

ÁREA 2: ECONOMIA SOCIAL

AVALIAÇÃO DO PROGRAMA RONDA DO QUARTEIRÃO NA RMF DO ESTADO DO CEARÁ

Alexsandre Lira Cavalcante

Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. Mestre em Economia (CAEN/UFC).

Endereço: Av. General Afonso Albuquerque Lima, S/N, 2º andar, Edifício SEPLAG. Cambeba/Fortaleza/Ceará. CEP: 60.822-325.

E-mail: alexsandre.lira@ipece.ce.gov.br

Fone: (85) 3101-3503/Fax: (85) 3101-3500.

Odorico de Moraes Eloy da Costa

Estatístico do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. Doutor em Economia (IE/UFRJ).

Endereço: Av. General Afonso Albuquerque Lima, S/N, 2º andar, Edifício SEPLAG. Cambeba/Fortaleza/Ceará. CEP: 60.822-325.

E-mail: odorico.elay@ipece.ce.gov.br

Fone: (85) 3101-3509/Fax: (85) 3101-3500.

Daniel Cirilo Suliano

Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. Doutorando em Economia (CAEN/UFC).

Endereço: Av. General Afonso Albuquerque Lima, S/N, 2º andar, Edifício SEPLAG. Cambeba/Fortaleza/Ceará. CEP: 60.839-900.

Fone: (85) 3101-3503/Fax: (85) 3101-3519.

E-mail: daniel.suliano@ipece.ce.gov.br

Jimmy Lima de Oliveira

Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. Doutor (CAEN/UFC). Doutor em Economia (CAEN/UFC).

Endereço: Av. General Afonso Albuquerque Lima, S/N, 2º andar, Edifício SEPLAG. Cambeba/Fortaleza/Ceará. CEP: 60.839-900.

Fone: (85) 3101-3503/Fax: (85) 3101-3519.

E-mail: jimmy.oliveira@ipece.ce.gov.br

AVALIAÇÃO DO PROGRAMA RONDA DO QUARTEIRÃO NA RMF DO ESTADO DO CEARÁ

RESUMO

Neste trabalho, investigamos se o aumento do efetivo policial tende a inibir crimes contra o patrimônio e crimes contra a propriedade em termos de taxas de roubos e taxa de furtos em uma área de grande concentração urbana no Estado do Ceará. A hipótese básica é de que uma maior quantidade de policiais tende a inibir a ação de potenciais criminosos na medida em que reduz os benefícios e aumenta os custos da atividade criminal, segundo a ótica da teoria econômica de escolha racional baseada no modelo de comportamento criminal de Becker (1968). Os resultados corroboram o chamado efeito *deterrence* ao ratificar que o aumento do patrulhamento nas ruas altera os incentivos dos criminosos. Evidências de inércia criminal são também encontradas. De certo modo, pode-se fazer alusão ao dito de que o crime não compensa, pelo menos quando há a presença da força policial.

Palavras-Chave: Criminalidade, Efetivo Policial, Fortaleza.

ABSTRACT

In this study, we investigated whether the increase of the police tends to inhibit crimes against property and against the property in terms of rates and rate of burglaries and thefts in an area of large urban concentrations. The basic hypothesis is that a greater number of police officers tends to inhibit the action of potential criminals in that it reduces the benefits and increases the costs of criminal activity, from the viewpoint of economic theory of rational choice. The results confirm the deterrence effect ratify the increase patrols on the streets changes the incentives of criminals. In a sense, one can allude that adage that crime does not pay, so if there is the presence of the police force.

Keywords: Crime, Police Effective, Fortaleza.

Jel Classification: C21; K42; O21.

1. INTRODUÇÃO

A violência nas áreas urbanas das grandes cidades metropolitanas dos países de renda média tornou-se algo comum na vida diária dos seus cidadãos. De fato, dados da Organização Mundial da Saúde para a América Latina em outubro de 2008 registraram que $\frac{1}{4}$ de todas as mortes por violência no mundo ocorrem neste continente, embora sua população represente apenas 10% de toda a população mundial. Os dados tornam-se mais alarmantes tendo em vista que as maiores forças econômicas da região, como Brasil e México, não estão em guerra civil além de não enfrentarem conflitos armados dentro de seu território.

Outra questão pertinente é que apesar de as grandes metrópoles da América Latina apresentarem características semelhantes em termos de urbanização e grau de atividade econômica as das grandes cidades dos países desenvolvidos, é fato que sua formação econômica e, por conseguinte, a composição de seu tecido social é bem peculiar.

Todavia, a exacerbação da violência não é apenas um fenômeno típico dos países e regiões menos abonadas. Lobo e Carrera-Fernandez (2003) destacam que os índices de furtos de algumas das principais metrópoles americanas estão bem acima de cidades como São Paulo e Salvador não sendo, portanto, um malefício que assola apenas as economias menos desenvolvidas. Com efeito, o crescimento exacerbado da criminalidade vem instigando gestores e pesquisadores não somente de diversas áreas do Brasil, mas também de outros países a tentar redesenhar e propor políticas públicas de combate e prevenção ao crime.

Dentro de um arcabouço econômico, o trabalho de Becker (1968) é que inicia a discussão teórica alicerçada nas decisões de comportamento racional do criminoso. Basicamente, o autor postula que o ato criminoso é visto como uma atividade econômica, mesmo que ilegal. Existe uma razão para isso. Conforme ressaltado por Frank (2009), o princípio do custo-benefício seria a mola mestra de todas as idéias econômicas. Assim, um indivíduo racional realiza uma ação se, e somente se, o benefício que se obtiver com sua realização for maior que o custo de realizá-la. Assim, segundo Becker, a prática de crimes estaria podada nestas mesmas questões. Logo, o criminoso pondera sua tomada de decisão ao ato ilícito com base neste princípio econômico e não porque suas motivações são diferentes das de outros indivíduos da sociedade.

Neste mesmo contexto, Ehrlich (1973) abordou a desigualdade como um fator também determinante para a criminalidade. Para Ehrlich uma maior desigualdade pode vir a criar um mecanismo maior de instabilidade social. Neste sentido, o convívio de indivíduos com menores custos de oportunidade, indivíduos estes com menores perspectivas de ascensão social, com outros indivíduos com uma situação econômica mais favorável pode acabar transformando estes últimos em potenciais vítimas já que os primeiros teriam incentivos de participarem de atividades criminosas.

Além disso, existem evidências de que uma elevada desigualdade reduz os custos morais de delinquência de indivíduos menos favorecidos além de que taxas de criminalidade impactam de forma negativa no crescimento econômico [Fajnzylber, Lederman e Loayza (1998)]. Resende (2007) mostra também que uma maior desigualdade determina crimes contra a propriedade, mas não é determinante para crimes contra a vida.

É fato também que a criminalidade tem sido vista como um fenômeno de curto prazo onde a forma mais eficaz de combatê-la passa pelo método da repressão ou inibição do potencial causador dela. De fato, para se combater esse tipo de atividade colocar policiais nas ruas tem sido um dos paliativos mais eficientes já que medidas nesta envergadura elevam os custos dos criminosos implicando em uma menor oferta de criminalidade [Di Tella e Shargrodsky (2004)]. O problema é que em situações desse tipo, se pensarmos em termos de políticas públicas para se combater a atividade criminal, teremos o seguinte problema: a redução da violência em

determinadas localidades se dá em decorrência da maior repressão policial ou aumento do efetivo policial nessas localidades ocorre pelo fato de elas serem as mais afetadas pela criminalidade?

Se for esse o caso, existe uma dificuldade estatística na tentativa de avaliar o *impacto* do aumento do número de policiais sobre o crime. Com efeito, em situações desse tipo o *efetivo policial* passa a ser ele mesmo função das taxas de crimes já que as localidades onde a criminalidade está mais alastrada a tendência é de recebimento de maior efetivo policial. Na hipótese de se projetar um experimento controlado¹ é possível anular o canal em que essa causalidade biunívoca ocorre podendo-se, por conseguinte, determinar se em lugares onde há maior vigilância policial haverá realmente redução da criminalidade.

No Brasil, apesar de recente, já existem diversos estudos sobre as causas da criminalidade. Fajnzylber e Araújo Jr. (2001) e Santos e Kassouf (2008b), por exemplo, oferecem uma compilação das principais pesquisas até aqui realizadas tanto no âmbito nacional como em nível regional.

Neste trabalho, apresenta-se um enfoque regional na medida em que se analisa o impacto do aumento do efetivo policial a partir da implantação do **Programa “Ronda do Quarteirão”** na Região Metropolitana de Fortaleza (RMF), capital do Estado do Ceará, considerada hoje uma das principais cidades do país em peso econômico e demográfico. Para tanto, dividiu-se este trabalho em mais quatro seções além desta introdução. Na seção seguinte é feito um aparato teórico do modelo econômico do crime alinhado a algumas pesquisas já realizadas. A seção 3 é dividida em duas subseções: na primeira comenta-se sobre as bases de dados utilizadas fazendo-se também um preâmbulo geral sobre a problemática da criminalidade na RMF. Na subseção posterior descreve-se como se deu a medição do maior efetivo policial através da implantação do novo Programa de policiamento ostensivo na referida área. A seção seguinte dedica-se a descrever o modelo empírico e suas estimações. Por fim, é feita as considerações finais do estudo.

2. MODELO E REFERENCIAL TEÓRICO

A teoria econômica do crime parte do pressuposto que o comportamento de um potencial criminoso fundamenta-se nos benefícios monetários que se atribuem a um delito qualquer comparado aos custos para sua realização. Essa concepção foi proposta em um artigo seminal por Gary Becker (prêmio Nobel) em 1968 e posteriormente por Ehrlich (1973).

Segundo essa abordagem, embasada na sua essência na teoria econômica de escolha racional, credencia-se o crime como uma atividade econômica qualquer, mesmo que ilegal. Assim, fazer parte ou não de um mercado como esse dependerá da utilidade esperada (benefícios) assim como os custos associados a ela. Dentro desse argumento, alguns agentes econômicos se adentram em tal atividade, especialmente as que envolvem crimes contra a propriedade e o patrimônio, não porque apresentam diferenças biológicas, psicológicas ou psiquiátricas das outras pessoas, mas sim porque se diferenciam em termos de custos e benefícios. Assim, agindo de maneira racional o indivíduo comete algum ato ilícito caso a utilidade esperada resultante desta atividade exceda a utilidade quando se emprega o tempo em outras atividades legais.

No caso do custo, há um desmembramento em quatro deles, a saber:

- 1) Muitas vezes, o planejamento e a execução de um crime envolvem custos de materiais e de equipamentos como, por exemplo, transportes, local, disfarces, etc.;
- 2) Custo de oportunidade, isto é, o custo associado por não se estar em uma atividade legal;
- 3) Custos esperados de detenção e provável condenação;

¹ O uso de variáveis instrumentais é uma técnica econométrica que também elimina o problema de causalidade simultânea.

4) Além disto, existe o custo moral por se transgredir ou infligir alguma lei.

De uma forma geral, a utilidade (valor esperado) de um ato ilícito qualquer por um indivíduo j pode ser representado da seguinte forma:

$$U(Y_j - c_j - m_j) \times (1 - p_j) - U(cp_j) \times p_j > U(w_j) \quad (01)$$

onde:

Y_j – a renda monetária derivada da atividade criminal;

c_j – são os custos explícitos de planejamento;

m_j – custo moral da atividade ilegal;

p_j – probabilidade de captura;

cp_j – é o custo da condenação (castigo) em termos monetários;

w_j – é o custo de oportunidade derivado de atividades legais que o criminoso poderia estar inserido.

Portanto, a atividade criminosa resulta de uma relação custo-benefício na qual o criminoso pondera sua tomada de decisão com base neste princípio econômico e não porque suas motivações são diferentes das de outros indivíduos da sociedade. Boa parte da literatura econômica se valeu desta abordagem teórica para a construção de modelos empíricos e determinação das causas da criminalidade².

Um dos grandes avanços do modelo de comportamento criminal de Becker incrementado por Ehrlich foi o efeito de variáveis que medem algum tipo de desigualdade além de fatores associados à renda. Assim, a produção criminal poderia captar efeitos de “insalubridade social” partindo do pressuposto que uma das motivações que levam um indivíduo a cometer uma infração de caráter criminoso estaria intrinsecamente relacionada às características conjunturais e estruturais de seu ambiente cultural.

De fato, Mendonça, Loureiro e Sachsida (2003a) lançam mão de um mecanismo conhecido como consumo referencial imposto pelos padrões da sociedade. De acordo com essa concepção, os agentes da economia possuiriam uma espécie de *target consumption* de modo que o convívio de grupos de pessoas com riquezas heterogêneas ocasionaria um padrão de insatisfação aos menos favorecidos. Com efeito, um maior grau de polarização da renda entre diferentes grupos tendo como resultante a prosperidade de uns bem como a privação relativa de outros pode desencadear um aumento das taxas de criminalidade. Além disso, as motivações criminais podem também estarem associadas a fatores puramente econômicos. Mendonça, Loureiro e Sachsida (2003b), por exemplo, encontram evidências de que questões de cunho econômico são os principais fatores que impulsionam a prática do crime não-violento.

Outros trabalhos como o de Cerqueira e Lobão (2003b) mostram que, a menos que não sejam superados os grandes problemas sócio-econômicos que assolam as grandes metrópoles brasileiras, e em particular aqueles relacionados à desigualdade de renda e densidade populacional, mecanismos estes que criam um amplo ambiente fértil para desajustes sociais, será difícil solucionar a questão da criminalidade nestes locais.

Semelhantemente a Cerqueira e Lobão (2003b), Lemos, Santos Filho e Jorge (2005) analisam o modelo de comportamento criminal dentro da ótica do ambiente urbano brasileiro.

² É bom lembrar, todavia, conforme abordaram Cerqueira e Lobão (2003a) que, dentro da criminologia, antes do desenvolvimento da ótica criminal segundo a concepção econômica diversas outras abordagens tentaram elucidar e teorizar as causas e motivações da criminalidade, como, por exemplo: teorias que procuram explicar o crime em termos de patologia individual; teorias onde consideram o crime como resultado de um sistema social deficiente e da desorganização social na sociedade moderna e teorias que argumentam o crime ser função decorrente de fatores circunstanciais ou de oportunidades.

Conforme esperado, este modelo explica mais de 90% dos crimes contra o patrimônio tendo como principais variáveis responsáveis à concentração de renda, as características da infraestrutura existente nos bairros, a baixa densidade demográfica e a menor participação dos jovens no total da população. No caso destes dois últimos, os resultados não são como esperados pelo modelo de comportamento criminal.

Abordagem diferente, mas seguindo essa mesma estrutura, Oliveira (2005) investiga as causas da criminalidade nas cidades brasileiras com relação ao tamanho delas. Dentro deste enfoque, fatores como características locais, histórico do indivíduo, tamanho das cidades bem como os papéis da desigualdade de renda e da pobreza são cruciais e relevantes na explicação da criminalidade. Um resultado também importante neste trabalho é que, a menos que o crescimento econômico implique aumento de renda dos mais pobres, seus efeitos implicam em redução da criminalidade.

Outra questão pertinente deste mesmo trabalho, balizado pelo modelo de Glaeser e Sacerdote (1999), são os fatores associados à estrutura familiar e a qualidade do ensino no Brasil. Em geral, famílias que são formadas por apenas um genitor, definidas tradicionalmente na literatura como lares uniparentais, mostraram-se ter efeitos significativos na medida em que impactam, por hipótese, na formação dos valores morais dos indivíduos afetando os custos morais de se cometer um crime.

Deve-se também ressaltar que o surgimento e aperfeiçoamento das bases de dados têm permitido que outros trabalhos na literatura nacional abordem diferentes óticas da dinâmica criminal. Santos (2009), por exemplo, encontra evidências que, aproximadamente, metade da criminalidade de um período se transfere para o próximo tal que as taxas de crimes letais no Brasil são alimentadas período após período sugerindo, por assim dizer, em um “efeito inércia” da criminalidade nos estados brasileiros. Os resultados deste trabalho também sugerem que a baixa probabilidade de insucesso no crime (baixa probabilidade de denúncia, prisão, julgamento, condenação e efetiva punição) estabelece um incentivo maior ao ato ilícito na medida em que eleva a utilidade esperada do delinqüente além de produzir uma maior especialização da atividade criminal ao longo do tempo via aumento de sua produtividade no meio ilegal.

Um problema empírico que vem sendo também abordado é a questão do sub-registro em crimes contra a propriedade. Com efeito, existem evidências que as vítimas de crimes agem de maneira racional ao tomar a decisão de registrar ou não eventos que podem ser interpretados como “caso de polícia”. Santos e Kassouf (2008a) mostram que a confiança na eficiência da justiça pode interferir na decisão da vítima quanto ao registro criminal de modo que as pessoas que tem a percepção de ser a justiça culpada pela criminalidade, na medida em que ela se torna menos eficiente, acabam sendo menos propensas a registrarem uma vitimização as autoridades competentes.

Dentro deste arcabouço teórico e empírico, é fato observar que a criminalidade é um problema multifacetado que precisa ser combatido por diversas frentes. Felizmente, conforme já exposto acima, diversos diagnósticos foram dados precisando apenas, em muitas das situações, apenas operacionalizar algumas medidas preventivas.

3. BASE E DESCRIÇÃO DOS DADOS

3.1 VARIÁVEIS E BASE DE DADOS

A grande parte, mas não todos os estudos empíricos sobre criminalidade no Brasil vêm utilizando a taxa de homicídios como medida *proxy* para a criminalidade³. Conforme ressaltado por Santos e Kassouf (2007), (2008b) isso se deve a basicamente a dois fatores. Em primeiro

³ Pereira e Fernandez-Carrera (2000) utilizam os crimes de furto e roubo de veículos.

lugar, os dados divulgados pelo Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), do Ministério da Saúde, eram apenas para taxa de homicídios excluindo, portanto, as diversas outras categorias de crime. Além disto, acredita-se que os determinantes da criminalidade possam ser bem representados pela tendência de homicídios por envolver uma menor taxa de sub-registros.

Neste trabalho, outra medida de mensuração é proposta devido a algumas de suas particularidades. Nossa hipótese básica é que um maior efetivo policial tende a reduzir o número de crimes decorrente do efeito *deterrence* (repressão judicial) na medida em que altera os incentivos dos criminosos [Levitt (1997), (1998)].

Assim, como **indicador de interesse** será usado um tipo específico de crime contra o patrimônio: taxa de roubos e taxa de furtos por mil habitantes. Conforme argumentado por Kelly (2000) tais tipos de crime apresentam uma relação direta com o modelo econômico do crime por serem motivados por questões puramente econômicas. De fato, roubos e furtos, crimes estes que estão inseridos na categoria de crimes contra a pessoa e contra o patrimônio, apresentam motivações distintas de homicídios embora os primeiros sejam muitas vezes seguidos deste último.

Para medir o *efetivo policial*, foi usado como indicador a implantação do **Programa “Ronda do Quarteirão”** do Governo do Estado do Ceará. Considerando o tipo de crime ao qual o efetivo policial implantado estará apto a combater, espera-se uma relação negativa com esta variável e a taxa de crimes. Além disto, diferentemente de Levitt (1997), espera-se que este impacto seja em crimes contra o patrimônio, e não em crimes violentos, devido ao tipo de policiamento que se estar sendo analisado.

Além da variável que mede diretamente o impacto do **Programa**, os fatores determinantes da criminalidade são diversos, conforme visto acima. Nesse sentido, com o intuito de dá maior robustez ao modelo econômico do crime e evitar eventuais problemas econométricos que surgem na passagem do modelo teórico para o modelo empírico foram incluídas outras variáveis explanatórias que também afetam diretamente nosso *indicador de interesse*.

Para as variáveis de cunho sócio-econômicas, os dados foram extraídos da Pesquisa de Emprego e Desemprego (PDS) da Região Metropolitana de Fortaleza do Instituto de Desenvolvimento do Trabalho (SINE/IDT) do Estado do Ceará. Considerando o referencial teórico descrito na seção anterior, foram então elencados alguns regressores (controles) adicionais na estimação do modelo. Destes regressores, dois deles estão estreitamente relacionados: renda familiar *per capita* e desemprego. De fato, estas duas variáveis dependem de maneira simbiótica do ambiente econômico no período de análise. Por exemplo, em períodos de recessão as empresas mostram-se receosas em fazerem investimentos assim como fazerem mais contratações de modo que a taxa de desemprego tende a aumentar e a renda cair. Por outro lado, em época de *boom* econômico os empresários mostram-se mais otimistas em fazerem contratações reduzindo, por conseguinte, a taxa de desemprego e gerando um efeito multiplicador na renda da economia. Neste sentido, observa-se que, apesar de seguirem trajetórias semelhantes, as duas variáveis apresentam direções opostas.

Além disso, os modelos tanto teóricos como empíricos de comportamento criminal sugerem que ambas apresentam um efeito ambíguo sobre o mercado ilegal do crime quando confrontadas com os ganhos das atividades legais. Com efeito, ambas as variáveis podem estar associadas aos ganhos ou retornos decorrentes da atividade criminal devido ao maior número de vítimas potenciais e economicamente atrativas assim como também podem estar relacionadas ao seu custo de oportunidade (custo decorrente de se estar inserido em uma atividade ilegal).

Semelhantemente ao caso anterior, os anos de estudos ou a escolaridade média de uma determinada região é um efeito que pode ser determinado somente de um ponto de vista

empírico. Em princípio, espera-se que um maior nível de escolaridade aumente o custo moral de adentrar em atividades ilegais, além de que pode vir a representar melhores oportunidades nas atividades legais decorrentes dos maiores retornos salariais resultantes nos níveis mais elevados de educação, principalmente no Brasil, onde as taxas de retornos educacionais são ainda mais elevadas [Psacharopoulos e Patrinos (2002)]. De outra parte, um maior nível de capital humano pode representar menores custos em termos de planejamento e execução de um crime levando, portanto, a um efeito contrário ao anterior. Todavia, espera-se que o resultado líquido decorrente de um maior grau de instrução na atividade legal se sobreponha aos efeitos dos benefícios potenciais na atividade ilegal, conforme ocorre na maior parte das regiões e países desenvolvidos onde o conhecimento é uma condição *sine qua nom* para acumulação de capital e crescimento econômico [Romer (1986) e Lucas (1988)].

Nos moldes dos modelos teóricos de origem econômica avaliados acima observou-se também o papel central que a desigualdade de renda exerce na criminalidade. Nesses termos, o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) criado pela ONU para medir a qualidade de vida pode vir a ser uma boa métrica para esse propósito.

Além desses fatores, uma medida também que vem sendo comumente usada para medir o grau de desorganização social de um sistema é o percentual de lares uniparentais. De acordo com alguns autores, um maior nível de instabilidade familiar pode significar uma maior predisposição ao crime [ver, por exemplo, Fajnzylber e Araújo Jr (2001)]. Por esse argumento, os custos morais dos potencialmente criminosos são reduzidos por haver menores vínculos pessoais desencadeando, assim, uma maior atividade criminal.

Outra medida que mensura bem a dinâmica urbana é dada pela relação entre o número de habitantes de uma área e sua extensão definida geralmente como densidade populacional. Com efeito, a maior concentração populacional em grandes centros urbanos pode gerar maiores dificuldades em termos de controle social em virtude da maior preservação do anonimato por parte de potenciais criminosos [Cano e Santos (2000)]. Ademais, a própria interação social pode acabar gerando ganhos de “produtividade” na atividade ilegal na medida em que a troca de informações entre criminosos reduz os custos de planejamento e execução do crime. Ainda reforçando esse argumento, na hipótese de haver indivíduos com baixos custos de oportunidade nas grandes áreas de densidade populacional, pode-se deduzir que as mesmas serão ainda mais propícias para se ofertar atividade criminal.

Além desses fatores, a maior parte da literatura especializada em criminologia vem demonstrando que a oferta criminal apresenta assimetrias em termos de idade e gênero tendo os *jovens do sexo masculino* como o grupo de *maior potencial ofertante* da atividade. Nesse sentido, um maior percentual de jovens, que não exercem nenhuma atividade legal como trabalho e estudo, apresentariam uma maior probabilidade em adentrar em atividades ilegais. De forma resumida, a tabela 1 abaixo apresenta uma síntese das variáveis que irão compor o modelo empírico de comportamento criminal.

Tabela 1 - Controles para a Criminalidade

Variáveis	Proxy	Notação	Sinal Esperado
Renda (Retorno) Esperada Derivada da Atividade Criminal/Custo Moral, Custo da Condenação e Punição (Castigo), Custo de Oportunidade (Aprisionamento).	Renda Média Familiar <i>per capita</i> , Taxa de Desemprego	<i>rjpc, desemp</i>	Positivo, Negativo/Negativo, Positivo
Custo Moral, Custo de Oportunidade/Custos Explícitos de Planejamento.	Percentual de Pessoas com pelo menos o Ensino Fundamental Completo	<i>educ</i>	Negativo/Positivo
Retornos Esperados, Instabilidade Social	Grau de Desigualdade (IDH)	<i>idh</i>	Positivo
Custo Moral, Custo de Oportunidade, Grau de Desorganização Social	Percentual de Lares Uniparentais (Percentual de Famílias Chefiadas por Mulheres)	<i>chefem</i>	Positivo
Custos Explícitos de Planejamento e Execução	Densidade Demográfica	<i>dens</i>	Positivo
Oferta de Atividade Criminal	Percentual de Jovens entre 15 e 24 Anos que Não Trabalham e Não Estudam	<i>jovemrisco</i>	Positivo
Probabilidade de Captura, Custo da Condenação e Punição (Castigo) em Termos Monetários	Tratamento, Efetivo Policial	<i>tratamento, pm</i>	Negativo

Fonte: Elaboração Própria.

3.2 DESCRIÇÃO DO PROJETO

De acordo com os dados do Censo de 2000 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) foram registrados na cidade de Fortaleza 114 bairros. Em 2003, por lei municipal, foi instituído o bairro Planalto Airton Senna. Todavia, as bases utilizadas no presente trabalho ainda não consideraram o neófito bairro como unidade desagregada de modo que as entidades observacionais aqui utilizadas foram ainda as 114 recenseadas com base neste último censo.

Na catalogação e construção da variável explicativa com dados disponíveis pela Secretaria de Segurança Pública e Defesa Social (SSPS) e pela Coordenadoria Integrada de Operações de Segurança (CIOPS) do Estado do Ceará 13 bairros não apresentaram registros durante o período de análise. Restaram-se, então, 101 bairros. Nesta mesma base, quatro bairros aparecem agregados dois a dois reduzindo mais uma vez as unidades observadas a 99 bairros.

Nas variáveis de cunho sócio-econômico, os dados da PDS registraram 95 bairros. Quando confrontados com as taxas que deram origem a variável dependente, 86 bairros apresentaram dados simultâneos em ambas as bases.

No que tange aos grupos de tratamento (bairros que receberam aumento de efetivo policial) e controle (bairros que não receberam aumento de efetivo policial) a divisão foi dada de acordo com a entrada dos bairros no **Programa** “Ronda do Quarteirão” implantado pelo Governo do Estado do Ceará. Inicialmente, quatro bairros entraram no Programa piloto datado em 27 de novembro de 2009. Em 21 e 22 de dezembro de 2009 o Programa foi estendido para outros bairros. No cruzamento das bases de dados, 62 bairros apareceram como tratados, ou seja, estes bairros receberam de imediato o **Programa** em um destes três dias. Os outros 24 bairros receberam o **Programa** apenas em 6 de junho de 2008 e, portanto, foram considerados como grupo de controle.

Nesse sentido, foram acumuladas as taxas de roubos e as taxa de furtos do período de janeiro a maio de 2007 (antes da entrada no Programa), e do período de janeiro a maio de 2008 (pós-entrada no Programa). Dessa forma, enquanto nos cinco primeiros meses do ano de 2007 ambos os grupos ainda não estavam sofrendo a influência do **Programa**, no mesmo período de

2008 apenas o grupo de tratamento já sofria a ação do **Programa**. A compatibilidade desses períodos no que concerne aos indicadores tem por finalidade evitar qualquer tipo de “inércia criminal” bem como qualquer sazonalidade que porventura possa influenciar o mercado informal do crime (por exemplo, em algumas épocas do ano uma maior ou menor atividade econômica pode incentivar a entrada ou saída de criminosos na indústria do crime de forma que seria interessante comparar estatísticas criminais do mesmo período com base em diferenças apenas na entrada das entidades que entraram ou não no **Programa**). A figura 1 a seguir apresenta de maneira mais detalhada o organograma para a construção da variável que capta o indicador de interesse a partir da implantação do Programa.

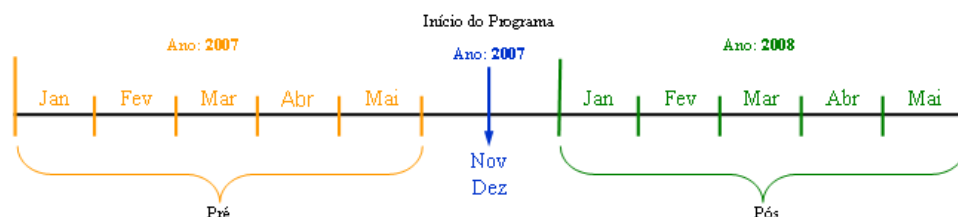


Figura 1: Cronograma de Implantação do Programa “Ronda do Quarteirão” na RMF do Estado do Ceará.

4. MODELO EMPÍRICO

A disponibilidade dos dados em forma de dois períodos permitiu como um primeiro exercício à estimação do modelo em forma de painel por efeitos fixos podendo-se assim controlar variáveis omitidas que variam entre as unidades observacionais, mas não ao longo do tempo. Com efeito, a análise de dois períodos permite uma comparação do tipo “antes e depois” quando estamos considerando variações na variável dependente e mantendo constantes os fatores não observados que diferem de um bairro para outro, mas não variam ao longo do tempo dentro do bairro.

Nesses termos, considere ϕ_i como sendo uma variável determinante da taxa de roubos e/ou da taxa de furtos de uma entidade (bairro) i qualquer que não varia ao longo do tempo (daí a supressão do subscrito t). Por exemplo, ϕ_i pode ser considerado como o mercado de drogas ilícitas que afeta a criminalidade local e se altera apenas lentamente, mas pode ser considerado constante no intervalo de 1 ano (2007-2008). Tendo em conta um vetor de variáveis explicativas construído a partir da tabela 1, e em particular a variável que determina o *efetivo policial* antes da implantação do **Programa** e depois da implantação do **Programa**, podemos escrever o modelo de regressão linear como:

$$Y_{it} = \alpha + \beta' Z_{it} + \phi_i + \varphi_{it} \quad (02)$$

onde Y representa as taxas de roubos e as taxas de furtos, Z é um conjunto de variáveis explicativas das entidades, ϕ_i é uma variável que não varia ao longo do tempo, mas varia entre as entidades e φ_{it} é um termo de erro representando os outros fatores que determinam a variável dependente variando no tempo e no espaço. Assim, a influência de ϕ_i pode ser eliminada pela *variação no indicador de interesse* entre os dois períodos analisados.

É importante também destacar que a utilização da base de dados da PDS permitiu incluir os regressores adicionais Z que possivelmente são determinantes ou afetam de alguma maneira a variável indicador de interesse. Mesmo que estas características observadas não tenham variado ao longo do período, sua inclusão tende a reduzir bastante a variância do termo de erro, que, por sua vez, tende a reduzir o desvio-padrão do coeficiente que capta o efeito do **Programa**.

Um outro modo alternativo de captar esse efeito não observado, conhecido na literatura econométrica como heterogeneidade não observada, se dá através do estimador de primeiras diferenças. De fato, considere a equação (03) abaixo:

$$\Delta Y_i = \alpha + \Delta \beta' Z_i + \Delta \phi_i \quad (03)$$

onde Δ representa a mudança de um período para o outro período. O efeito não observado ϕ_i não aparece mais tendo em conta que foi eliminado na diferenciação. Além disso, o intercepto agora representa a mudança do período “antes” para o período “depois”, assim como cada variável explicativa agora é determinada por uma diferenciação ao longo do tempo. A condição crucial aqui é que os ΔZ_i sofram alguma variação ao longo de cada entidade i (como, por exemplo, o efetivo policial variando dentro de um bairro ao longo de um período).

Por fim, o efeito causal pode ser estimado utilizando o *estimador de diferenças em diferenças* correspondente à variação média no indicador de interesse Y no grupo de tratamento no decorrer do experimento menos a variação média deste mesmo indicador no grupo de controle para o mesmo período de tempo considerado. Especificamente, tem-se:

$$DD = E(Y_1^T - Y_0^T | T_R = 1) - E(Y_1^C - Y_0^C | T_R = 0) \quad (04)$$

Na equação (04), DD corresponde ao estimador de diferenças em diferenças, $T_R = 1$ denota tratamento na presença do **Programa** em $t = 1$, conforme especificado no subscrito Y_1^T para entidade tratada e Y_1^C para entidade não tratada e $T_R = 0$ denota as entidades não tratadas.

Este estimador permite eliminar diferenças nas entidades observacionais que são anteriores ao tratamento. Assim, na condição de se ter como variável explicativa à variação no indicador de interesse, conforme aqui especificado, pode-se remover a influência de seus valores iniciais que variam sistematicamente entre tratados e não tratados. Ou seja, o estimador de diferenças em diferenças é a *diferença entre as diferenças* final e inicial entre o grupo de tratamento e o grupo de controle [Stock e Watson (2004)]. Neste estimador as diferenças entre tratados e não tratados é medida em termos de um resultado contrafactual (o que teria acontecido com as entidades que foram tratadas caso as mesmas não tivessem recebido o **Programa**).

Consideremos, então, a média da amostra do indicador de interesse dada por $\bar{Y}_{tratamento, antes}$ para as entidades do grupo de tratamento antes de receberem o Programa e a média $\bar{Y}_{tratamento, depois}$ das entidades desse mesmo par depois da ocorrência do Programa. Similarmente, as médias do indicador de interesse para o grupo de controle antes e depois da ocorrência do programa serão dadas, respectivamente, por $\bar{Y}_{controle, antes}$ e $\bar{Y}_{controle, depois}$.

Se definirmos $\Delta \bar{Y}_{tratamento}$ como a variação média do indicador de interesse para o grupo de tratamento e a variação média do indicador de interesse no grupo de controle como

$\Delta \bar{Y}_{controle}$, podemos expressar o estimador de diferenças em diferenças da seguinte forma:

$$\hat{\beta}_{difs-em-dif} = \Delta \bar{Y}_{tratamento} - \Delta \bar{Y}_{controle} \quad (05)$$

De forma alternativa, considere ΔY_i como a variação no valor do indicador de interesse para a entidade i após o Programa menos o valor do indicador de interesse para a mesma entidade antes do Programa. Além disso, X representa uma variável de tratamento binária atribuída

aleatoriamente, ou, pelo menos, que atenda algumas condições a serem explicitadas a seguir. Neste sentido, o estimador de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) será dado pela diferença entre as médias ΔY_i dos grupos tratamento e controle através do coeficiente β , onde β é o estimador de diferenças em diferenças da equação anterior expresso alternativamente como:

$$\Delta Y_i = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (06)$$

É importante ressaltar que a implantação de programas desse espectro não são totalmente atribuídos aleatoriamente haja vista envolverem diversos aspectos de cunho moral e ético por parte das autoridades que o conceberam (mesmo para um projeto piloto, haveria uma série de complicações para seguir um protocolo de implantação como esse).

Em termos econométricos, a forma de dirimir esse problema seria através de uma hipótese mais fraca, conhecida na literatura como independência da média condicional. Neste caso, o tratamento submetido por algumas entidades é atribuído de modo condicionalmente aleatório, dadas as demais características das entidades; logo, o tratamento é atribuído aleatoriamente, mas a probabilidade de que alguma entidade seja inserida neste tratamento depende das características observadas de todas as entidades⁴.

A partir desta restrição, foi feito um teste de aleatoriedade verificando se a variável aleatorizada depende efetivamente de quaisquer características individuais observáveis. Neste procedimento, pode-se testificar se a variável explicativa que capta o efeito do programa não estará correlacionada com nenhuma das características observadas e não observadas sendo, portanto, “limpa” de qualquer outro efeito (média condicional do erro igual à zero expressa em termos de $E(\varepsilon_i | \text{tratamento ; outros controles}) = 0$).

Na tabela 2 a seguir são apresentadas as estimações para os três diferentes modelos descritos e para os dois indicadores de interesse perfazendo um total de seis modelos estimados. O teste de aleatoriedade também é especificado.

⁴ Por exemplo, se o Programa tiver dividido a cidade em bairros ricos e bairros pobres e dentro de cada um desses dois grupos seus membros foram atribuídos de maneira aleatória, a média do erro será igual para os bairros ricos do grupo de tratamento e do grupo de controle, assim como também será igual a zero para os bairros pobres do grupo tratado e dos não tratados.

Tabela 2 - Estimções - Taxa de Roubos e Taxa de Furtos

Variável Dependente: <i>ln</i> Taxa de Roubos				Variável Dependente: <i>ln</i> Taxa de Furtos			
Modelos				Modelos			
Controles	Estimador de Diferenças em Diferenças	Primeira Diferença	Painel Efeitos Fixos	Controles	Estimador de Diferenças em Diferenças	Primeira Diferença	Painel Efeitos Fixos
<i>tratamento</i>	-0.57** (0.28)	-	-	<i>tratamento</i>	-0.23 (0.34)	-	-
<i>pm</i>	-	-0.10** (0.05)	0.01 (0.01)	<i>pm</i>	-	-0.02 (0.04)	0.01* (0.01)
<i>rfpc</i>	-0.0074 (0.0055)	0.0030 (0.0041)	0.0055* (0.0018)	<i>rfpc</i>	0.0068 (0.0054)	-0.0020 (0.0043)	0.0037* (0.0017)
<i>desemp</i>	-32.39** (11.32)	15.24 (9.91)	-4.66** (2.54)	<i>desemp</i>	-26.39*** (17.15)	12.34 (10.86)	-0.36 (2.38)
<i>educ</i>	3.47 (2.79)	-0.11 (1.07)	-0.78 (0.56)	<i>educ</i>	-3.22 (2.74)	-0.61 (1.31)	-0.46 (0.52)
<i>chefem</i>	5.52 (7.70)	-2.90 (4.09)	1.42 (1.23)	<i>chefem</i>	-5.93 (9.40)	-3.35 (5.50)	-0.01 (1.16)
<i>jovemrisco</i>	61.25** (23.61)	-43.02** (23.51)	2.19 (4.82)	<i>jovemrisco</i>	47.80*** (27.24)	-20.34 (18.89)	-4.44 (4.51)
<i>idh</i>	1.09 (2.22)	-	-	<i>idh</i>	1.44 (1.61)	-	-
<i>dens</i>	-	-	-	<i>dens</i>	0.000019 (0.000029)	-	-
<i>cte</i>	2.25** (1.11)	3.00* (0.98)	3.20* (0.33)	<i>cte</i>	1.82 (1.13)	2.27*** (1.24)	2.58* (0.31)
R ²	0.1498	0.0336	0.2907	R ²	0.1112	0.0415	0.2485
Prob > F	0.1035	0.1884	0.0076	Prob > F	0.5896	0.7718	0.0241
Estimador de Diferenças em Diferenças (Teste de Aleatoriedade)							
LR Qui-Quadrado	9.91						
p-valor	0.1938						

Fonte: Elaboração Própria.

Nota: Os erros padrão são robustos a heterocedasticidade; desvios padrões robustos entre parênteses; ***, ** e * denotam, respectivamente, significância de 10%, 5% e 1%.

Como pode ser observado nos dados da tabela 2 nem todas as variáveis explicativas que captam o efeito do **Programa** foram significativas. Algumas delas, inclusive, quando significantes, apresentaram sinal não esperado. No caso do R² baixo trata-se de um resultado comum nos modelos que tentam prever comportamento individual dentro das ciências sociais [Wooldridge (2002)]. Vejamos, então, algumas explicações possíveis para estes resultados.

Em primeiro lugar, é preciso observar as diferenças de resultados para os modelos envolvendo taxa de roubos e taxa de furtos em termos de magnitude e significância. Se

conjugarmos elementos do modelo de comportamento criminal a elementos jurídicos, é possível encontrar razões para as diferenças. Com efeito, enquanto que *no roubo* o agente criminoso inflige violência, grave ameaça ou reduz à impossibilidade de resistência da vítima, no crime de *furto* nenhuma destas condutas ocorrem. Apesar de ambos os crimes serem *contra o patrimônio*, no primeiro a violência se direciona a uma pessoa e no segundo a violência é praticada contra algo de forma que o roubo além de atingir o patrimônio atinge-se também a integridade física de uma vítima. Sendo assim, é razoável supor que a presença policial limite mais à prática de roubos do que de furtos até mesmo porque o simples furto pode se dá apenas pelo descuido da vítima.

Considerando o modelo de efeitos fixos, observa-se que o sinal da variável que capta o efeito do **Programa** é positivo e significativo para o caso da taxa de furtos. Assim, de acordo com os resultados, as entidades que sofreram tratamento do Programa tiveram um aumento de 1% nas taxas de furtos. É preciso cautela ao interpretar esse resultado. De fato, não se deve excluir aqui a endogeneidade que os efeitos dissuasórios do efetivo policial porventura venha a ocasionar resultando no efeito de causalidade reversa. Ou seja, a causalidade que deveria ir do efetivo policial para as taxas de criminalidade também vai das taxas de criminalidade para o efetivo policial. Se for esse o caso, a causalidade vai para trás (das taxas de criminalidade para o efetivo policial), e para frente (do efetivo policial para as taxas de criminalidade), isto é, há causalidade simultânea. Se ela existe, uma regressão por MQO capta ambos os efeitos resultando em um estimador viesado e inconsistente [Stock e Watson (2004); Khandker, Koolwal, Samad (2010)]. Portanto, mesmo que o estimador de efeitos fixos tenha sido significativo e com sinal positivo é provável que ele seja inconsistente.

Outra hipótese aqui levantada como consequência deste resultado nos remete a questão do sub-registro de crimes contra a propriedade. Com efeito, no modelo de efeitos fixos supomos que as variáveis não observadas não variam ao longo do tempo e, portanto, quaisquer variações nas taxas de furtos devem ser consequência de outras influências que não estas características fixas. Assim, é pertinente lembrar que os registros deste tipo de crime são reportados pela própria vítima sendo, portanto, influenciados pela percepção que as pessoas venham a ter da justiça [ver Santos e Kassouf (2008a)]. Se for esse o caso, existe a possibilidade destes fatores terem variado ao longo do período e como não estão explicitamente no modelo, sem nenhum controle adicional que possam considerá-los, haverá um viés de omissão de variável resultando novamente na inconsistência do estimador, mesmo em amostras muito grandes. É importante ter essa concepção em aberto já que o registro criminal pode se dá pelo simples fato de as pessoas confiarem mais nas organizações policiais aumentando, como consequência, a probabilidade de o crime ser reportado às estas autoridades.

Grosso modo, o termo de intercepto revela algo interessante. Em todos os seis modelos estimados ele se mostra significativo e com sinal positivo (nos modelos das taxas de furtos para o estimador de diferenças em diferenças ele é marginalmente significativo a 10% e no modelo de primeira diferença ele é a única variável significativa). Neste último caso, por exemplo, poderíamos inferir o seguinte: mesmo com uma variação zero de todas as variáveis explicativas, como no caso do efetivo policial, $\Delta pm = 0$, ainda sim espera-se um aumento na taxa de furtos de 227% no período. Essa argumentação nos permite afirmar um aumento secular nas taxas de criminalidade entre os primeiros cinco meses de 2007 e os primeiros cinco meses de 2008 na RMF do Ceará mesmo que o efetivo policial tenha se mantido o mesmo, ou não tenha havido qualquer variação dos demais controles.

Por fim, resta a pergunta: será que polícia reduz crime? De acordo com os modelos estimados, principalmente no caso dos roubos, essa é uma afirmação válida. No caso do modelo

de diferenças em diferenças da taxa de roubos, se considerarmos dois bairros com mesma renda média, mesma taxa de desemprego, mesmo nível de desigualdade, níveis de escolaridade semelhantes e que ainda tenham a mesma proporção de jovens de 15 a 24 anos que não trabalham e não estudam, então o aumento recente do efetivo policial no bairro que recebeu o **Programa** apresentou um valor esperado menor de -0,57 na taxa de roubos, que se traduz em uma redução de 57% nas taxas de roubos.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve como objetivo jogar luz sobre os determinantes empíricos da criminalidade dentro do enfoque da teoria econômica do crime de escolha racional. Neste aspecto, procurou-se conjugar variáveis de cunho sócio-econômico das bases de dados existentes com as variáveis dos modelos teóricos que foram desenvolvidas a partir do trabalho seminal de Gary Becker em 1968.

Particularmente, investigamos se o aumento do efetivo policial tende a inibir crimes contra o patrimônio e contra a propriedade mensurando estes em termos de taxas de roubos e taxa de furtos. Dentro do arcabouço do modelo econômico do crime, partiu-se da hipótese de que uma maior quantidade de policiais tende a inibir a ação de potenciais criminosos na medida em que reduz os benefícios e aumenta os custos da atividade criminal.

Os resultados empíricos nos remetem a pelo menos dois fatores importantes em termos políticas públicas. Um deles é o possível “efeito inércia” criminal: mesmo o patrulhamento e os fatores sócio-econômicos mantendo-se constantes, existe uma tendência de exacerbação do ato criminal na área analisada. Além disso, pode-se sustentar a hipótese do chamado efeito *deterrence* ao ratificar que o aumento do efetivo policial nas ruas altera os incentivos dos criminosos. De certo modo, pode-se fazer alusão aquele ditado de que o crime não compensa, pelo quando há a presença da força policial nas ruas.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BECKER, G. Crime and Punishment: An Economic Approach. **Journal of Political Economy**, v.76, n.2, p.169-217, mar.-apr., 1968.

CARDOSO, E. **Mosaico da Economia**. (In) Confidências sobre a Atualidade Brasileira. Editora Saraiva, 2010.

CANO, I.; SANTO, N. **Violência Letal, Renda e Desigualdade no Brasil**. Fórum de Debate, Rio de Janeiro: IPEA; CESEC, 2000.

CERQUEIRA, D.; LOBÃO, W. **Determinantes da Criminalidade**: Uma Resenha dos Modelos Teóricos e Resultados Empíricos. Rio de Janeiro: IPEA, jun. 2003a. (Texto para Discussão, 956).

CERQUEIRA, D.; LOBÃO, W. **Criminalidade: Social Versus Polícia**. Rio de Janeiro: IPEA, jun. 2003a. (Texto para Discussão, 958).

DI TELLA, R.; SHARGRODSKY, E. Do Police Reduce Crime? Estimates Using the Allocation of Police Forces After a Terrorist Attack. **American Economic Review**, v.94, n.1, p.115-133, mar., 2004.

EHRlich, I. Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation. **Journal of Political Economy**, v.81, n.3, p.521-565, may.-jun., 1963.

FAJNZYLBER, P.; ARAUJO, JR. Violência e Criminalidade. In: MENEZES-FILHO, N.; LISBOA, M. (ORG). **Microeconomia e Sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: EPGE-FGV, 2001b.

FAJNZYLBER, P.; LEDERMAN, D.; LOAYZA, N. **Determinants of Crime Rates in Latin America and the World**. The World Bank, 1998.

FRANK, R. H. **O Naturalista da Economia**. Rio de Janeiro: Best Business, 2009.

GLAESER, E.; SACERDOTE, B. Why is There More Crimes in Cities. **Journal of Political Economy**, v.107, n.6, p.225-258, 1999.

KHANDKER, S. R.; KOOLWAL, G. B.; SAMAD, H. A. **Handbook on Impact Evaluation**. Quantitative Methods and Practices. The World Bank, 2010.

LEVITT, S. D. Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime. **American Economic Review**, v.87, n.3, p.270-290, 1997.

LEMOS, A. A. M.; SANTOS FILHO, E. P.; JORGE, M. A. Um Modelo para Análise Socioeconômica no Município de Aracaju. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v.35, n.3, p.569-594, jul-set., 2005.

LEVITT, S. D. Juvenile Crime and Punishment. **Journal of Political Economy**, v.106, n.2, p.1156-1185, 1998.

LOBO, L. F.; FERNANDEZ, J. C. A Criminalidade na Região Metropolitana de Salvador. **Anais**, XXXI Encontro Nacional de Economia, Porto Seguro, 2003.

LUCAS, R. E. On the Mechanics of Economic Development. **Journal of Monetary Economics**, v.22, n.1, p.3-42, jul., 1998.

MENDONÇA, M. J. C.; LOUREIRO P. R. A.; SACHSIDA, A. **Criminalidade e Desigualdade Social no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, jul. 2003a. (Texto para Discussão, 967).

MENDONÇA, M. J. C.; LOUREIRO P. R. A.; SACHSIDA, A. **Criminalidade e Interação Social**. Rio de Janeiro: IPEA, jul. 2003b. (Texto para Discussão, 968).

OLIVEIRA, C. A. Criminalidade e o Tamanho das Cidades Brasileiras: m Enfoque da Economia do Crime. **Anais**, Encontro Nacional de Economia, 33, Natal, 2005.

PSACHAROPOULOS, G.; PATRINOS, H. A. **Returns to Investment in Education: a Further Update**. World Bank Policy Research Working Paper 2.881, 2002.

PEREIRA, R.; CARRERA-FERANDEZ, J. A Criminalidade na Região Policial da Grande São Paulo sob a Ótica da Economia do Crime. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza v.31 n.especial, p.898-918, novembro. 2000.

RESENDE, J. P. **Crime Social, Castigo Social: O Efeito da Desigualdade de Renda Sobre as Taxas de Criminalidade nos Grandes Municípios Brasileiros**. Dissertação de Mestrado, CEDEPLAR-UFGM, 2007.

ROMER, P. Increasing Returns and Long-Run Growth. **Journal of Political Economy**, v.94, n.5, p.1002-1037, oct., 1986.

SANTOS, M. J. Dinâmica Temporal da Criminalidade: Mais Evidências Sobre o “Efeito Inércia” nas Taxas de Crimes Letais nos Estados Brasileiros. **Economia**, Brasília, v.10, p.169-194, jan-abril, 2009.

SANTOS, M. J.; KASSOUF, A. L. Uma Investigação Econômica da Influência do Mercado de Drogas Ilícitas sobre a Criminalidade Brasileira. **Economia**, Brasília, v.8, p.187-210, maio-ago, 2007.

SANTOS, M. J.; KASSOUF, A. L. Existe Explicação Econômica para o Sub-Registro de Crimes Contra a Propriedade? **Economia Aplicada**, São Paulo, v.12, n.1, p.5-27, jan-mar., 2008.

SANTOS, M. J.; KASSOUF, A. L. Estudos Econômicos das Causas da Criminalidade o Brasil: Evidências e Controvérsias. **Economia**, Brasília, v.9, p.343-372, maio-ago, 2008.

SANTOS, M. J. Dinâmica Temporal da Criminalidade: Mais Evidências Sobre o “Efeito Inércia” nas Taxas de Crimes Letais nos Estados Brasileiros. **Economia**, Brasília, v.10, p.169-194, jan.-abr., 2009.

STOCK, H. J.; WATSON, W. M. **Econometria**. Pearson, Addison Wesley, 2004.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. The MIT Press, Cambridge, MA, 2002.