridade. A indicadora do período pós lei é igual a 1 a partir de julho de 2011 (e zero caso contrário). A indicadora de maioridade é igual a 1 para indivíduos que têm entre 18 e 20 anos e 0 para os que possuem entre 15 e 17 anos. As variáveis dependentes são: (i) nas colunas 1-3 uma indicadora de roubos e (ii) nas colunas 4-6 uma indicadora de furtos. Os coeficientes foram estimados utilizando: (i) o Método de Mínimos Quadrados Ordinários, nas colunas 1 e 4, (ii) o Modelo Probit, nas colunas 2 e 5 e (iii) o Modelo Logit, nas colunas 3 e 6. Todas as regressões contêm efeitos fixos de batalhão. O erro-padrão, agrupado por batalhão, é apresentado entre parênteses. Coeficientes são significativamente diferentes de zero a 99 (\*\*\*), 95 (\*\*) e 90 (\*) por cento. Elaboração própria a partir de dados do DGTIT/PCERJ.

É encorajador constatar que os efeitos encontrados tanto no probit quanto no logit são qualitativamente semelhantes aos provenientes do MPL. Observa-se que a lei tem um impacto positivo e significativo sobre a probabilidade de realização de furtos. Por outro lado, constata-se que a mudança na legislação não tem efeito sobre os roubos.

**5. Conclusão**

Este trabalho verifica em que medida a lei nº 12.403, que dificulta a aplicação da prisão provisória, afeta os crimes contra o patrimônio (roubos e furtos). A especificação preferida, que compara indivíduos que têm entre 15 e 17 anos com os que possuem entre 18 e 20 anos, sugere que a lei acarreta em um crescimento de 30% na probabilidade de ocorrência de furtos. Além disso, percebe-se que o efeito da lei não é imediato. A probabilidade de que indivíduos pratiquem furtos cresce, principalmente, a partir do segundo ano de vigência da nova legislação.

Em geral, constata-se que a lei não tem efeito sobre os roubos. A principal exceção aparece ao analisar o impacto da lei ao longo do tempo. Neste caso, verifica-se um efeito no segundo ano de vigência da lei. Porém, o impacto é pequeno e desaparece já no terceiro ano de validade da nova regra.

Portanto, os resultados deste estudo corroboram a expectativa inicial. Primeiro, observa-se que a nova lei tem um impacto maior sobre os furtos do que sobre os roubos. Este comportamento decorre do fato que duas modificações trazidas pela lei afetam os furtos enquanto apenas uma incide sobre os roubos. O incentivo à adoção de medidas cautelares alternativas à prisão provisória afeta todos os crimes, porém, os furtos estão ainda sujeitos à proibição da privação de liberdade para crimes com pena máxima menor do que quatro anos. Segundo, verifica-se um efeito defasado da lei sobre furtos e roubos. A demora em observar um efeito reforça a conjectura inicial de que leva tempo até que criminosos absorvam e transmitam a mudança na legislação.

Finalmente, é importante realizar uma análise de custo benefício para determinar se os benefícios de um eventual endurecimento da legislação, facilitando a aplicação da prisão provisória, compensariam os custos associados a esta medida. Este trabalho sugere que uma legislação mais punitiva resultaria em redução dos furtos. Porém, uma mudança desta natureza traria também custos enormes para o estado, ao aumentar a população carcerária. Além disso, o próprio ingresso no sistema prisional pode trazer custos de longo prazo ao converter pequenos meliantes em membros de facções criminosas. Infelizmente, não existem dados hoje à disposição do Instituto de Segurança Pública (ISP) para que seja realizada uma análise de custo benefício mais completa acerca dos efeitos da passagem para uma legislação mais rígida.

**6. Referências bibliográficas** Beato Filho, C. C. (2001). *Conglomerados de homicídios e o tráfico de drogas em Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil, de 1995 a 1999*. Cad. Saúde Pública, Rio de Janeiro, 17(5):1163-1171.

Becker, G. S. (1968). *Crime and Punishment: an economic approach*. Journal of Political Economy, v. 76, n. 1.

Blumstein et al. (1978). *Deterrence and incapacitation: Estimating the effects of criminal sanctions on crime rates*. National Academy of Sciences Washington, DC.

Chioda et al. (2015). *Spillovers from conditional cash transfer programs: Bolsa família and crime in urban Brazil.* Economics of Education Review.

Cornwell, C. e Trumbull, W. (1994). *Estimating the economic model of crime with panel data*. The Review of economics and Statistics, pages 360 366.

Drago et al. (2009). *The deterrent effects of prison: Evidence from a natural experiment.* Journal of political Economy, 117(2):257 280.

Fernandez, J. C. (1998). *A economia do crime revisitada*. Economia & Tecnologia. Campinas, v. 1, n. 3.

Grogger, J. (1991). *Certainty vs. severity of punishment*. Economic Inquiry, 29(2): 297 - 309.

Helland, E. e Tabarrok, A. (2007). *Does three strikes deter? A nonparametric estimation.* Journal of Human Resources, 42(2):309 330.

Kessler, D. e Levitt, S. (1999). *Using sentence enhancements to distinguish between deterrence and incapacitation*\*. The Journal of Law and Economics, 42(S1):343 364.

Lee, D. e McCrary, J. (2009). *The deterrence effect of prison: Dynamic theory and evidence*. Industrial Relations Section, Princeton University.

Lemgruber, J., Fernandes, M., Cano, I., & MUSEMECI, L. (2013). *Uso e abusos da prisão provisória no Rio de Janeiro: avaliação do impacto da lei 12.403/2011*. Rio de Janeiro, novembro de.

Levitt, S. (1998). *Why do increased arrest rates appear to reduce crime: Deterrence, incapacitation, or measurement error?* Economic Inquiry, 36(3): 353 - 372.

Meneguin, F. B. et al (2011). *Execução provisória da sentença: uma análise econômica do processo penal*. Economic Analysis of Law Review, v. 2, n. 2, p. 204-229.

Shikida, P. F. A. (2010). *Considerações sobre a economia do crime no Brasil: um sumário de 10 anos de pesquisa*. Economic Analysis of Law Review, v. 1, n. 2, p. 318-336.

Tauchen et al. (1994). *Criminal deterrence: Revisiting the issue with a birth cohort*. Review of economics and statistics, 76(3):399 412.

Trumbull, W. (1989). *Estimations of the economic model of crime using aggregate and individual level data*. Southern Economic Journal, pages 423 439.

Witte, A. (1980). *Estimating the economic model of crime with individual data*. The Quarterly Journal of Economics, pages 57 84.

1. Pesquisador do Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas (IBRE/FGV). [↑](#footnote-ref-1)
2. Algumas das medidas incentivadas pela lei são: (i) o uso de tornozeleira de monitoramento eletrônico, (ii) a exigência de comparecimento em juízo e (iii) o pagamento de fiança. Lemgruber et al (2013) fornecem evidência de aumento do uso de comparecimento em juízo e de pagamento de fiança, depois de implementação da lei nº 12.403. [↑](#footnote-ref-2)
3. Mais precisamente, somente os furtos não qualificados devem ser afetados de forma expressiva pela lei, dado que implicam em pena máxima menor ou igual a quatro anos. Os furtos qualificados podem ser afetados pela lei já que estão sujeitos a penas entre dois e oito anos. Porém, neste último caso espera-se um efeito pequeno dado que virá apenas através do incentivo à adoção de medidas cautelares alternativas à prisão provisória para crimes com pena máxima de quatro anos ou mais. Lemgruber et al (2013) mostram que as prisões provisórias por furto simples passam de 77% para 49% depois da implementação da nova lei. Alternativamente, os autores indicam que as prisões provisórias por furto qualificado apresentam uma redução menos expressiva depois da lei ter entrado em vigor, caindo de 80% para 69%. [↑](#footnote-ref-3)
4. Lemgruber et al (2013) fornecem evidência de que de fato houve redução pouco expressiva na aplicação da prisão provisória para os crimes de roubo simples, depois da implementação da lei nº 12.403. Antes da lei 99% dos responsáveis por roubo simples eram mantidos em prisão provisória. Porém, este número quase não se altera, passando a ser igual a 96%, depois da implementação da lei. [↑](#footnote-ref-4)
5. Na concepção de Becker (1968), entende-se *benefícios* como quaisquer ganhos pecuniários extraídos de crimes econômicos e *custos* como a probabilidade de ser apreendido e punido. Um indivíduo racional compararia a utilidade esperada da atividade criminosa com outras em que pudesse dispender seu tempo e, dessa maneira, decidiria se tornar um criminoso sempre que o ganho líquido (benefício – custo) do mercado ilícito superar aquilo que pode ser potencialmente obtido nas demais atividades. [↑](#footnote-ref-5)
6. Segundo Fernandez (1998), a probabilidade de impunidade no setor do crime brasileiro – avaliado como sucesso do ato criminoso – é maior que 95%, tornando o negócio criminal atrativo. [↑](#footnote-ref-6)
7. Foram feitos outros cortes para aumentar a qualidade da amostra. Porém, optou-se por detalhar somente as etapas principais nesta seção de dados. Todas as etapas podem ser obtidas mediante requisição via e-mail para o autor. [↑](#footnote-ref-7)
8. A lista de crimes incluídos na categoria furto é bastante extensa e, por isso, optou-se por não fornecer uma descrição completa de todos os delitos considerados neste caso. O mesmo problema motivou a não inclusão da lista de delitos contidos na categoria roubo. Para uma descrição completa de todos os delitos contidos em ambas as categorias recomenda-se enviar um e-mail para o autor. [↑](#footnote-ref-8)
9. Pode causar estranheza a presença de crimes violentos na base de dados. Entretanto, a manutenção desses crimes foi uma escolha deliberada pelo fato de existir, no Brasil, uma forte relação entre a taxa de homicídio e o tráfico de drogas. Segundo BEATO FILHO (2001), cerca de 55% dos homicídios observados em Belo Horizonte têm relação com o uso ou venda de drogas. Portanto, a opção por manter os crimes violentos na base de dados utilizada no presente estudo advém justamente do fato que, no caso brasileiro, estas transgressões, em que há o uso da força, costumam estar ligadas a um tipo de infração, o tráfico de drogas, cuja motivação é claramente financeira [↑](#footnote-ref-9)
10. Mais precisamente, a fórmula utilizada para calcular a probabilidade de furto é: [↑](#footnote-ref-10)
11. Semelhantemente, utilizou-se a seguinte fórmula para calcular a probabilidade de roubo: [↑](#footnote-ref-11)
12. O Programa Renda Melhor teve início em 2011. Porém, neste ano foi implementado apenas um projeto piloto contendo somente três municípios (Japeri, Belford Roxo e São Gonçalo). Em 2012 a cobertura do programa deu um salto, passando a incluir 51 municípios. Em 2013, houve novo aumento de cobertura levando a política para 91 municípios do Estado do Rio de Janeiro. Esta última etapa de expansão adicionou 40 municípios ao programa, mas não elevou de maneira expressiva o número de pessoas beneficiadas, dado que ficaram para a etapa final apenas as cidades mais ricas. A capital é o único município que não faz parte do programa. [↑](#footnote-ref-12)
13. Vale ressaltar que a explicação fornecida para o comportamento aparentemente contra intuitivo da trajetória dos furtos, que poderia decorrer da introdução do Programa Renda Melhor em 2012, é apenas uma hipótese para tentar justificar a dinâmica observada da referida variável. Além disso, é importante mencionar que esta hipótese, de que a introdução do Programa Renda Melhor em 2012 poderia ajudar a justificar o comportamento contra intuitivo da trajetória dos furtos, não chega a ser testada no presente trabalho. Um teste mais formal desta hipótese exigiria a elaboração de um novo artigo e, por este motivo, optou-se por deixar este esforço para trabalhos futuros. [↑](#footnote-ref-13)
14. Alternativamente, pode-se dizer que para estimar o efeito da lei 12.403 sobre os crimes contra o patrimônio adota-se um Modelo de Probabilidade Linear (MPL), visto que este último consiste na realização de uma regressão de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) em que a variável dependente assume os valores 0 ou 1. A preferência pela adoção do MPL se dá pela simplicidade do MQO, que é um método amplamente conhecido e que permite a interpretação direta dos coeficientes, ou seja, sem que seja necessária a realização de cálculos de efeitos marginais para proceder com a análise dos impactos estimados. Além disso, para verificar a validade do método, realizou-se testes de robustez com dois modelos diferentes*, logit e probit*, cujos resultados são quantitativa e qualitativamente semelhantes aos obtidos com o MPL. Estes resultados são reportados na seção 4.3. Sendo assim, a escolha do modelo não é fator determinante para os resultados, encorajando a escolha do MPL pelas vantagens explicitadas. [↑](#footnote-ref-14)
15. Vale ressaltar que a especificação preferida é aquela que estima os coeficientes da Equação 1 a partir da amostra preferida. [↑](#footnote-ref-15)
16. Parece razoável esperar que a lei não tenha impactos imediatos, visto que criminosos não fazem acompanhamento detalhado das alterações jurídicas efetuadas no código penal. Alternativamente, espera-se que o aprendizado dos criminosos seja primordialmente de ordem prática em clara oposição a um método mais teórico de aquisição de conhecimento. Portanto, os principais canais de aprendizado utilizados por criminosos seriam suas experiências próprias e também aquelas vividas por seus colegas de profissão. Este tipo de canal de transmissão, popularmente conhecido como boca-a-boca, tem uma velocidade de propagação da informação expressivamente menor do que a observada entre os especialistas do direito, no meio jurídico, que fazem acompanhamento diário das alterações eventualmente realizadas no código penal. [↑](#footnote-ref-16)