Economic Analysis of Law Review

Desemprego e Crimes Patrimoniais à Luz da Teoria Econômica do Crime: Um Estudo para a Região Metropolitana de São Paulo

Unemployment and Patrimonial Crimes Through the Economic Theory of Crime: A Study for the Metropolitan Region of São Paulo

Cezar Augusto Pereira dos Santos [1]
Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul

Paulo Henrique Hoeckel[3]
Universidade Federal da Grande Dourados

Dieison Lenon Casagrande[2]
Universidade Federal de Santa Maria

Claílton Ataídes de Freitas[4]
Universidade Federal de Santa Maria

RESUMO

O presente artigo tem como objetivo descobrir se alguns dos principais pressupostos da Teoria Econômica do Crime se sustentam empiricamente. Para tanto, recorre-se às estatísticas criminais trimestrais relativas à relação desemprego-crimes patrimoniais na Região Metropolitana de São Paulo entre 2002 e 2015. Utilizou-se um modelo econométrico de séries temporais. Os resultados estimados revelaram uma relação de longo prazo entre as variáveis analisadas, todos os coeficientes estimados se mostraram estatisticamente significativos e com sinais condizentes com o esperado a priori, confirmando, assim, a validade dos pressupostos da Teoria Econômica do Crime. O modelo confirmou existir uma influência positiva do desemprego (taxa de desocupação) sobre os crimes patrimoniais. O sinal positivo da relação crimes patrimoniais - massa de rendimento sugere que quanto maior a massa de rendimento presente no sistema econômico, maior tende a ser a incidência de crimes patrimoniais, dado o maior número de alvos potencialmente lucrativos. A relação inversa entre a proxy para a eficiência policial e os crimes patrimoniais deixa clara a importância de uma constante melhoria dos órgãos de segurança pública.

Palavras-chave: Criminalidade, São Paulo, Teoria Econômica do Crime.

JEL: C32; R00

ABSTRACT

The present paper aims find out if some of the main assumptions of the Economic Theory of Crime are sustained empirically. To this end, recourse is had to crime statistics quarterly concerning the relationship unemployment-crime property in the Metropolitan Region of São Paulo between 2002 and 2015. It was used a time series econometric model. The estimated results have revealed a long-term relationship between the variables, all estimated coefficients were statistically significant and with the signs consistent with expected a priori, confirming, thus the validity of the Theory of Economic Crime. The model confirmed that there is a positive influence of the unemployment (vacancy rate male) on property crimes. The positive sign of the relationship crimes property-mass of income suggests that the greater the mass of income in this economic system, tends to be greater the incidence of property crimes, casting the largest number of targets potentially lucrative. The inverse relationship between the proxy for police efficiency and property crimes makes clear the importance of a constant improvement of the public safety agencies.

Keywords: Crime, São Paulo, Economic Theory of Crime.

R: 04/09/2020 **A:** 19/01/2021 **P:** 30/04/2021

[1] E-mail: cezar.santos@edu.pucrs.br
[2] E-mail: dieison.casagrande@ufsm.br
[3] E-mail: ph.hoeckel@gmail.com
[4] E-mail: lcv589@gmail.com

(cc) BY

1. Introdução

Alguns estudiosos, como Quinney (1980), Pezzin (1986), Chiricos (1987), Pasukanis (1989) e Wacquant (2007), por exemplo, afirmam que a criminalidade anda de mãos dadas com a falta de oportunidades no mercado de trabalho. Por outro lado, Gardner (1978), West (1982), Farrington (2003) e Levitt e Dubner (2019) sugerem que o indivíduo que comete delitos é fruto do meio em que vive. Ou seja, conforme o ambiente em que foi criado, boa parte dos indivíduos, será mais ou menos propenso a desviar-se para o caminho da delinquência.

Esta problemática há muito tempo tem sido uma preocupação inerente ao ser humano[5], mas nas últimas décadas não há como negar que tal inquietação atingiu proporções alarmantes. Nesse sentido, Cerqueira (2010) afirma que o Ministério da saúde seguindo a metodologia adotada pela Organização Mundial de Saúde, através do Sistema de Informações de Mortalidade (SIM) concluiu que em 30 anos – dados disponíveis de 1979 a 2009 – ocorreram cerca de 1 milhão de homicídios no Brasil. Na segunda década deste século tal fenômeno se manteve. Em 2016 o país era, em termos absolutos, o líder mundial, e, em termos relativos, um dos líderes globais em número de assassinatos. No ano seguinte 65.602 pessoas foram assassinadas no Brasil, uma taxa de 30,5 homicídios para cada 100.000 habitantes. Esta taxa foi a segunda maior entre os países da América do Sul, ficando abaixo apenas da taxa de homicídios da Venezuela, 56,8. Estes números estão intimamente relacionados com a evolução do crime organizado e a disputa pelos lucros gerados pelo tráfico de drogas em nosso país (UNODC, 2019).

De acordo com Carrera-Fernandez e Pereira (2000), Glenny (2008), Saviano (2010) e Saviano (2016), há que se levar em conta que tal problemática não é exclusividade dos países outrora chamados "subdesenvolvidos". Pelo contrário, assim como os países em desenvolvimento, também muitas nações desenvolvidas têm apresentado aumentos generalizados em seus índices de criminalidade e violência relacionados com o avanço das organizações criminosas (ORCRIM) sobre as economias lícitas, seja no que diz respeito aos furtos e roubos, seja para disfarçar suas verdadeiras atividades e/ou para "lavar" os seus lucros obtidos com crimes como tráfico de drogas, de armas e do cybercrime.

Como afirmado acima, autores como Quinney (1980) ePezzin (1986) têm sustentado que as taxas de criminalidade andam de mãos dadas com a pobreza e a falta de oportunidades no mercado de trabalho. Entretanto, para Sapori e Wanderley (2001), Cruz e Araújo (2012) e Sass, Porsse e Da Silva (2016), ainda existem relativamente poucas análises quantitativas avaliando a relação entre o desemprego, por exemplo, e a violência na sociedade brasileira. Por outro lado, conforme tais autores existem muitos textos que abordam o problema do ponto de vista sociológico. Mas, embora em tais análises a variável desemprego seja decisiva para o estudo da criminalidade, em geral, ainda são poucos os estudos que apresentam resultados que se

[5] Embora a discussão sobre as consequências dos atos criminosos sobre a sociedade se estenda às diversas áreas do conhecimento, ela pode ser encontrada também entre os pioneiros das Ciências Econômicas. Adam Smith, em 1759, na "Teoria dos Sentimentos Morais", chamou a atenção para o fato de que "a sociedade não pode subsistir entre os que estão sempre prontos a se ferir e ofender mutuamente [...] a Justiça é o principal pilar que sustenta todo o edifício" (SMITH, 1999, p. 107). Ele também tratou desta questão na "*Lectures on Justice, Police, Revenue and Arms*" de 1763, em que ao comparar o Capitalismo e o Feudalismo, chamou a atenção a atenção para o fato de que no primeiro a prevenção dos crimes seria uma função do progresso do comércio e das manufaturas, que em consequência geraria melhores salários, maior autonomia, independência e probidade nas condutas, mesmo das classes de rendas mais baixas da sociedade (SMITH, 1896). Outro grande nome da História do Pensamento Econômico, Jeremy Bentham, na obra "*Principles of Penal Law*", continuou esta tradição ao afirmar que: "A lucratividade ou os ganhos de um crime são as forças que incentivam ou levam os homens à delinquência; a dor e as perdas oriundas da punição são as forças usadas para afastar os homens de realizar atos ilegais (BENTHAM, 1843).

(cc) BY

sustentem estatisticamente. Assim, sobre tal tema, prevalece ainda nos meios acadêmicos um debate que suscita mais a crítica político-ideológica do que a análise científica.

O presente estudo tem como objeto analisar as estatisticas criminais sobre a relação desemprego-crimes patrimoniais na região metropolitana de São Paulo para o período compreendido entre o segundo trimestre de 2002 e o quarto trimestre de 2015 com o objetivo de avaliar se alguns dos principais pressupostos da Teoria Econômica do Crime (TEC) se sustentam empiricamente frente aos dados disponíveis.

O problema em foco é o seguinte: até que ponto as variações na estatistica de crimes patrimoniais na região metropolitana de São Paulo respondem à melhoria nos quadros efetivos da força policial (representada por uma *proxy* da variável eficiência em um modelo econométrico de séries temporais, como o número de prisões efetuadas, tanto pela policia militar quanto pela polícia cívil, em relação ao número de ocorrências policiais tipificadas como crimes patrimoniais) e a queda nos níveis de desemprego?

A escolha de São Paulo se deve ao fato de que a sua Secretaria de Segurança Pública (SSP) disponibiliza as estatisticas criminais desagregadas em nível regional. Além disso, esse estado é em termos econômicos um dos mais importantes do país. Assim, espera-se que os resultados obtidos pela TEC aplicados à realidade de São Paulo possam ajudar a entender a questão da criminalidade em outros estados, uma vez que o crime tende a não respeitar as fronteiras políticas da Unidades da Federação.

Além disso, a hipótese de trabalho é que os pressupostos da chamada TEC se sustentam empiricamente para explicar as variações nas taxas de crimes patrimoniais em São Paulo. Porém, destacam-se muitos outros fatores complexos de natureza qualitativa envolvidos na migração dos indivíduos para o caminho muitas vezes sem volta da violência[6], os quais estão além do escopo do presente trabalho.

Marx (1996) já afirmava em sua obra "O Capital" que os homens para existirem devem constantemente transformar a natureza e, segundo o autor, tal transformação se deve ao trabalho. Atuando por meio desse movimento sobre a natureza, o indivíduo ao modificá-la, modifica, ao mesmo tempo, sua própria natureza.

Na sociedade contemporânea a questão do sujeito estar ou não empregado e em que tipo de emprego está inserido, é, em grande parte, responsável pelo seu *status* social. Conforme Sapori e Wanderley (2001) existem poucas análises quantitativas avaliando a relação entre o desemprego e a violência na sociedade brasileira. Porém, dois trabalhos quantitativos realizados sobre o tema funcionam como uma espécie de divisor de águas na análise da relação entre crime e desemprego no país, visto que partem de dados empíricos e chegam a resultados controversos.

Um desses trabalhos pioneiros é o de Pezzin (1986) que analisou a relação crime-desemprego no Brasil usando modelos econométricos de séries temporais. O propósito do estudo foi medir o grau de correlação entre índices de desemprego e taxas de criminalidade na região metropolitana de São Paulo. A autora concluiu que as variáveis urbanização, desemprego e pobreza, apresentaram correlações positivas e significativas com os crimes contra o patrimônio.

[6] Abuso na utilização de bebidas alcoólicas e drogas ilícitas (como crack e cocaína), busca de provar-se perante o grupo de "amigos", pouco a perder, dada a inexistência de perspectivas de um futuro promissor. Para uma análise mais aprofundada ver Lima (2001).

(cc) BY

Já, Beato e Reis (1999) analisaram a relação crimes contra a pessoa e crimes contra o patrimônio em relação aos níveis de desemprego em Belo Horizonte e concluíram não existir nenhuma correlação significativa, em termos estatísticos, entre as variáveis em questão.

Em relação a literatura internacional sobre o tema, Gurr, Grabosky e Hula (1977) ao estudarem séries temporais das taxas de criminalidade em Londres, Estocolmo e Sydney e sua relação com as recessões econômicas concluíram que o coeficiente para tal relação embora fosse positivo e estatisticamente significativo para os índices de criminalidade no século XIX, não o era para o século XX. Land, Cantor e Russell (1995) encontraram uma relação positiva entre desemprego e crime nos Estados Unidos do pós-guerra. Kapuscinski, Braithwaite e Chapman (1998) encontraram uma forte relação positiva e estatisticamente significativa entre desemprego e tendências à criminalidade na Austrália ao utilizarem séries temporais para o período entre 1917 e 1987.

Ehrlich (1973) ao analisar os efeitos do diferencial de renda entre atividades lícitas e ilícitas incorporando ao seu modelo econométrico - o qual tomou como base o modelo de Gary Becker - o desemprego concluiu que a variável reincidência possui um papel preponderante em relação à criminalidade, dado o fato de que a reinserção ao mercado de trabalho de pessoas anteriormente condenadas tende a ser problemática, o que por sua vez diminui as chances de retornos financeiros satisfatórios com atividades legais quando em comparação com atividades ilícitas. Este mesmo autor, ao analisar a relação entre taxas de desemprego e taxas de criminalidade para cidades como Boston e Chicago, por exemplo, concluiu que os coeficientes da taxa de desemprego além de não serem estáveis, também eram estatisticamente iguais a zero. Ou seja, não existiria relação entre o desemprego e os diferentes tipos de crimes analisados. Chiricos (1987), ao estudar diversos trabalhos tratando da relação desemprego-crime encontrou 43 coeficientes positivos, sendo que, 22 destes se mostraram estatisticamente significativos, e 26 coeficientes negativos, dos quais 5 se mostraram estatisticamente significativos. Ou seja, nos resultados encontrados pelos diferentes trabalhos é possível observar o que Chiricos (1987) chamou de o consenso da dúvida na relação estatística entre o desemprego e os crimes patrimoniais.

O artigo está organizado em quatro seções além desta introdução. Na segunda é apresentado o marco teórico que engloba um modelo simplificado que relaciona o número de crimes patrimoniais na região metropolitana de São Paulo como variável dependente e as variáveis renda, taxa de desemprego e *proxy* para a eficiência policial como variáveis explicativas, além de uma breve revisão sobre as contribuições recentes para a literatura que aborda o referido tema para o Brasil. Na terceira seção, é apresentada a metodologia utilizada e o modo como foram obtidos os dados. Na quarta seção são analisados os principais resultados. Por fim, na última seção, são apresentadas as considerações finais que sintetizam as análises realizadas durante a pesquisa.

2. A Teoria Econômica do Crime

2.1 Aspectos teóricos

Para Sapori e Vanderlei (2001) os sociólogos que analisam a relação crime-desemprego baseiam-se em duas correntes principais: a teoria da anomia e as teorias neo-marxistas. A teoria da anomia ganhou destaque com o trabalho de Merton (1938). Esta teoria representaria uma espécie de vazio criado por uma estrutura social incapaz de prover as expectativas de seus cidadãos. Além disso, em síntese, o crime, por esta visão, é o resultado de uma disjunção entre a

(cc) BY

cultura de valorização do sucesso e da riqueza material e os meios legítimos disponíveis para alcançá-los.

Como muitas pessoas, por vários motivos, não conseguem adquirir as habilidades necessárias para alcançar os padrões de sucesso e realização pessoal por meios legítimos – a família, a escola e o trabalho –, o crime torna-se um meio alternativo (MERTON, 1938).

A Teoria Neo-marxista ao analisar a questão criminal, afirma que o comportamento criminoso, em geral, está fortemente vinculado ao modo como funciona a estrutura social capitalista. Para o seu defensor de maior destaque, Quinney (1980), as contradições do capitalismo de mercado como alienação, desigualdade, pobreza e crises econômicas são as bases nas quais se assenta o comportamento criminoso. Ainda, segundo tal autor, por conseqüência do denominado exército industrial de reserva, o capital submete grande parte da classe trabalhadora ao desemprego, o que leva ao surgimento de uma miríade de desordens sociais. Então, conforme tal ótica, no contexto do desemprego para muitos ex-trabalhadores a reação consiste em adotar comportamentos criminosos.

Já, os economistas que analisam a problemática crime-desemprego em sua maioria seguem os passos do artigo seminal do economista da Universidade de Chicago, Gary Becker, "*Crime and Punishment: an Economic Approach*" de 1968. Segundo esse autor, o que motiva criminalmente os indivíduos é um cálculo racional, no qual levam em conta, tanto os custos quanto os benefícios da ação empreendida. Ou seja, conforme tal abordagem acerca do fenômeno criminal, o criminoso contumaz pode ser considerado um sujeito racional que leva em conta as restrições existentes ao buscar maximizar a sua utilidade. Além disso, neste cálculo mental entram também variáveis como a eficiência policial, barreiras a realização do crime, probabilidade de ser punido pelo ato e grau de punição. Sem falar em padrões éticos, religiosos e morais presentes em seu ambiente familiar ao longo da vida. Na sequência são apresentados, de forma reduzida, os pressupostos da TEC a partir do trabalho de Becker.

Conforme Becker (1968), dada a incerteza inerente aos resultados gerados pelas atividades criminosas – os delitos relacionados com a busca por ganhos pecuniários, furtos, roubos, estelionato, lavagem de dinheiro, tráfico, representados por ele pela expresão "ofensas" (O) – o criminoso, assim como o *homo economicus* da Microeconomia Tradicional se pauta pela maximização da seguinte função utilidade esperada:

$$E[U] = pU(Y - f) + (1 - p)U(Y)$$

Em que:

$U(.)$ é a função utilidade do criminoso;

p é a probabilidade do criminoso ser "pego" e condenado;

$(1 - p)$ é a probabilidade do criminoso ser bem sucedido em sua ação;

Y é o retorno, geralmente monetário, da ação;

f, do inglês *fines* (multa), representa a punição, geralmente em termos monetários, caso o criminoso seja "pego"; em muitos artigos que tratam do tema é variável é representada pela letra (s), que representa o grau de severidade da pena caso o criminoso venha a ser pego;

Para Becker (1968) a função que representa a oferta de "ofensas" tem relação com um conjunto de variáveis que afetam a tomada de decisão dos indivíduos – nesta função representados pela letra j.

$$O_j = O_j(p_j, f_j, u_j)$$

(cc) BY

$$O_{p,j} = \frac{\partial O_j}{\partial p_j} < 0$$

$$O_{f,j} = \frac{\partial O_j}{\partial f_j} < 0$$

Em que:

O_j é a quantidade "ofertada" de delitos;

p_j, como visto acima, é a probabilidade de condenação pelo cometimento do delito;

f_j é a severidade da punição pelo delito;

u_j é uma variável representativa das demais variáveis que influenciam o comportamento criminoso.

No caso desta função ser estendida para a sociedade o subscrito j é retirado.

De acordo com Becker (1968), transformações que impactam sobre u_j, como por exemplo, recessões econômicas prolongadas, estados em crise orçamentária crônica que fazem com que se reduzam os investimentos em segurança pública, cultura de glamourização de certos tipos de delitos, melhorias duradouras no sistema educacional e redução nos níveis de desigualdade social, embora tenham um efeito mais de longo do que de curto prazo, tendem a exercer grande influência sobre a oferta de crimes.

Logo, a partir dos pressupostos da TEC, conforme Becker (1968), a redução na oferta de crimes, tudo o mais constante, tende a ser comparativamente maior em decorrência de um aumento na probabilidade de punição (p_j) do que em decorrência de um aumento no grau de severidade da punição (f_j). Imagine, a título de ilustração, que um aumento de 10% na probabilidade de um criminoso vir ser preso (p_j) – quer pela instalação de sistemas de monitoramento ou pelo crescimento do efetivo policial patrulhando as ruas - seja "compensado" por uma redução de 10% no grau de severidade da pena pelo delito por ele cometido (f_j). A sua expectativa de ganho frente a decisão de delinquir permanece a mesma. Entretanto, o nível da sua *utilidade esperada* por cometer o crime, em comparação com a situação anterior, não. Tudo o mais constante, a oferta de crimes tende a diminuir. Na nova situação o risco de ser preso identificado e preso é maior, o que pode dissuadir o criminoso – este é o chamado *Efeito (des) Motivação pela ótica da relação entre recompensa versus punição pelo delito.*

Por outro lado, de acordo com Becker (1968), existe um "*Efeito Oportunidade*", o qual pode ter relação tanto com a existência de alvos suficiente lucrativos disponíveis, quanto com o fato de tais alvos não estarem devidamente protegidos. O *Efeito Oportunidade* é muito importante na análise dos chamados crimes de colarinho branco, principalmente quando o retorno dos delitos é substancialmente grande quando em comparação com a possibilidade de ser punido rigorosamente por ele – caso da corrupção e sonegação de impostos em países como o Brasil, por exemplo. Estes casos retratam o que Becker denomina como o "agente puramente oportunista". Este tipo de agente não pratica o ato ilícito caso este ato esteja associado com uma alta probabilidade de que venha a ser descoberto e punido (p_{j1}). Entretanto, poderá cometê-lo caso surja outra oportunidade, seja na mesma atividade, seja em atividade similar, desde que a probabilidade de ser pego (p_{j2}). seja substancialmente menor. Assim, as crenças e o comportamento deste tipo de agente, que não deixa de ser um maximizador de utilidade, nas palavras de Becker, são bastante flexíveis – muitos deles não costumam ser "profissionais", mas sim "aproveitadores de oportunidades que se lhes apresentam". Este tipo de comportamento também é interessante para o caso da análise da problemática da segurança pública no que diz respeito a crimes contra o patrimônio em grandes cidades.

(cc) BY

Estes efeitos foram importantes no contexto da segurança pública de São Paulo no período em análise? E a questão do desemprego?

Com base nos pressupostos da TEC, Pezzin (1994) afirma que sob tal ponto de vista a experiência pessoal do desemprego é um fator primordial no cálculo custo-benefício, o que facilita a transposição da linha que separa o comportamento criminoso daquele que é o socialmente aceito, principalmente se esta experiência se mostra duradoura. Isto, de acordo com a autora, aliado a um ambiente de miserabilidade e anarquia social, tudo o mais constante, pode, embora este não seja sempre, nem sequer a maioria dos casos das pessoas desempregadas e pobres, fazer pesar o lado da balança dos benefícios advindos do cometimento de um delito em contraponto ao lado dos custos.

O "Efeito Oportunidade" demonstra uma relação inversa entre criminalidade e desemprego. Por tal ótica, tudo o mais constante, em períodos de aumento das taxas de desemprego e em consequência de redução dos níveis de renda, tende a diminuir o número de potenciais vítimas e dos valores pecuniários disponíveis (alvos) para os criminosos. Por outro lado, o "Efeito Motivação" ocorre quando uma queda substancial e duradoura da oferta de empregos na economia lícita impacta no sentido de reduzir os custos de oportunidade das pessoas frente à decisão de delinquir, ou seja, tudo o mais constante, aumenta a probabilidade de migração para atividades ilícitas (OLIVEIRA; COSTA, 2019).

2.2 Evidências Empíricas Recentes para o Brasil

Entre os mais recentes estudos que analisaram o tema em estudo para o Brasil e que servem como referencial para o presente estudo pode-se citar: Pereira e Carreira Fernandez (2001); Araújo Júnior e Shikida (2010); Santos e Kassouf (2011); Scorzafave, Justus e Shikida (2015); Souza e Cunha (2015); Arcaro e Oliveira (2016); Johnston e Oliveira (2016); Anjos-Júnior, Lombardi-Filho e Amaral (2018); Oliveira (2018); Raiher, Santos e Struminski (2019); Ervilha e Lima (2019); Oliveira e Costa (2019) e Shikida *et al.* (2019).

Pereira e Carreira Fernandez (2001) estudaram crimes registrados na Grande São Paulo. Os resultados mostram a existência de efeitos motivação, em que o aumento dos índices de desemprego e a redução do rendimento médio do trabalho contribuíram para o crescimento do crime na região (furto e o roubo de veículos). Será que tais conclusões continuam válidas?

Araújo Júnior e Shikida (2010) buscaram identificar ciclos assimétricos nos municípios de MG. Os resultados mostram evidências de efeitos motivação e de assimetria nos impactos do ciclo econômico em que aumentos no desemprego geram um aumento em crimes contra o patrimônio menor que as quedas nos mesmos quando há uma redução do desemprego. Sugerindo, portanto, que potenciais criminosos envolvidos em crimes contra o patrimônio têm maior facilidade em voltar ao mercado de trabalho legal nos períodos de crescimento econômico do que retornar ao crime em um período recessivo.

Santos e Kassouf (2011) analisaram o comportamento do crime em São Paulo. Os resultados mostram que no longo prazo existe um efeito motivação em que o crime possui uma relação positiva com a taxa de desemprego e uma relação negativa com variáveis de dissuasão (probabilidade e severidade da pena).

Scorzafave, Justus e Shikida (2015) analisaram o aumento da criminalidade (furto, roubo, tentativa de roubo/assalto e agressão física) nas áreas rurais entre 1988 e 2009. Os resultados mostram que homens, pessoas de meia-idade e solteiros em áreas rurais correm um risco maior

(cc) BY

de serem vitimados, assim como pessoas de maior renda e mais escolarizadas que moram nessas áreas.

Souza e Cunha (2015) analisaram a vitimização do brasileiro de 1988 para 2009, com base nas informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os resultados sugerem que categorias mais vulneráveis passam a ter maiores chances de vitimização, tais como mulheres e jovens, e que a proporção de indivíduos vitimados no País aumentou.

Johnston e Oliveira (2016) avaliam os impactos das variáveis renda e desemprego nos roubos na região metropolitana de Porto Alegre (RMPA) e não encontram uma relação significativa para o desemprego, embora encontrem uma relação positiva entre renda e roubos (efeito oportunidade). Por sua vez, Arcaro e Oliveira (2016) encontraram uma relação de longo prazo entre as variáveis econômicas e de crime e, mostram que, variações na renda impactam os roubos através do efeito oportunidade e variações na taxa de desemprego afetam o número de furtos através do efeito motivação na RMPA.

Anjos-Júnior, Lombardi-Filho e Amaral (2018) analisaram a evolução da criminalidade nas microrregiões da região Sudeste. Identificou-se que a densidade populacional, o PIB per capita, a taxa de desemprego e a proporção de jovens impactam positivamente nas taxas de homicídios.

Oliveira (2018) avaliou os efeitos das tecnologias de precaução (ou seja, barras de janelas, fechaduras extras, alarmes e cercas elétricas, CFTV, segurança privada, cães e combinações dessas ferramentas) no roubo e assalto a residências no Brasil, usando uma amostra de 121.042 domicílios da PNAD em 2009. Os resultados demonstram que nenhuma tecnologia de precaução é capaz de prevenir crimes (roubos domésticos) quando empregada de forma independente, mas a combinação de um conjunto de tecnologias pode reduzir a vitimização esperada em crimes contra a propriedade. A combinação de cercas elétricas e alarmes com segurança privada reduz a probabilidade de roubo a casa em 9,5% e, quando combinadas com um cão, essas tecnologias reduzem a probabilidade de roubo em 86%.

Raiher, Santos e Struminski (2019) buscaram identificar a associação existente entre a pobreza multidimensional (IPM) e a criminalidade dos municípios do Rio Grande do Sul (RS), no ano de 2010. Os resultados mostram um efeito positivo do IPM na criminalidade, afetando localmente a criminalidade de 17 por cento dos municípios, sugerindo que a exclusão social (privação dos indivíduos) em algumas regiões, associa-se diretamente à nível mais intenso de criminalidade.

Ervilha e Lima (2019) analisaram os determinantes da criminalidade municipal para 853 municípios mineiros entre 2000 e 2014. Os resultados sugerem que as políticas de combate à criminalidade devem ser conjugadas com outras políticas públicas relacionadas à educação, assistência social, considerando a faixa etária e a vulnerabilidade socioeconômica da população.

Oliveira e Costa (2019) analisaram as relações entre ciclos econômicos e crimes contra o patrimônio, a partir da implantação do Polo Naval (2006) no município de Rio Grande, entre 2002 a 2015. Os resultados indicam a existência de quebras estruturais tanto em furtos, quanto em roubos, que podem estar associadas às mudanças geradas na economia em decorrência da implementação do Polo Naval, sugerindo evidências de um efeito motivação em que a melhora nas condições econômicas do município foi capaz de gerar efeitos dissuasórios que reduziram os crimes contra o patrimônio.

(cc) BY

Shikida *et al.* (2019) identificaram o perfil pessoal, socioeconômico e criminal, das pessoas que cometeram o tráfico de drogas (194 detentos em seis estabelecimentos penais) e a relação custo-benefício deste delito, nos Estados do Paraná e RS. Os resultados mostraram que a relação custo-benefício do tráfico de drogas proporciona o dobro de retorno econômico. Para os autores, as políticas de combate ao tráfico de drogas devem ser voltadas para os jovens adultos, estando em consonância com outras políticas sociais, que visem melhoria da qualidade de vida do indivíduo e melhores condições de trabalho. Outrossim, políticas de incentivos devem ser pensadas no sentido de fazer com que o mercado ilícito seja menos vantajoso do que o mercado lícito. Uma das medidas que pode ser adotada é uma pena mais rígida tanto para aqueles que cometem o tráfico de drogas quanto para os usuários, pois a redução do consumo tende a reduzir a produção e a oferta. Independente de estratégias políticas para se combater o tráfico ou outro crime de natureza econômica, torna-se premente recuperar as travas morais, "família-escola-religião", para lograr sucesso no tocante ao combate à criminalidade, seja qual for sua tipologia.

O foco do presente estudo é analisar como os crimes patrimoniais estão correlacionados com o desemprego, a renda e a eficiência policial na região metropolitana de São Paulo, assim como Pereira e Carreira-Fernandez (2001) e Santos e Kassouf (2011). Entretanto, o presente estudo procura trazer uma contribuição mais atual, tentando captar possíveis mudanças de efeitos que possam ter ocorrido em relação aos crimes patrimoniais a partir de 2002 até o ano de 2015.

3. Metodologia

3.1 O modelo econométrico

A pouca disponibilidade de dados estatísticos em um modelo econométrico com grande número de variáveis explicativas e um número relativamente pequeno de observações apresenta problemas devido à questão da perda de graus de liberdade. Este artigo, assim como Sapori e Vanderlei (2001) e Britto (1997), tem por base os modelos de Cantor e Land (1985).

Assim, o modelo econométrico de série temporal proposto se apresenta da seguinte maneira:

$$Y_i = \beta_0 D_t^{\beta_1} R_t^{\beta_2} P_t^{\beta_3} e^{u_i} \quad (1)$$

Sendo:

$Y_t =$ A variável crimes patrimoniais registrados na região metropolitana de São Paulo no período analisado;

$D_t =$ A variável taxa de desocupação na região metropolitana de São Paulo;

$R_t =$ Rendimento mediano real do trabalho principal, habitualmente recebido por mês, pelas pessoas de 10 anos ou mais de idade, ocupadas na semana de referência (em R$ de fevereiro de 2016);

$P_t =$ A variável número de prisões realizadas tanto pela Polícia Civil quanto Militar em relação ao número de ocorrências policiais registradas como crimes patrimoniais no período em análise (uma *proxy* da eficiência policial);

$u_t =$ Significa o termo de erro estocástico.

Ao logaritmizar a equação (1), com o intuito de medir as elasticidades (ou seja, a variação percentual de *Y* correspondente à dada variação percentual – pequena – de *D*, *R* e *P*) das variáveis, chega-se a:

(cc) BY

$$lnY_t = \beta_0 + \beta_1 lnD_t + \beta_2 lnR_t + \beta_3 lnP_t + u_t \quad (2)$$

A equação 2 torna possível que os coeficientes encontrados expressem as elasticidades (variação percentual) tanto da taxa de desocupação, quanto do rendimento mediano real do trabalho e da *proxy* para a eficiência policial.

Conforme os pressupostos da teoria econômica, espera-se que o sinal de β_1, que mede a variação percentual sobre a variável crimes patrimoniais a partir de mudanças na variável desemprego, mantendo as demais variáveis do modelo constantes, seja positivo. Por outro lado, espera-se, conforme Cantor e Land (1985), uma relação negativa entre as variáveis renda e crimes patrimoniais[7].

> "[é possível argumentar] que a renda familiar per capita ***deveria estar*** negativamente correlacionada com o crime, na medida em que ela fornece uma *proxy* para os custos de oportunidade da participação em atividades ilegais. Neste sentido, quanto mais alta a renda, mais elevado seria o custo de oportunidade de atuar no setor ilegal em comparação com o setor legal, o que diminuiria o interesse dos indivíduos pelas atividades ilegítimas. Contudo, a renda pode também ser considerada uma medida dos ganhos associados ao crime: quanto maior a renda num dado estado, maior também o número de vítimas economicamente atrativas. Qual dos dois efeitos predomina é, portanto, uma questão a ser respondida empiricamente" (ARAÚJO JR.; FAJNZYLBER, 2001, p. 27, grifo nosso).

Por outro lado se espera uma relação negativa entre o grau de eficiência policial e os crimes patrimoniais. Há que se levar em conta ainda que *a priori* espera-se uma relação positiva entre a constante β_0 e a variável crimes patrimoniais (visto que, mesmo que a taxa de desocupação caísse a zero, por exemplo, ainda assim a sociedade conviveria com tais tipos de crimes).

3.2 Fonte de Dados

Os dados são trimestrais e cobrem o período compreendido entre o segundo trimestre de 2002 (abril, maio e junho) e o quarto trimestre de 2015 (outubro, novembro e dezembro) e as variáveis utilizadas são as seguintes: Taxa de desocupação na região metropolitana de São Paulo, a qual foi retirada da Pesquisa mensal de Emprego (PME) do IBGE, que leva em conta as seis grandes regiões metropolitanas do Brasil. A saber, Belo Horizonte (MG), Salvador (BA), Rio de Janeiro (RJ), São Paulo (SP) e Porto Alegre (RS); A variável utilizada como *proxy* para a renda é o rendimento mediano real do trabalho principal, habitualmente recebido por mês, pelas pessoas de 10 anos ou mais de idade, ocupadas na semana de referência (em R$ de fevereiro de 2016) - tais dados também foram retirados da referência acima citada; A variável crimes patrimoniais e eficiência policial (número de prisões efetuadas tanto pela policia militar quanto pela policia civil em relação ao número de crimes patrimoniais comunicados em boletins de ocorrências na região metropolitana de São Paulo) foram obtidas a partir do *site* da SSP do Estado de São Paulo.

[7] Porém, conforme Cano e Santos (2001), o sinal da variável renda pode, por outro lado, ser positivo, já que a baixa renda própria do indivíduo que comete o crime e a alta renda alheia reforçariam o aumento de crimes contra o patrimônio. Tais autores partem do pressuposto de que, em regiões com renda mais elevada, o número de crimes contra o patrimônio tende a ser maior. Ehrlich (1973) encontrou uma relação positiva entre a renda e as taxas de roubos para os EUA. Navarro e Chambouleyron (1998), ao analisarem a delinquência nas províncias argentinas no período de 1978-94 encontraram um resultado similar ao de Ehrlich (1973), ou seja, que as províncias argentinas mais ricas tendiam a ser as mais afetadas pela criminalidade.

(cc) BY

3.3 Os procedimentos Econométricos

3.3.1 Testes de Estacionariedade

Apresentado o modelo econométrico de série temporal é *mistér* verificar a estacionariedade das variáveis em pauta. Inicialmente, se faz necessária um estudo gráfico através da análise do correlograma[8] de cada série. Além disso, é importante a realização de testes mais rigorosos de modo a confirmar ou não os resultados obtidos via método gráfico. Isto se faz com os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP), KPSS[9] e NG Perron[10]. De acordo com Bueno (2008) uma série temporal será considerada estacionária quando sua média, variância e autocovariância (em diferentes defasagens) forem constantes ao longo do tempo, não importando o ponto em que as mesmas sejam medidas.

3.3.2 Testes de Co-integração

Conforme Bueno (2008) caso se verifique que o termo de erro de uma regressão é estacionário, ou seja I(0), a análise de regressão tradicional – com os testes t e F – pode ser aplicada as séries temporais, mesmo elas sendo não estacionárias. Economicamente isso significa que existe uma relação de longo prazo entre tais séries. Essa relação é perturbada por choques de curto prazo representados pelo termo de erro. Porém, como este é estacionário, trata-se de uma perturbação que tende a dissipar-se ao longo do tempo, de modo que as séries originais retornem a seu equilíbrio de longo prazo.

Assim, para detectar se há relacionamento de longo prazo entre duas séries temporais, ou seja, se as séries são co-integradas, utiliza-se tanto o teste de co-integração de Johansen, em que se considera um vetor auto-regressivo (VAR) de ordem p conforme a equação abaixo, quanto o teste de Engle-Granger (porém, o teste de Johansen será mais destacado devido ao fato do mesmo levar em conta o fato de que possa existir mais de um vetor de co-integração no modelo em análise).

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \cdots \Phi_p X_{t-p} + \delta d_t + e_t \quad (3)$$

Em que X_t é um vetor *k* não estacionário *(n x 1)* e cada elemento Φ é uma matriz de parâmetros de ordem *(n x n)*; $d_t = [1, t]'$ é um vetor de variáveis determinísticas tais como, constante, tendência linear, *dummies* sazonais, dummy climática; δ é uma matriz de coeficientes cuja dimensão é compatível com d_t.

Segundo definido por Bueno (2008), no teste de Johansen, é preciso determinar com cuidado tanto o modelo de cointegração, quanto a ordem das defasagens dos componentes autoregressivos, pois esse procedimento tem como base a hipótese de que ao se introduzir um número suficiente de defasagens é possível se obter uma estrutura de resíduos bem comportados, isto é, estacionários.

[8] Tanto a estimação do modelo econométrico quanto a maioria dos testes estatísticos utilizados neste trabalho foram obtidos através do *software Stata* 12, a exceção foram os testes de NG e Perron e o teste de KPSS que foram realizados através do programa Eviews 3.5.

[9] Conforme Bueno (2008) tal teste serve para complementar os testes de raiz unitária, uma vez que um dos graves problemas do teste de Dickey-Fuller é sua baixa potência, o que faz com que muitas vezes não se rejeite a hipótese nula (série não estacionária) quando na realidade esta deveria ter sido rejeitada.

[10] O teste de NG e Perron foi criado de modo a solucionar a falha do teste de raiz unitária de Dickey-Fuller relacionada à questão do tamanho do teste. A falha está ligada ao fato de que quando a raiz do processo de médias móveis é muito alta, tal teste costuma rejeitar a hipótese nula (série não estacionária) com muito mais frequência do que deveria (BUENO, 2008).

(cc) BY

A metodologia de co-integração de Johansen apresenta três situações distintas:

- se posto $(\Phi) = n ==> X_t \sim I(0)$ tem posto completo (*r* = *n* colunas linearmente independentes);
- se posto $(\Phi) = 0$ as séries não cointegram *(r = 0)*;
- se 0 < posto $(\Phi) = r < n$ existe *r* vetores de co-integração presentes.

No presente artigo, para testar a existência de vetores de co-integração foi utilizada a estatística λ traço. Conforme o teste de Johansen para testar a hipótese nula de que existem pelo menos *r* vetores de co-integração a hipótese nula é assumida como existindo *r** vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de $r > r^*$ vetores. Assim, o posto da matriz Φ é igual ao número de suas raízes características definidas diferentes de zero. Se não existe cointegração, então os autovalores obtidos serão próximos a zero, denotando não estacionariedade (a estatística traço resulta em valores pequenos) e não rejeição da hipótese nula (BUENO, 2008).

4. Análise dos Resultados

4.1 Testes de estacionariedade

Conforme a análise gráfica da Função de Autocorrelação (FAC), pode-se afirmar que todas as demais se mostraram *I (1)*, uma vez que seus gráficos do correlograma com as séries em nível apresentaram um padrão de decaimento exponencial ao longo das defasagens, padrão este inexistente quando tais séries foram analisadas em primeira diferença.

Porém, para afirmar se isto se confirma estatisticamente ao nível de significância escolhido, é necessário utilizar métodos formais de análise. Para tanto, foram realizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP), KPSS e NG e Perron, conforme já sinalizado.

Através do Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ver Tabela 1 abaixo), pode-se notar que todas as variáveis do modelo são não estacionárias em nível, tornando-se estacionárias em primeira diferença. Assim, com base em tal teste todas as séries têm a mesma ordem de integração. Por outro lado, com base no Teste de Phillips-Perron (PP) pode-se notar que todas as variáveis do modelo, são não estacionárias em nível, tornando-se estacionárias em primeira diferença.

Tabela 1 - Resultados dos testes de estacionariedade.

	Nível				**Primeira Diferença**			
Var.	ADF	KPSS	PP	NG e Perron (MZ_t)	ADF	KPSS	PP	NG e Perron (MZ_t)
lncrim	-1,189 (2)	0,836 (4)	-2,240 (8)	-0,478 (2)	-6,389 (2)	0,065 (4)	-9,687 (8)	-5,274 (1)
lndes	-1,669 (5)	0,804 (6)	-1,372 (8)	-0,828 (5)	-3,131 (4)	0,154 (6)	-7,180 (8)	-3,204 (4)
lnrend	-0,242 (4)	0,833 (6)	-0,518 (3)	-0,214 (6)	-5,282 (4)	0,194 (6)	-6,874 (3)	-2,564 (1)
lnefic	-0,043 (2)	0,847 (5)	-0,537 (3)	-0,314 (5)	-8,602 (1)	0,186 (5)	-8,772 (3)	-2,337 (2)

Fonte: Resultados obtidos através do software Stata 10.
Nota: Valores críticos a 5% de significância para ADF, KPSS, PP, NG e Perron são, respectivamente, -2,92, -0,4630, -2,92 e -1,98. Número de defasagens entre parênteses. Para ADF e NG e Perron, selecionados automaticamente pelo Critério de Informação de Schwarz. Para KPSS e PP, selecionados pela seleção automática *Newey-West Bandwidh*.

(cc) BY

Ao realizar o teste de KPSS, assim como ocorreu com o teste de Phillips Perron, todas as séries são não estacionárias em nível, tornando-se, portanto, estacionárias em primeira diferença. Em relação ao teste de NG e Perron, a estatística calculada utilizada para comparações foi a do teste MZ_t ao nível de significância de 5%. Assim como as demais regras de decisão que envolvem o processo de raiz unitária no procedimento de NG e Perron, se o valor calculado desta estatística for maior que o valor crítico, a hipótese nula de raiz unitária pode ser rejeitada (BUENO, 2008).

Para o teste NG e Perron utilizou-se o critério de informação de Schwarz para realizar o teste, através da opção "*spectral GLS-detrended AR based on SIC*", sendo que o mesmo apresentou resultados compatíveis com os demais testes de raiz unitária já realizados.

Assim, conforme o teste de NG e Perron, todas as séries ao nível de significância de 5% são não estacionárias em nível, tornando-se estacionárias em primeira diferença. Porém, é necessário deixar claro que todos os testes de raiz unitária realizados são assimptóticos. Contudo, apesar dessa limitação essa é a base de dados consolidada disponível, atualmente, nas instituições oficiais.

4.2 Teste de co-integração

O teste de co-integração de Johansen, diferentemente do tradicional teste de co-integração de Engle-Granger, que parte do pressuposto de que existe apenas um vetor de co-integração, através dos testes traço e máximo autovalor consegue captar se existe mais de um vetor de co-integração e especificar quantos são eles[11].

Após a estimação da regressão da equação (2) pelos testes Traço e Máximo Auto Valor de Johansen foram obtidos os resultados em relação ao número de vetores de co-integração (Tabela 2).

Tabela 2 – Resultados estimados do número de vetores de co-integração a partir da equação (2).

H_0	$\lambda traço_{calc}$	$\lambda traço_{crít}$ a 5%	$\lambda traço_{crít}$ a 1%
r=0	50,7844	47.21	54.46
r≤1	29.1273*	29.68	35.65
r≤2	14.1657*	15.41	20.04
r (rank)	λmax_{calc}	$\lambda traço_{crít}$ a 5%	$\lambda traço_{crít}$ a 1%
r=0	21.6570	27.07	32.24
r=1	14.9616	20.97	25.52
r=2	13.4953	14.07	18.63

Fonte: Dados da pesquisa copilados pelos autores.

[11] O método utilizado por Engle-Granger para analisar a co-integração se torna bastante duvidoso quando o modelo envolve a presença de três ou mais variáveis, principalmente em pequenas amostras. Além disso, como tal procedimento é realizado em duas etapas, os eventuais erros cometidos na primeira acabam se perpetuando. Além disso, o poder estatístico do teste de Engle-Granger em duas etapas é relativamente reduzido quando as séries tendem a ter movimentos análogos entre si ao longo do tempo. Sem falar, que pouco se sabe sobre a distribuição assimptótica de tal teste (LOBÃO, 2000).

Conforme os resultados acima, a partir do teste *Traço* como a estatística $\lambda traço_{calc}$ (50,78) é maior que $\lambda \text{traço}_{\text{crít}}$ (47,21) a 5% de significância, é possível rejeitar a hipótese nula de que não existe nenhum vetor de co-integração, isto é, que o *rank* seja igual a 0 $(r = 0)$.

A hipótese nula de que existe um vetor de co-integração $(r = 1)$ não pode ser rejeitada tanto para o teste traço quanto para o teste de *Máximo Auto Valor*, já que, ao nível de significância de 5%, suas estatísticas calculadas são inferiores às estatísticas críticas.

Após verificar a existência de pelo menos um vetor de co-integração, é possível estimar tanto o modelo de regressão de longo quanto o de curto prazo através da metodologia de Johansen. A Tabela 3 apresenta os resultados consolidados do modelo de longo prazo normalizado para a série crimes patrimoniais.

Tabela 3 – Resultados estimados da regressão de longo prazo através de Johansen.

Variáveis	**Parâmetros**	**Desvio-Padrão**	*Z*	*P* >| *Z* |
ln *des*	1,628726	0,4193701	3,88*	0.000
ln *rend*	6,047265	1,192553	5,07*	0,000
ln *efic*	- 3,600282	0,8238204	- 4,37*	0,000

Fonte: Dados da pesquisa copilados pelos autores. * Estatisticamente significante ao nível de 5%.

Conforme a tabela acima, todos os coeficientes individualmente são estatisticamente significativos. Uma variação de 10% na taxa de desocupação masculina implicou em contrapartida, tudo o mais permanecendo constante, em uma variação média, no mesmo sentido, de mais ou menos 16,3% no número de crimes patrimoniais na Região Metropolitana de São Paulo. Esse resultado corrobora os pressupostos da TEC, uma vez que trabalhos econométricos anteriores estimaram que as elasticidades dos índices de desemprego para os crimes contra o patrimônio variam de 0,0608 a 0,8103 (Carrera- Fernandez e Pereira, 2000).

Por outro lado, mantendo-se constantes as demais variáveis do modelo, no período analisado, na região metropolitana de São Paulo, uma variação de 10% no rendimento mediano real do trabalho principal implicou em uma variação, no mesmo sentido, de mais ou menos 60,4% no número de ocorrências registradas da variável crime patrimonial. Esse resultado é condizente com os resultados encontrados em outros trabalhos anteriormente realizados[12].

Quanto a variável, tomada como *proxy* da eficiência policial, mantendo as demais variáveis constantes, no período analisado, o número de prisões em relação ao número de crimes patrimoniais ao variar, em 10%, teve, em média, uma relação inversa de 36,0% com a variável crimes patrimoniais. Esse resultado também vai de encontro aos pressupostos da teoria do crime do crime, pois, conforme a maioria[13] dos estudos na área, tal sinal deve ser negativo.

A Tabela 4 apresenta a proporção do desequilíbrio de curto prazo da série crimes patrimoniais na Região Metropolitana de São Paulo. Por meio da estimação do grau de ajuste dos termos de correção de erros (CE 1), que mede a velocidade de convergência do desequilíbrio de curto prazo em relação ao equilíbrio de longo prazo, verificou-se que tal termo apresentou um coeficiente de – 0,0503346 (conforme esperado).

[12] Ver nota de rodapé 2.
[13] BECKER (1968), BENOÎT e OSBORNE (1995), RESENDE e ANDRADE (2011).

(cc) BY

Tabela 4 - Coeficientes do VEC para a variável crimes patrimoniais em relação às outras variáveis do modelo.

Variáveis	Coeficientes	Erro-Padrão	Estatística Z
CE 1	- 0,0503346	0,0303884	1,66
Lncrim (-1)	- 0,3205596	0,1682008	- 1,91
Lndes (-1)	0,2988267	0,0906456	3,30*
Lnrend (-1)	0,1722141	0,2425438	0,71
Lnefic (-1)	- 0.1076586	0,1452797	- 0,74

Fonte: Resultados obtidos através do *software Stata 12*. * Estatisticamente significante ao nível de 5%.

Tal valor de 0,050 estabelece que aproximadamente 5 % da discrepância entre o valor efetivo e o valor de longo prazo, ou de equilíbrio são corrigidos a cada trimestre entre as variáveis explicativas utilizadas no modelo e a variável dependente.

A variável desemprego, defasada em primeira diferença, foi a única que apresentou impacto positivo e estatisticamente significativo em relação aos crimes patrimoniais no curto prazo, ao nível de significância de 5%. As demais variáveis do modelo não se mostraram significativas do ponto de vista estatístico no curto prazo.

Isto significa que, tudo o mais constante, uma variação de 10% no desemprego na região metropolitana de São Paulo no trimestre anterior tende a causar um aumento de 2,9% nos crimes patrimoniais.

5. Considerações Finais

No presente artigo foi analisada quantitativamente a relação crimes patrimoniais-desemprego utilizando dados de séries temporais para a Região Metropolitana de São Paulo, no período compreendido entre o segundo trimestre de 2002 e o quarto trimestre de 2015. Assim, estimou-se a regressão crimes patrimoniais-desemprego tomando como referência a Teoria Econômica do Crime e os modelos de co-integração de séries temporais.

Os resultados estimados apontam, primeiramente, que foi encontrada uma influência positiva do desemprego (taxa de desocupação masculina) sobre os crimes patrimoniais. Ou seja, os crimes patrimoniais sofrem influências de variáveis econômicas. Logo, o crime também deve ser analisado como um problema econômico e não apenas social.

Além disso, em relação a variável renda, o sinal positivo (relação direta entre crimes patrimoniais e rendimento pecuniário) corroborou os pressupostos da teoria do crime. Ou seja, há evidências estatísticas de que quanto maior a massa de rendimento presente no sistema econômico, maior tende a ser a incidência de crimes patrimoniais, dado o maior número de alvos potencialmente lucrativos.

Por outro lado, em relação a variável número de prisões realizadas em relação ao número de crimes patrimoniais registrados em boletins de ocorrência policial (*proxy* da eficiência policial), o sinal encontrado foi negativo, o que também corrobora os pressupostos da Teoria Econômica do Crime.

(cc) BY

Enfim, fica claro que a relação crime-desemprego é uma questão extremamente complexa, mas os resultados alcançados com o modelo econométrico neste trabalho inicial apontam que, pelo menos para a Região Metropolitana de São Paulo, é notável a influência tanto de varáveis econômicas, quanto sociais na explicação dos índices criminais.

Como sugestão para futuras pesquisas, recomenda-se a incorporação de novas variáveis ao modelo econométrico, como por exemplo, estatísticas relacionadas com a reincidência criminal de egressos tanto do sistema prisional público quanto privado, à medida que forem disponibilizadas informações para as mesmas, uma vez que, diferentemente de outros países, EUA e Inglaterra, por exemplo, no Brasil ainda engatinha na compilação e disponibilização de tais informações à sociedade. Entre essas variáveis cabe destaque, também, a punição potencial (análise do impacto das penas impostas pelo sistema judicial em relação ao número de ocorrências envolvendo delitos patrimoniais), probabilidade de um criminoso vir a ser detido, despesas com o sistema judicial, nível de educação dos indivíduos envolvidos com o crime, variáveis desagregadas tanto para faixas etárias, quanto para fatores socioeconômicos.

6. Referências

ARAÚJO JR., A. F.; SHIKIDA, C. D. Recessões e Recuperações na Atividade Econômica: Mesmo Efeito Sobre a Criminalidade?. **Revista Economia & Tecnologia**, v. 22, p. 47-52, 2010.

ARCARO, D. A.; OLIVEIRA, C. A. Efeitos de Dissuasão do Mercado de Trabalho Sobre o Crime na Região Metropolitana de Porto Alegre. **Economic Analysis of Law Review**, v. 7, n. 2, p. 577-597, 2016.

BEATO, C.; REIS, I. A. **Desigualdade, Desenvolvimento Socioeconômico e Crime.** Texto apresentado no seminário "desigualdade e pobreza no Brasil", IPEA, Rio de Janeiro, 1999.

BECKER, Gary S. Crime and Punishment: An Economic Approach. In: **The Economic Dimensions of Crime**. Palgrave Macmillan, London, p. 13-68, 1968.

BENTHAM, J. **Principles of Penal Law**. I Works, 399 p. 1843.

BRITTO, T. A. **Desemprego e Crime: Uma Análise de Séries de Tempo Para o Distrito Federal: 1992 a 1996.** 1997. Dissertação (Mestrado), 46 p. Departamento de Economia – Universidade de Brasília, Brasília, 1997.

BENOÎT, J. P.; OSBORNE, M. J. Crime, Punishment, and Social Expenditure**. Journal of Institutional and Theoretical Economics**. v. 151, n. 2, p. 326-347, 1995.

BUENO, R. D.L.S. **Econometria de Séries Temporais.** 2ª ed. Cengage Learning: São Paulo, 2008, p. 338.

CANTOR, David; LAND, Kenneth. Unemployment and Crime Rates in the Post-World War II United States: A Theoretical an Empirical Analysis**. American Sociological Review**, v.50, p. 317-332, june 1985.

(cc) BY

CARRERA-FERNANDEZ, J.; PEREIRA, R.. **A Economia do Crime: Uma Abordagem a Partir da Região Policial da Grande São Paulo.** Campinas: XXVIII Encontro Nacional de Economia da ANPEC, 2000.

CERQUEIRA, D. R. C. **Causas e Consequências do Crime no Brasil**. Programa de Pós-graduação em Economia. Departamento de Economia. PUC – Rio de Janeiro, 2010. Disponível em: <http://www.comunidadesegura.org/files/TESE_DOUTORADO_CERTIFICADA_DANIEL_CERQUEIRA.pdf >. Acesso em 11/03/2013.

CHIRICOS, Theodore G. Rates of Crime and Unemployment: An Analysis of Aggregate Research Evidence. **Social Problems**, v. 34, n. 2, p. 187-212, 1987.

CRUZ, Francisco Viana; ARAÚJO, Adriano Firmino V. Análise da Criminalidade em Palmas - TO: Uma Abordagem Econométrica da Violência Urbana. **Informe Gepec**, v. 16, n. 2, p. 170-185, 2012.

EHRLICH, Isaac. 'Participation in Illegitimate Activities: A theoretical and Empirical Investigation'. **Journal of Political Economy**, 81, p. 521-65, 1973.

ERVILHA, G. T.; LIMA, J. E. Um Método Econométrico na Identificação dos Determinantes da Criminalidade Municipal: A Aplicação em Minas Gerais, Brasil (2000-2014). Economía, **Sociedad y Territorio**, v. 19, n. 59, p. 1059-1086, 2019.

FARRINGTON, David P. Key Results From The First Forty Years Of The Cambridge Study In Delinquent Development. In: **Taking stock of delinquency**. Springer, Boston, MA, p. 137-183, 2003.

GARDNER, Howard. **Developmental Psychology**: An introduction. Little Brown & Co, 1978.

GLENNY, Misha. **McMáfia: crime sem fronteiras**. São Paulo: Companhia das Letras, 2008.

GURR, T.R.; GRABOSKY P.N.; HULA, R.C. **The Politics of Crime and Conflict: A Comparative History of Four Cities.** Beverley Hills: Sage, 1977.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa Mensal de Emprego (PME)**, 2012. Disponível em: < http://www.ibge.gov.br/home >. Acesso em: 13/06/2012.

JOHNSTON, F. L.; OLIVEIRA, C. A. Efeitos dissuasórios de ações policiais sobre roubos na Região Metropolitana de Porto Alegre. In: **Encontro Regional da ANPEC Sul**, 2016, Florianópolis. [Anais...] Florianópolis: ANPEC, 2016.

KAPUSCINSKI, C.A; BRAITHWAITE, J.; CHAPMAN, B. Unemployment and Crime: Toward Resolving the Paradox**. Journal of Quantitative Criminology** 14:215-241, 1998.

LAND, K. C.; CANTOR, D.; RUSSELL, S. T. Unemployment and Crime Rate Fluctuations in Post-World War II United States: Statistical Time-Series Properties and Alternative Models. In J. Hagan and R. D. Peterson (eds.) **Crime and Inequality**. Stanford, California: Stanford University Press, 1995.

LEVITT, Steven D.; DUBNER, Stephen J. **Freakonomics: O Lado Oculto e Inesperado de Tudo que nos Afeta**. Alta Books, 2019.

(cc) BY

LIMA, R. S. **Conflitos Sociais e Criminalidade Urbana: Uma Análise dos Homicídios Cometidos no Município de São Paulo**. Dissertação de Mestrado (mimeo), Universidade de São Paulo, São Paulo, 2001.

LOBÃO, J. **Eficiência do Mercado de Câmbios: Uma Revisão da Literatura**. Jan de 2000. Disponível em: <http://investigacao.isvouga.pt/wp-content/uploads/2010/11/WPCIAPSE1.pdf >. Acesso em: 11/07/2012.

MARX, Karl. **O Capital. Crítica da Economia Política.** Volume I. Livro primeiro. O processo de produção do capital. Tomo I. Ed. Nova Cultural Ltda, 1996.

MERTON, Robert. Social Structure and Anomie**. American Sociological Review**, 1938.

OLIVEIRA, C. A. The Impact of Private Precautions on Home Burglary and Robbery in Brazil. **Journal of Quantitative Criminology**, v. 34, n. 1, p. 111-137, 2018.

OLIVEIRA, C. A.; COSTA, I. C. V. Ciclos Econômicos e Crimes Contra o Patrimônio: Uma Análise Quase-Experimental. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 37, n. 74, p. 7-34, set. 2019.

PASUKANIS, Eugeny B. **A teoria geral do direito e o marxismo**. Rio de Janeiro: Renovar, 1989.

PEREIRA, R.; CARRERA-FERNANDEZ, J. A criminalidade na Região Policial da Grande São Paulo sob a ótica da economia do crime. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 31, n. Especial, p. 898-918, 2001.

PEZZIN, L. **Criminalidade urbana e crise econômica.** São Paulo: IPE/USP, 1986.

_____. PEZZIN, L. Incentivos de Mercado e Comportamento Criminoso: Uma Análise Econômica Dinâmica. **Estudos Econômicos**, 24(3):373–404, 1994.

QUINNEY, R. O Controle do Crime na Sociedade Capitalista: Uma Filosofia Crítica da Ordem Legal**.** In: TAYLOR, I. et al. **Criminologia Crítica**. Rio de Janeiro: Graal, 1980.

RAIHER, A.; SANTOS, R. F.; STRUMINSKI, C. E. Pobreza Multidimensional e a Criminalidade: Uma Análise Espacial dos Municípios do Rio Grande do Sul. **Economic Analysis of Law Review**, v. 9, n. 3, p. 66-82, 2019.

RESENDE, J. P.; ANDRADE, M. V. Crime Social, Castigo Social: Desigualdade de Renda e Taxas de Criminalidade nos Grandes Municípios Brasileiros. **Estudos Econômicos**. São Paulo, v. 41, n. 1, P. 173-195, Janeiro-Março 2011.

SANTOS, M. J.; KASSOUF, A. L. Menos Desemprego, Maior Eficiência da Polícia e Redução na Criminalidade em São Paulo. In: **Encontro Nacional de Economia**, 39º, 2011, Foz do Iguaçu. [Anais...] Foz do Iguaçu: ANPEC, 2011.

SAPORI, L. F. ; WANDERLEY, C. B.; A Relação Entre Desemprego e Violência na Sociedade Brasileira: Entre o Mito e a Realidade. A Violência do Cotidiano. **Cadernos Adenauer**, II (01), 2001.

(cc) BY

SASS, Karina Simone; PORSSE, Alexandre Alves; DA SILVA, Eduardo Ramos Honório. Determinantes das Taxas de Crimes no Paraná: Uma Abordagem Espacial. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 10, n. 1, p. 44-63, 2016.

SAVIANO, Roberto. **Gomorra**. Edizioni Mondadori, 2010.

_____. **Zero Zero Zero**. Penguin, 2016.

SCORZAFAVE, L. G.; JUSTUS, M.; SHIKIDA, P. F. A. Safety in the Global South: Criminal Victimization in Brazilian Rural Areas. **Journal of Rural Studies**, v. 39, p. 247-261, 2015.

SECRETARIA DE ESTADO DA SEGURANÇA PÚBLICA – GOVERNO DO ESTADO DE SÃO PAULO. **Estatísticas Trimestrais de Ocorrências Criminais.** Disponível em: < http://www.ssp.sp.gov.br/estatistica/trimestrais.aspx# >. Acesso em 12/06/2012.

SHIKIDA, P. F. A.; CARDOSO, B. F.; NETO, G. B.; BERGER, L. M.; GODOY, M. R. Crime Econômico de Tráfico de Drogas: Perfil, Custo e Retorno. **Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional**, *15*(2), 2019.

SMITH, A. **Lectures on Justice, Police, Revenue and Arms: Delivered in the University of Glasgow**. Oxford: Clarendon Press, 1896.

SMITH, Adam; STEWART, Dugald. **Teoria dos sentimentos morais, ou, ensaio para uma análise dos princípios pelos quais os homens naturalmente julgam a conduta e o caráter, primeiro de seus próximos, depois de si mesmos, acrescida de uma dissertação sobre a origem das línguas**. Martins Fontes, 1999.

SOUZA, J. P. M. D. C.; CUNHA, M. S. D. Evidências Sobre a Vitimização no Brasil: Uma Análise Econométrica. **Economic Analysis of Law Review**, Brasília, v. 6, n. 2, p. 206-227, 2015.

UNODC. **Global Study on Homicide 2019**. Homicide: extent, patterns, trends and criminal justice response. United Nations Office on Drugs and Crime, Vienna, 2019. Disponível em: <https://www.unodc.org/documents/data-and-analysis/gsh/Booklet2.pdf>. Acesso em 20 de agosto de 2020.

WACQUANT, Loïc. **Punir os Pobres: A Nova Gestão da Miséria nos Estados Unidos [A Onda Punitiva]**. 3ª ed. Rio de Janeiro: Revan, 2007.

WEST, Donald James. **Delinquency, Its Roots, Careers, and Prospects**. Harvard University Press, 1982.

(cc) BY