

See discussions, stats, and author profiles for this publication at: <https://www.researchgate.net/publication/237698375>

A Criminalidade na Região Policial da Grande São Paulo sob a Ótica da Economia do Crime A Criminalidade na Região Policial da Grande São Paulo sob a Ótica da Economia do Crime Docu...

Article

CITATIONS

30

READS

479

2 authors, including:



Rogerio Pereira

Universidade Estadual da Bahia

4 PUBLICATIONS 47 CITATIONS

SEE PROFILE

Some of the authors of this publication are also working on these related projects:



Manejo dos solos no semiárido brasileiro [View project](#)

**FÓRUM BANCO DO NORDESTE DE DESENVOLVIMENTO
V ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC**

ÁREA II

TEORIA ECONÔMICA E MÉTODOS QUANTITATIVOS

**A CRIMINALIDADE NA REGIÃO POLICIAL DA
GRANDE SÃO PAULO SOB A ÓTICA DA ECONOMIA
DO CRIME**

Rogério Pereira

Coordenador do Curso de Economia da Faculdade de Tecnologia e Ciências (FTC/Feira) e
Mestrando do Curso de Mestrado em Economia da Universidade Federal da Bahia

Rua Felinto Marques Cerqueira, 952
Capuchinhos, Feira de Santana
(75) 623-3805

rogeriomontaner@hotmail.com

José Carrera Fernandez

Professor do Curso de Mestrado em Economia da Universidade Federal da Bahia e PhD*
pela The University of Chicago

Praça 13 de Maio, 6 – Piedade
40.070-010, Salvador – BA
(71) 329-4522, R. 215

carrera@ufba.br

A CRIMINALIDADE NA REGIÃO POLICIAL DA GRANDE SÃO PAULO SOB A ÓTICA DA ECONOMIA DO CRIME

Rogério Pereira
José Carrera Fernandez

RESUMO

Este trabalho trata a questão da criminalidade na Região Policial da Grande São Paulo (RPGSP), tomando como referência o agregado de ocorrências policiais registradas bem como a modalidades específica de furto e roubo de veículos. Tentando entender um pouco mais a respeito do fenômeno da criminalidade nessa importante região, este trabalho modelou uma curva de oferta de atividades criminosas, tomando-se como referencial teórico os modelos de alocação ótima do tempo no escopo da economia do crime. Em seguida, fazendo-se uso dos modelos de co-integração e do mecanismo de correção de erros, ajustou-se curvas de oferta para as modalidades de crimes agregados e furto e roubo de veículos. Os resultados econométricos mostraram que o aumento dos índices de desemprego e de concentração de renda, a redução do rendimento médio do trabalho e a deterioração das performances da polícia e da justiça explicam o crescimento da atividade criminosa nessa região, tanto para os crimes agregados quanto aquele específico de furto e roubo de veículos.

PALAVRAS CHAVES

Economia do Crime, Crime, Criminalidade

***ABSTRACT**

This paper approaches the question of criminality in the Police Region of the Great São Paulo (PRGSP) taking as reference the aggregate of crime (all indictable offences) known to the police as well as the specific modality of theft and robbery of vehicles. Trying to understand a little bit more about the phenomena of criminality in that important region, this paper modeled an offer curve of criminal activities, taking as a theoretical framework the models of optimal allocation of time in the economics of crime. Next, making use of cointegration models and a mechanism of error correction, offer curves of both the aggregate of crimes and theft and robbery of vehicles were adjusted. The econometric results showed that increases of unemployment and income concentration indexes, reduction of the average earnings of labor, and a change for the worse of the efficiency of police and justice explain the evolution of criminal activities in that region, both the aggregate of crime and theft and robbery of vehicles.

KEY WORDS

Economics of Crime, Crime, Criminality

1. INTRODUÇÃO

O crescimento sistemático da criminalidade na região da grande São Paulo, constatado através do aumento no número de crimes lucrativos nessa região, é um dos fenômenos sociais que mais tem chamado a atenção dos estudiosos e da sociedade de modo geral nos últimos anos¹. Nunca se imaginou que a grande quantidade de registros de ocorrências policiais nessa modalidade de crime pudesse gerar tanta polêmica a respeito da melhor forma de atacar esse grave problema social que aflige os paulistanos. Obviamente que esse aumento acentuado da criminalidade não é “privilégio” apenas de São Paulo, mas é uma característica das grandes metrópoles em quase todos os países². No entanto, é consenso entre os estudiosos que o aumento da criminalidade na grande São Paulo tem atingido proporções preocupantes, até mesmo quando comparadas à outras regiões do mundo.

Uma completa gama de atividades criminosas, tais como assaltos, furtos e roubos de veículo, roubos a banco, extorsões por meio de seqüestro, tráfico de drogas, guerras por pontos de venda de droga, acertos de contas do tráfico, contrabando de armas, corrupção e escândalos na administração pública, artistas e personalidades públicas envolvidas com crimes e drogas, todas envolvendo grande quantidade de capital e muitas vezes com extrema violência, cada vez mais fazem parte do cotidiano dos paulistanos.

A taxa de crescimento anual no número de ocorrências policiais registradas para crimes lucrativos na Região Policial da Grande São Paulo (RPGSP) supera os 10%, sendo que para a modalidade de crime de seqüestro, os registros apresentaram um crescimento ainda maior. O número de ocorrências policiais associadas a crimes lucrativos na RPGSP ultrapassou a marca dos 400 mil registros anuais, sendo que 70% desse total ocorre no próprio município de São Paulo, onde a modalidade de crime de maior incidência é a de furto e roubo de veículos, com aproximadamente 73% do total de ocorrências policiais.

É importante ressaltar que o avanço acentuado da criminalidade impede o desenvolvimento normal das atividades econômicas legais, não apenas pelo volume de recursos econômicos roubados ou gastos em segurança pública e privada, mas principalmente pela redução da eficiência do setor legal da economia e da própria migração de recursos e agentes para a atividade econômica ilegal, os quais poderiam estar sendo utilizados no setor legal da economia, com ganhos para toda a sociedade.

O crescimento da criminalidade tem atraído a atenção de muitos estudiosos que, no afã de resolver esse grave problema social, buscam soluções pragmáticas. A

¹ Crimes lucrativos são todos os crimes contra a propriedade (ou patrimônio), por exemplo, roubo, assalto, arrombamento, latrocínio, seqüestro, sonegação etc., assim como a produção, comercialização e o porte de bens ilegais, tais como narcóticos, produtos fruto de roubos, armas, jogos de azar e prostituição, dentre outros; enquanto que crimes não lucrativos são todos os ilícitos que não estão incluídos nesse grupo (Carrera-Fernandez, 1998).

² Institutos especializados em estatísticas criminais, tais como a Central Intelligence Agency (CIA), a Agência Central de Informações do Governo Americano, e o Federal Bureau of Investigation (FBI), o Escritório Federal de Investigação do Departamento de Justiça Americano, acreditam que o total de crimes lucrativos registrados nos Estados Unidos da América ultrapassaram a casa dos 13 milhões de ocorrências e o valor das propriedades roubadas a casa dos US\$15 bilhões de dólares. A perda total gerada pela atividade do crime nos EUA supera hoje os US\$17 bilhões de dólares, representando 0,7% do PIB americano.

maioria dos estudos nessa área tem buscado, via de regra, vislumbrar quais são as principais causas do avanço da criminalidade e como seria possível melhorar o nível de segurança pública de forma a reduzir o número de crimes. Em outras palavras, as prescrições apresentadas nesses estudos visam, via de regra, represar as pressões sociais, estabelecendo soluções de curto prazo que combatem os sintomas e, portanto, apresentam efeitos temporários, sem atacar as causas que levam os indivíduos à criminalidade. Orientando-se por esses estudos, as políticas públicas têm buscado incentivar o número de prisões e condenações, sem que haja uma preocupação explícita em atacar as verdadeiras causas sócio-econômicas que levam os indivíduos a migrarem para o setor do crime.

Uma pequena corrente de economistas (de origem marxista) acredita que o aumento da criminalidade, principalmente aquela vinculada à ocorrência de crimes lucrativos, está relacionado às características do processo capitalista e é o resultado direto das alterações do comportamento empresarial no período pós industrial (Fukuyama, 1999). Outra corrente mais ampla acredita que o aumento da criminalidade está associado a problemas estruturais e conjunturais. Sem dúvida que altos índices de desemprego e concentração de renda, baixo nível de escolaridade e renda, para citar alguns, podem evidentemente agravar esse problema. No entanto, o descaso por parte dos governos estaduais com as atividades típicas de Estado, tais como policiamento e principalmente a justiça, tem contribuído enormemente para esse vertiginoso crescimento da criminalidade na quase totalidade das cidades brasileiras.

Uma importante corrente de pensamento da economia do crime reconhece que a prática de crimes lucrativos é uma atividade ou setor da economia, como qualquer outra atividade econômica tradicional. E o criminoso é um verdadeiro empresário, no sentido lato da palavra, que mobiliza recursos produtivos, assume riscos e objetiva lucros nesse setor ilegal da economia. Nesse sentido, a atitude dos indivíduos empresários do crime depende fundamentalmente da probabilidade de sucesso nessa atividade arriscada, a qual está relacionada a uma série de variáveis sócio-econômicas, dentre elas a eficiência da polícia e da justiça.

A literatura econômica existente sobre o crime permite que se classifique os modelos econômicos do crime em quatro grandes grupos distintos. No primeiro encontram-se os modelos de alocação ótima do tempo, os quais admitem que o indivíduo escolhe aplicar parte do seu tempo na atividade criminal em função da sua utilidade esperada. Dessa forma, a função de utilidade esperada do criminoso depende dos ganhos nas atividades legal e ilegal (Becker, 1968). No segundo grupo encontram-se os modelos de portfólio, os quais modelam as decisões dos indivíduos em participar do crime através da escolha de quanto de sua riqueza o indivíduo deve alocar no mercado legal e ilegal, através do envolvimento no crime, atividade arriscada (Sandmo, 1972 apud Carrera-Fernandez, 1997). No terceiro grupo estão os modelos comportamentais, fundamentados em interações sociais, que tentam explicar a atividade criminal através do relacionamento social dos subgrupos, transmitindo informações e incentivando a atividade criminal (Glaeser, Sacerdote e Scheinkman, 1996). Finalmente, no último grupo estão os modelos de migração, os quais estabelecem que os indivíduos avaliam as oportunidades disponíveis no setor legal e ilegal e migram para a atividade criminal se os ganhos esperados superarem os custos de migração, os quais incluem os custos pecuniários e não-pecuniários (Carrera-Fernandez, 1999).

O principal objetivo deste trabalho é conhecer um pouco mais o fenômeno da criminalidade na Região Policial da Grande São Paulo (RPGSP), analisando sob o ponto de vista sócio-econômico a evolução do crime nessa importante e mais rica região brasileira. A análise está fundamentada em modelos teórico-econométricos capazes de avaliar a importância de certas variáveis na explicação do fenômeno da criminalidade. Estima-se uma função de “oferta de crimes”, gerada por qualquer um desses grupos de modelos que compõem a economia do crime. Aplicam-se testes econométricos criteriosos às séries de dados, utilizando-se as técnicas de Engle e Granger (1986) para modelos co-integrados.

Além dessa introdução, este trabalho está composto de mais quatro seções. Na segunda seção apresenta-se uma análise da criminalidade com base no quadro de ocorrências policiais registradas no triênio 1995-97 na RPGSP, comparando-a com outras dez cidades americanas. A seção seguinte contém o instrumental teórico da curva de oferta de crimes, resultante dos modelos de alocação ótima do tempo da economia do crime, que serve para nortear os estudos empíricos. Na quarta seção apresentam-se os modelos de co-integração e do mecanismo de correção de erros e estimam-se as funções de oferta de crimes agregados e de furto e roubo de veículos nessa região. Finalmente, a quinta seção contém as considerações finais e conclusões desse trabalho, esperando que o mesmo possa servir de suporte para outros estudos futuros.

2. A CRIMINALIDADE NA REGIÃO POLICIAL DA GRANDE SÃO PAULO: 1995/97

Uma análise das ocorrências policiais registradas na RPGSP, no triênio 1995-97, permite observar que houve um número bastante expressivo dessas atividades criminosas nesse período. O número de casos policiais registrados em 1997 atingiu a significativa marca de 792.157 ocorrências. Desse número, 422.991 ocorrências são relativas a crimes lucrativos, o que representa mais de 53% do total de casos. Esse percentual também corresponde à média dos casos de crimes lucrativos no triênio 1995-97. Desse total de crimes lucrativos, o crime contra o patrimônio foi a modalidade que mais se destacou, em termos de ocorrências policiais.

A TABELA 2.1 mostra o número de ocorrências policiais de crimes lucrativos e não lucrativos registradas no triênio 1995-97. As duas últimas colunas dessa tabela contêm as taxas de variação anual das ocorrências nas várias modalidades de crimes nesse período. Pode-se constatar através de uma inspeção dessa tabela que houve um aumento no número de ocorrências policiais durante esse período, com maior ênfase no biênio 1996-97. Enquanto que a taxa de crescimento do número de ocorrências policiais no biênio 1995-96 foi de 2,1%, essa taxa foi de 10,8% no biênio 1996-97.

Uma análise da TABELA 2.1 permite observar que os crimes lucrativos tiveram uma taxa de crescimento constante nesses dois biênios considerados, acima dos 8% ao ano. Dentre as várias modalidades de crime lucrativos, a extorsão mediante seqüestro foi aquela que apresentou a maior taxa de crescimento. Embora não tivesse apresentado uma variação positiva no biênio 1995-96, o crime de extorsão mediante seqüestro apresentou o maior crescimento no biênio 1996-97, com uma taxa de mais de 60%.

TABELA 2.1: OCORRÊNCIAS POLICIAIS E PORCENTAGEM DE CRESCIMENTO, SEGUNDO A NATUREZA DO CRIME REGIÃO POLICIAL DA GRANDE SÃO PAULO 1995-97

Natureza do Crime	Ocorrências Policiais				
	1995	1996	1997*	%95/96	%96/97
TOTAL	700.222	714.952	792.157	2,104	10,799
CRIMES NÃO LUCRATIVOS	341.053	327.370	391.276	-4,012	19,521
CRIMES LUCRATIVOS	361.187	390.147	422.991	8,018	8,418
Crimes Contra o Patrimônio	341.962	370.893	400.881	8,460	8,085
Roubo Consumado	73.977	87.451	106.506	18,214	21,789
Roubo Tentado	3.155	3.463	3.690	9,762	6,555
Roubo de Veículo Consumado	30.005	40.934	44.769	36,424	9,369
Roubo de Veículo Tentado	352	285	307	-19,034	7,719
Roubo Seguido de Morte (Latrocínio)	319	390	307	22,257	-21,282
Extorsão Mediante Seqüestro	63	61	98	-3,175	60,656
Extorsão outras	288	339	294	17,708	-13,274
Furto consumado	94.587	95.017	109.661	0,455	15,412
Furto tentado	3.644	3.007	3.234	-17,481	7,549
Furto de veículo consumado	58.931	69.815	61.470	18,469	-11,953
Furto de veículo tentado	439	302	280	-31,207	-7,285
Furto Qualificado consumado	28.152	24.524	21.335	-12,887	-13,004
Furto Qualificado tentado	765	544	605	-28,889	11,213
Receptação	3.181	3.572	4.505	12,292	26,120
Apropriação indébita	4.014	3.494	3.917	-12,955	12,106
Dano material	16.879	14.678	15.037	-13,040	2,446
Estelionato	16.492	16.627	18.720	0,819	12,588
Fraude diversas	658	406	476	-38,298	17,241
Outros crimes contra o patrimônio	6.061	5.984	5.670	-1,270	-5,247
Crime contra os costumes	5.941	5.409	5.490	-8,955	1,498
Corrupção de menores	156	140	140	-10,256	0,000
Rapto	269	252	243	-6,320	-3,571
Incentivo à prostituição	57	107	105	87,719	-1,869
Crimes contra a fé pública	2.133	2.726	3.007	27,801	10,308
Moeda falsa	317	891	577	181,073	-35,241
Falsidade de títulos e documentos	417	422	596	1,199	41,232
Outras falsidades	220	163	250	-25,909	53,374
Uso de documento falso	691	719	861	4,052	19,750
Falsa identidade	166	174	217	4,819	24,713
Outros crimes contra a fé Pública	322	357	506	10,870	41,737
Crimes contra a Administração Pública	6.472	6.137	7.770	-5,176	26,609
Peculato	32	24	24	-25,000	0,000
Corrupção	63	71	82	12,698	15,493
Contrabando ou descaminho	55	22	29	-60,000	31,818
Crimes diversos	115	161	255	40,000	58,385
Crimes contra a incolumidade Pública	4.679	4.982	5.873	6,476	17,884
Tráfico de entorpecentes	1.804	2.027	2.224	12,361	9,719
Uso de entorpecentes	1.743	1.674	2.256	-3,959	34,767

Fonte: Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados – SEADE (www.seade.gov.br). (*) Dados preliminares.

Nota: Com a aprovação da Lei 9.099 de 26/11/1995, as ocorrências policiais referentes a crimes e contravenções penais, passíveis de pena de reclusão de até um ano, são remetidas ao Poder Judiciário através de "Termos Circunstanciados", não sendo necessária a instalação de Inquérito Policial. Deste modo, a partir de Janeiro de 1996, as ocorrências policiais passam a ser compostas pela soma dos boletins de ocorrências policiais e termos circunstanciados.

A TABELA 2.2 compara o número de ocorrências policiais no município de São Paulo com outras dez importantes cidades norte americanas, tomando-se a população urbana de cada uma dessas regiões como referência para a análise. Uma inspeção dessa tabela permite concluir que São Paulo e Nova York, as cidades mais populosas dessa relação, foram aquelas que apresentaram, em termos absolutos, o maior número de ocorrências policiais registradas. Os dados parecem sugerir que, quando comparada a áreas de baixa densidade populacional, as áreas de alta densidade populacional são mais propícias às práticas criminosas³.

³ A esse respeito ver, por exemplo, Glaeser, Sacerdote e Scheinkman (1996).

Embora São Paulo e Nova York sejam as cidades que, em números absolutos, liderem o ranking das maiores ocorrências policiais, os índices de criminalidade (em números relativos, ou seja, ocorrências policiais por 10.000 habitantes) parecem revelar uma outra face da realidade paulistana. Ao se examinar os índices de criminalidade contidos na TABELA 2.2, pode-se observar que o município de São Paulo não se encontra entre os primeiros colocados. Ao contrário, quando comparada com outros distritos norte americanos, a cidade de São Paulo é uma das que apresentam índices de criminalidade mais baixos. Uma análise dessa tabela revela que Detroit e Miami, embora não sejam as cidades com maior densidade populacional, são as cidades que apresentaram os maiores índices de ocorrências de furto e roubos de veículos desse grupo de cidades analisadas. Ao se analisar os índices de ocorrência de roubos percebe-se que Detroit cai no ranking das maiores, mas Miami chega a ocupar o primeiro lugar nesse ranking. De fato, essas cidades são aquelas que apresentam as menores populações. Essa evidência acaba de vez com a idéia de que cidades mais populosas são aquelas mais propícias à ocorrência de crimes.

Portanto, os índices de criminalidade revelam que a ocorrência de crimes não está simplesmente e diretamente correlacionada à população de cada região. Outros fatores sócio-econômicos, inerentes às cidades, são também responsáveis pelo comportamento criminoso dos indivíduos. Contudo, não se pode aceitar a hipótese de que não existam distorções na realidade paulistana comparada com a realidade americana. A razão é que no Brasil, e particularmente no Estado de São Paulo, os institutos de estatísticas criminais sofrem pressões políticas, maquiando ou omitindo informações policiais, que poderiam comprometer a imagem do governo frente a sociedade. Esse fato, seguramente, não acontece nos EUA, onde há uma maior transparência na administração pública e a sociedade é mais participativa. Além do mais, o próprio descrédito que a sociedade brasileira deposita nas suas polícias permite que um grande número de ocorrências policiais, que em outros países seriam prontamente contabilizadas, não sejam registradas.

TABELA 2. 2: INCIDÊNCIA DE FURTO E ROUBO DE VEÍCULOS E DE ROUBOS EM SÃO PAULO E MAIS DEZ CIDADES AMERICANAS EM 1995

Município	População	F.R.Veíc	Índice*	Roubo	Índice*
Detroit	1.024.509	29.273	285,73	10.076	98,35
Miami	387.590	8.832	227,87	5.676	146,44
Atlanta	419.704	8.352	199,00	5.260	125,33
Washington	562.111	10.229	181,97	7.770	138,23
Dallas	1.083.120	16.882	155,86	5.899	54,46
Los Angeles	3.575.623	46.212	129,24	29.134	81,48
Chicago	2.816.057	36.197	128,54	30.086	106,84
São Francisco	746.795	8.287	110,97	6.464	86,56
Nova York	7.325.207	73.242	99,99	59.629	81,40
Jacksonville	699.512	5.736	82,00	2.920	41,74
São Paulo	9.772.886	70.352	71,99	52.987	54,22

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da Secretaria de Segurança Pública de Estado de São Paulo.

* Índice de criminalidade por 10.000 habitantes.

3. A FUNÇÃO DE OFERTA DE ATIVIDADES CRIMINOSAS

A teoria econômica do crime experimentou grandes avanços nos últimos anos, proporcionado pelo surgimento de um grande número de modelos, todos ocupando-se em explicar, sob o ponto de vista econômico, o fenômeno da criminalidade. Um importante ramo da economia do crime postula que o indivíduo escolhe quanto do seu tempo ele

deverá alocar a uma atividade econômica, legal ou ilegal, maximizando sua função de utilidade esperada⁴. As principais hipóteses adotadas por esse ramo da economia do crime são: (i) ao contemplar a possibilidade de cometer um crime, o indivíduo confronta-se com o problema de alocação do tempo em quatro distintas atividades econômicas, ou seja, as atividades legal e ilegal de geração de renda e as atividades legal e ilegal de consumo; (ii) os retornos em cada atividade são monotonicamente relacionados ao tempo gasto nessas atividades, sem nenhum efeito de transposição; (iii) os retornos legais ocorrem com certeza, enquanto que os retornos ilegais dependem se o indivíduo é detectado, apreendido e condenado; (iv) os delinquentes têm probabilidades subjetivas de serem apreendidos e condenados, as quais podem ser observadas pelos próprios indivíduos e dependem do tempo gasto na atividade ilegal; e (v) a punição é avaliada em termos monetários⁵.

As implicações desses modelos podem ser estudadas através da especificação de uma curva de oferta de atividades criminosas. Nessa especificação, o índice de criminalidade depende de um conjunto de variáveis independentes (explicativas), relacionadas através de uma forma funcional. Em termos genéricos, a curva de oferta de crimes pode ser expressa da seguinte forma:

$$C_t = f(D_t, Rm_t, G_t, P_t, J_t) ; \quad (3.1)$$

Na qual, C_t representa o índice da atividade criminosa; D_t é a taxa de desemprego (*proxy* para o risco de encontrar trabalho e, conseqüentemente, para a probabilidade de sucesso na atividade legal); G_t é o índice de concentração de renda de Gini (*proxy* para o ganho das atividades criminosas); Rm_t é o nível do rendimento médio legal (*proxy* para o ganho da atividade legal da economia); P_t é a variável que representa a eficiência da polícia (*proxy* para a probabilidade de ser preso) e J_t é a eficiência da justiça (*proxy* para a probabilidade de ser condenado).

Os dados sobre as atividades criminosas na RPGSP foram obtidos da própria Secretaria de Segurança Pública do Estado de São Paulo, tomando-se por base as séries mensais de crimes lucrativos resultantes das ocorrências policiais registradas, no período de janeiro de 1985 até dezembro de 1993. Dentre as várias modalidades de crimes lucrativos, tomou-se para objeto de análise o agregado de crimes e o furto e roubo de veículos. A principal razão para essa escolha foi a disponibilidade de dados sem nenhuma interrupção das séries no tempo.

As séries de dados sócio-econômicas foram obtidas da Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED) do Instituto SEADE/DIEESE de São Paulo. Especificamente, foram utilizados a taxa de desemprego, o rendimento médio do trabalho e, para o cálculo do

⁴ Entre os autores que desenvolveram trabalhos nessa área da economia do crime destacam-se Becker(1968); Ehrlich(1971, 1973, 1975 e 1996); Witte (1980); Wong (1994); Trumbull (1989); Grogger (1991, 1995); Magalhães (1997); entre outros.

⁵ Essas hipóteses podem ser encontradas no trabalho de Witte (1980), no qual a autora modelou a possibilidade do indivíduo escolher participar em atividades econômicas distintas ao mesmo tempo, ou seja, legais e ilegais.

índice de concentração de Gini⁶, a proporção da população que se situa no h -ésimo estrato, bem como a correspondente proporção da renda total.

Os dados referentes ao movimento médio mensal das populações carcerárias, à disposição da justiça e nas cadeias públicas, assim como o movimento médio mensal das populações carcerárias, à disposição da justiça e nos xadrezes, foram extraídos do anuário estatístico do Estado de São Paulo/SEADE. Esses dados foram utilizados para avaliar os índices de eficiência da polícia e da justiça.

O índice de eficiência da polícia foi definido pela relação entre o movimento médio das populações carcerárias nos xadrezes e o número de ocorrências de crimes pecuniários agregados. Apesar desse índice não ser o ideal, acredita-se que tal relação permite detectar as dificuldades encontradas pela polícia no sentido de deter os criminosos. Um índice que melhor refletiria a eficiência da polícia seria, por exemplo, a proporção de crimes resolvidos no total de registros policiais. Quanto ao índice de eficiência da justiça, adotou-se a relação entre o movimento médio das populações carcerárias nas cadeias públicas e o movimento médio das populações nos xadrezes.

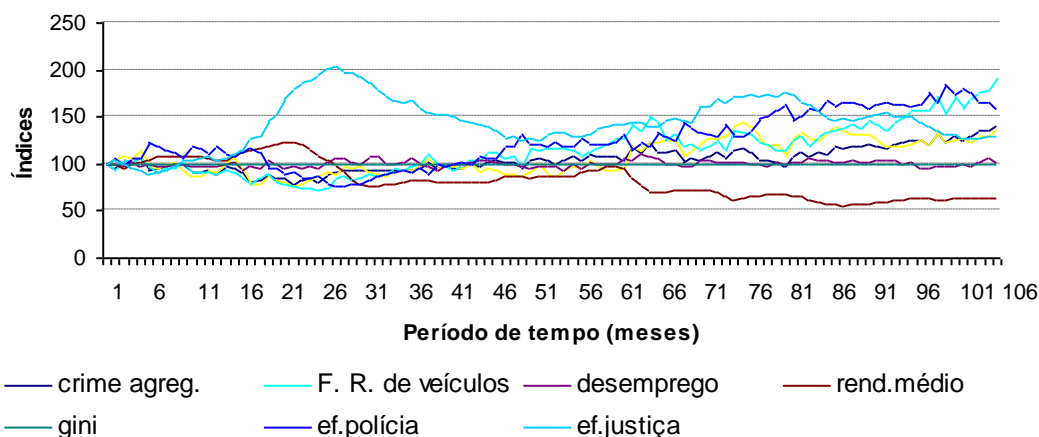
No que tange ao tratamento das variáveis utilizadas nesse trabalho, as mesmas foram expressas na forma de índices, tomando-se o mês de janeiro de 1985 como base.

A literatura econômica especializada reconhece que as séries temporais de algumas variáveis sócio-econômicas podem apresentar fortes componentes de sazonalidade. Esse fato é indesejável, pois podem introduzir distúrbios na estimação dos melhores coeficientes da regressão. Uma primeira análise nas séries utilizadas nesse trabalho, através da observação gráfica, indicou que a taxa de desemprego apresenta algumas características de sazonalidade. No intuito de solucionar esse problema, recorreu-se inicialmente à literatura especializada sobre o tema, constatando-se a presença dessa característica indesejável. Utilizou-se o programa X-11 Arima para a determinação do componente sazonal e do ajustamento sazonal pelo critério aditivo. Dessa forma, pôde-se eliminar o componente sazonal dessa variável.

Quanto aos problemas que poderiam surgir através de uma possível quebra estrutural, observou-se, através da inspeção diretamente do GRÁFICO 3.1, que as séries em sua maioria mostraram-se sem nenhum indício de quebra, exceto a variável eficiência da justiça. A fim de constatar se existe alguma quebra estrutural ou alteração de tendência entre as séries, aplicou-se o teste de Philips Perron para os pontos onde existiam alguns indícios de quebra estrutural. Os resultados desse teste permitiram confirmar a presença de quebra estrutural e alteração de tendência para a variável de eficiência da justiça. Esse resultado implica que não se pode aceitar que a variável seja não estacionária, caso os testes de raiz unitária assim o indiquem.

⁶ Deve-se ressaltar que a PED só disponibilizou dados por estratos de renda. Nos casos em que se dispõe apenas de dados por estrato de renda, é comum utilizar calcular o índice de Gini admitindo-se que existe perfeita igualdade na distribuição de renda em cada estrato. No entanto, devido ao fato do número de estratos ser pequeno o erro de sub estimação pode ser bastante grande (veja-se Hoffmann (1991)).

GRÁFICO 3.1: A EVOLUÇÃO DOS ÍNDICES DE CRIMES AGREGADOS E FURTO E ROUBO DE VEÍCULOS, DESEMPREGO, RENDIMENTO MÉDIO, ÍNDICE DE GINI, EFICIÊNCIA DA POLÍCIA E EFICIÊNCIA DA JUSTIÇA: 01/85 À 12/93



Fontes: SSP/SP e SEADE.

4. O MODELO ECONOMÉTRICO E OS RESULTADOS

A abordagem econômica utilizada para modelar o comportamento dos indivíduos frente ao crime está fundamentada nos modelos de alocação ótima do tempo entre atividades legal e ilegal, de onde resulta uma curva de oferta estocástica de atividades criminosas. Admitindo-se que a função de oferta dessas atividades na RPGSP pode ser especificada pela seguinte forma funcional:

$$C = AD^{\alpha} Rm^{\beta} G^{\delta} P^{\epsilon} J^{\gamma} e^{\mu} \quad (4.1)$$

Na qual, A é uma constante; D , Rm , G , P e J são as variáveis explicativas e têm a mesma interpretação estabelecida na seção anterior; e μ representa os erros aleatórios e os outros efeitos estocásticos, cuja distribuição é supostamente normal.

Objetivando estimar uma função linear de oferta de atividade criminosas na RPGSP, a equação acima foi logaritmizada, ou seja:

$$\text{Log } C = a + \alpha \text{Log } D + \beta \text{Log } Rm + \delta \text{Log } G + \epsilon \text{Log } P + \gamma \text{Log } J + \mu \quad (4.2)$$

Ao se tomar o logaritmo dessas variáveis, além de suavizar as séries de dados, permite-se obter as elasticidades diretamente.

Visando analisar a estrutura da criminalidade na RPGSP, a equação (4.2) foi aplicada tanto ao agregado de crimes quanto à modalidade específica de furto e roubo de veículos, sendo que, adota-se a nomenclatura Cr para o agregado de crimes e FRV para a modalidade de furto e roubo de veículos.

O primeiro passo para que se possa estimar o modelo (4.2) é a análise dos testes de raiz unitária, os quais servem para a determinação do nível de integração de uma variável. Através desse teste pode-se determinar se o processo estocástico tem média e variância independentes do tempo e covariâncias dependentes da diferença entre instantes

de tempo; ou seja, se o mesmo é estacionário ou não. Alterações em variáveis estacionárias ao longo do tempo são necessariamente temporárias, os efeitos das alterações dissipam-se e as séries retornam aos seus valores anteriores (Enders, 1994, p 212). Conhecendo-se o Processo Gerador de Dados (PGD), pode-se identificar qual o melhor caminho a ser tomado para a estimação da função de oferta de crimes.

Segundo Pereira (1988), o PGD para o processo estocástico integrado $\{y_t\}_0^\infty$ pode ser representado por:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \mu + \varepsilon_t; \quad \alpha = 0 \quad y_0 = 0 \quad (4.3)$$

$$y_t = \mu_t + S_t; \quad S_t = \sum_{j=1}^t \varepsilon_{t-j} \quad (4.4)$$

Caso μ seja uma função do tempo, por exemplo $m(t)$, tem-se uma fração determinística do tempo, conhecida como “tendência na média” de $y(t)$. Ademais, segundo Phillips (1987 apud Pereira 1988), para a perfeita caracterização do PGD, faz-se necessário estabelecer as seguintes especificações para $\{\varepsilon_t\}_1^\infty$, ou seja:

- (i) $E(\varepsilon_t) = 0 \quad \forall t$;
- (ii) $\sup_t E|\varepsilon_t|^\beta < \infty$ para algum $\beta > 2$;
- (iii) $\sigma^2 = \lim E(T^{-1} S_T^2)$ existe para $\sigma^2 > 0$; e,
- (iv) é **strong mixing**⁷ com coeficiente de mistura α_m tal que: $\sum_{m=1}^\infty \alpha_m^{(1-2/\beta)} < \infty$

Ocorrendo tais especificações, diz-se que o processo $\{\varepsilon_t\}_1^\infty$ pode ser tanto dependente temporalmente quanto heterocedástico, pois, tem-se o controle da heterogeneidade do processo, a manutenção da distribuição limite e a fiscalização da dependência temporal; através dos itens (ii), (iii) e (iv), respectivamente.

Caracterizado o PGD, cabe estudá-lo na tentativa de decifrar as características determinísticas do processo, ou seja, os componentes permanentes, pois assim pode-se detectar a presença de raízes unitárias e, conseqüentemente, a elaboração de modelos de previsão espúrios, onde a distribuição dos resíduos não segue as características de ruído branco ($N(0, \sigma^2)$).

O presente estudo admite que o teste de Dickey & Fuller aumentado (ADF) com os procedimentos sequenciais de Perron é suficiente para caracterizar o nível de integração das variáveis individualmente (Almeida, 1998). Essa técnica resume-se em procedimentos estatísticos a partir da estimação da seguinte equação:

$$\Delta y_t = \mu + \gamma t + \beta_0 y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4.5)$$

Em que, Δy_t é a variável tomada em diferença; Δy_{t-j} é a variável em diferença defasada de um período de tempo; y_{t-1} é a variável defasada; t é a tendência temporal; e, ε_t é o termo aleatório. Deve-se acrescentar que a regressão possui tantas defasagens da variável em diferença quantas forem necessárias para que não exista auto-correlação dos resíduos na regressão.

⁷ Segundo Pereira (1988), uma descrição de processos estocásticos onde se permite heterogeneidade, tanto temporal quanto na memória do processo, que é o caso do **strong-mixing**, pode ser encontrado em Spanos (1986).

A partir daí, testa-se a hipótese nula de que $\beta_0 = 0$, contra a hipótese alternativa $\beta_0 < 0$, para o valor crítico τ_τ estipulado por Dickey & Fuller (1981 apud Greene, 1997). Caso não seja rejeitada a hipótese nula, utiliza-se da mesma regressão para se testar a hipótese conjunta de que $\gamma = \beta_0 = 0$, para o valor crítico ϕ_3 – valor crítico do teste-F elaborado por Dickey & Fuller. Caso essa seja rejeitada, testa-se a hipótese de $\beta_0 = 0$ para o teste estatístico de t-student. Por conseguinte, rejeitando-se as hipóteses nulas, interrompe-se o procedimento, admitindo a estacionariedade da variável.

Caso não se consiga determinar a estacionariedade da variável com tais testes, o próximo passo seria estimar a seguinte equação:

$$\Delta y_t = \mu + \beta_0 y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4.6)$$

E procedendo-se da mesma forma para a rejeição da hipótese nula $\beta_0 = 0$, para o valor crítico τ_c , valor crítico estipulado por Dickey e Fuller para a regressão sem a variável de tendência. Caso essa hipótese não seja rejeitada, testa-se a hipótese conjunta $\mu = \beta_0 = 0$ com distribuição ϕ_1 (valor crítico do teste-F para regressão sem a variável de tendência encontrado em Dickey & Fuller (1981 apud Greene, 1997)).

Não se obtendo êxito na realização desses testes, parte-se para a próxima etapa, que consiste em estimar a seguinte equação:

$$\Delta y_t = \beta_0 y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4.7)$$

Analisando-se a hipótese nula de $\beta_0 = 0$ para o valor crítico τ , para regressão sem a variável de tendência e sem a constante, estipulado também por Dickey & Fuller (1981 apud Greene, 1997). Esse procedimento admite que, caso não se rejeite a não estacionariedade na especificação mais geral, deve-se prosseguir testando modelos mais restritos, até que possa ser caracterizada a estacionariedade das variáveis desejadas.

Os resultados dos testes de raiz unitária de Dickey & Fuller aumentado, seguindo os procedimentos acima, para as variáveis envolvidas nesse trabalho são apresentados na TABELA 4.1. O programa econométrico utilizado foi o TSP 4.4 for windows.

Os testes de raiz unitária indicam que as variáveis referentes ao nível de atividade criminal são integradas de primeira ordem. Resultado análogo foi obtido para a variável índice de concentração de renda de Gini. Quanto às variáveis desemprego, rendimento médio, eficiência da polícia e eficiência da justiça, todas mostraram-se estacionários para os testes de Dikey Fuller aumentado mais genérico. Para a variável referente à eficiência da justiça, pode-se considerar que a mesma é estacionária devido à rejeição da hipótese conjunta para o teste ϕ_3 do modelo mais genérico, graças ao valor do teste igual a 7.505, sendo o valor crítico de apenas 6,49, e a conseqüente rejeição da hipótese nula para o teste t-student, graças ao valor de (-2.916), que constata a rejeição da hipótese nula a 99% de confiança; conforme os procedimentos do teste de Perron.

Entre as variáveis escolhidas, percebe-se que as variáveis crimes agregados, furto e roubo de veículos e índice de concentração de renda possuem raiz unitária, sendo que todos os procedimentos do teste de Perron mostraram-se significativos para a não rejeição da hipótese de não estacionaridade. Portanto, tem-se aí um grupo de variáveis integradas de ordem um que podem apresentar algumas características de co-integração, permitindo, assim, a estimação da oferta de crimes desejada.

TABELA 4.1: RESULTADOS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

VARIÁVEIS	TESTE DE DICKEY & FULLER EXPANDIDO							
	Lags ⁽¹⁾	Alfa.	Cons	Tend.	Log Like.	AIC	Var	I
<i>Cr</i>	8	0.7061 (-3.094)	1.3019 (3.078)	0.0013 (3.492)*	175.361	-3.424	0.0017	I(1)
<i>Cr</i>	8	0.012 (0.300)	-0.051 (-0.269)	---	172.693	-3.340	0.0019	I(1)
<i>Cr</i>	6	0.001 (1.399)	---	---	174.630	-3.386	0.0018	I(1)
<i>FRV</i>	3	0.8170 (-2.988)	0.7899 (2.945)	0.0015 (3.509)	149.934	-2.850	0.0031	I(1)
<i>FRV</i>	3	0.009 (0.327)	-0.035 (-0.267)	---	145.558	-2.756	0.0035	I(1)
<i>FRV</i>	3	0.001 (1.326)	---	---	145.520	-2.774	0.0035	I(1)
<i>D</i>	7	0.4491 (-3.305)*	2.5305 (3.306)*	0.0001 (1.336)	214.082	-4.207	0.0007	I(0)
<i>Rm</i>	10	0.8793 (-3.844)**	0.5666 (3.818)**	-0.0008 (-3.505)*	243.029	-4.894	0.0003	I(0)
<i>G</i>	8	0.8769 (-2.312)	0.5655 (2.311)	0.0000 (2.043)	503.347	-10.250	0.0000	I(1)
<i>G</i>	6	-0.0950 (-2.019)	0.4372 (2.019)	---	516.840	-10.279	0.0000	I(1)
<i>G</i>	6	0.0000 (0.264)	---	---	514.671	-10.256	0.0000	I(1)
<i>P</i>	10	0.8314 (-3.350)*	0.7456 (3.329)*	0.0013 (3.306)*	158.947	-3.105	0.0023	I(0)
<i>J⁽²⁾</i>	6	0.9416 (-2.916)	0.2942 (2.990)	0.0000 (-0.429)	214.449	-4.192	0.0008	I(0)
ΔCr	7	-0.9070 (-3.852)**	-0.0070 (-0.849)	0.0002 (1.661)	172.411	-3.348	0.0010	I(0)
ΔFRV	2	-0.3856 (-6.602)***	-0.0092 (-0.784)	0.0003 (1.682)	146.969	-2.783	0.0034	I(0)
ΔG	4	-0.0810 (-4.192)***	-0.0003 (-1.089)	0.0001 (1.344)	520.756	-10.27	0.0000	I(0)

Nota: As variáveis em diferença são indicadas pela letra Δ . ⁽¹⁾ indica o número de defasagens da variável dependente utilizadas durante a regressão para que não exista auto-correlação dos resíduos. ⁽²⁾ Variável considerada I(0) devido ao fato da estatística ϕ_3 ser igual a 7.505, contra o valor crítico de 6.49, assim como o coeficiente da variável defasada ter passado no teste t-student, como aponta a tabela. * nível de 90% de confiança; ** nível de 95% de confiança; e, *** nível de 99% de confiança.

4.1. O MODELO DE CO-INTEGRAÇÃO

O modelo de co-integração sugerido por Granger (1966, apud Pereira, 1988), baseia-se no fato de que algumas variáveis econômicas, quando analisadas individualmente, podem se apresentar de forma não estacionária, não permitindo análises de equilíbrio. No

entanto, tomado-se tais variáveis em conjunto pode-se produzir a estacionariedade desejada.

Seguindo esse procedimento, o modelo de co-integração indica que, embora muitas das variações no tempo possam causar permanentes mudanças nos elementos individuais de uma variável y_t , existe alguma relação de equilíbrio guiando os componentes individuais de cada variável juntamente, a qual pode ser representada por uma combinação linear $a'y_t$. Sendo assim, um vetor em séries temporais $(n \times 1)$ y_t é tido co-integrado se cada uma das séries tomadas individualmente são pelo menos $I(d)$, isto é, não estacionária, ou melhor, com uma raiz unitária; enquanto que alguma combinação das séries $a'y_t$ é $I(d-n)$, para algum não zero $(n \times 1)$ vetor a (Hamilton, 1997).

No intuito de esclarecer qual a melhor forma de se estimar um modelo estacionário de várias variáveis, Engle e Granger (1983, apud Hamilton, 1997) desenvolveram uma técnica econométrica capaz de testar a existência de um vetor co-integrado estacionário. Esse procedimento se constitui dos seguintes passos: primeiro, realiza-se os testes de raiz unitária nas variáveis para encontrar sua ordem de integração; e, em seguida, estima-se a relação de equilíbrio de longo prazo (se ambas variáveis forem pelo menos $I(1)$), da seguinte forma:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + \varepsilon_t \quad (4.1.1)$$

Posteriormente, para determinar se existe co-integração entre as variáveis, deve-se tomar a sequência de resíduos provenientes da regressão acima e aplicar-lhe os testes de Engle Granger para a presença de raiz unitária, objetivando-se obter o grau de integração desse vetor.

O teste de Engle e Granger expandido para a rejeição da hipótese de não co-integração dos vetores baseia-se no seguinte exercício:

$$\Delta e = \delta e_{i, t-1} + \phi_1 (\Delta e_{i, t-1}) + t + u_t \quad (4.1.2)$$

Em que, e é o vetor de resíduos produzidos pela regressão dos possíveis vetores co-integrados. Caso a hipótese nula de que $\delta = 0$ não possa ser rejeitada (contra a hipótese alternativa de que $\delta < 0$), conclui-se que as variáveis não são co-integradas. Caso contrário, pode-se dizer que as variáveis do modelo possuem algumas características de co-integração. As estimativas do valor crítico apropriado para os testes de raiz unitária do vetor de resíduos produzido pelo modelo de co-integração são sugeridos por Engle e Granger (1987), Engle e Yoo (1987), Philips e Oulairs (1990), e Davidson e MacKinnon (1993) – (apud, Greene, 1997).

Se existir mais que duas variáveis contidas na equação que determina y_t , então podem existir dois vetores $(n \times 1)$ não vazios, a_1 e a_2 , tal que $a_1'y_t$ e $a_2'y_t$ são ambos estacionários, com a_1 e a_2 linearmente independentes.

4.2. OS TESTES DE ENGLE E GRANGER

Tendo sido examinado individualmente as variáveis, cabe agora especificar um modelo que consiga correlacionar as variáveis ao longo do tempo. A literatura moderna sobre vetores co-integrados tem recomendado a necessidade de se utilizar pelo menos dois vetores de mesma ordem de integração para a especificação do modelo. Este estudo admite

que tanto os crimes agregados quanto a modalidade de furto e roubo de veículos podem ser co-integrados com a variável do índice de concentração de renda. Sendo assim, foram estimadas as seguintes equações abaixo:

$$Cr = \begin{matrix} -87,237 & +19,965 G \\ (-6,312)^{***} & (6,647)^{***} \end{matrix} \quad (4.2.1)$$

$$FRV = \begin{matrix} -153,940 & +34,477 G \\ (-6,087)^{***} & (6,274)^{***} \end{matrix} \quad (4.2.2)$$

Os resultados dos testes tau de Engle e Granger nos vetores de resíduos dos modelos supracitados encontram-se na TABELA 4.2. Deve-se ressaltar que os valores de probabilidade (p-values) referem-se as estatísticas fornecidas por Engle e Granger (1987, apud Greene 1997).

TABELA 4. 2: RESULTADOS DOS TESTES DE ENGLE GRANGER

EQUAÇÕES	Teste (tau) de Engle & Granger								
	Lags ⁽¹⁾	Test Stat.	P (value)	test stat Cons	T-Stat Trend.	Log Like.	AIC	Var res	I
Equação (4.2.1)	3	-0.5797 (-3.706)*	0.060	-60.392 (-8.546)***	0.0030 (17.72)***	175.574	-3.364	0.0019	I(0)
Equação (4.2.2)	3	-0.6370 (-3.584)*	0.081	-101.9 (-9.923)***	0.0059 (23.61)***	144.314	-2.751	0.0035	I(0)

Nota: ⁽¹⁾ indica o número de defasagens da variável dependente utilizadas durante a regressão para que não exista auto-correlação dos resíduos. * nível de 90% de confiança; ** nível de 95% de confiança; e, *** nível de 99% de confiança.

Os resultados contidos na TABELA 4.2 mostram que os modelos com as variáveis crimes agregados e furto e roubo de veículos são co-integrados para o teste genérico tau de Engle e Granger, indicando que existe equilíbrio entre essas variáveis. Dessa forma, pode-se chegar a um modelo de mecanismo de correção de erros (MCE) capaz de relacionar essas variáveis e também as variáveis que se mostraram estacionárias ao longo do tempo. Essa análise será conduzida na próxima seção.

4.3. O MODELO DE MECANISMO DE CORREÇÃO DE ERROS

A evolução dos estudos em séries temporais permitiu a utilização de variáveis em diferenças para a estimação das relações de curto prazo em modelos co-integrados. Sendo que sua principal vantagem é reter as informações sobre o nível das séries, ou seja, as relações de longo prazo que permanecem presentes. Se um conjunto de variáveis co-integradas for encontrado, existe um MCE que representa estas variáveis e vice-versa. A estimação do mecanismo de correção de erros é dada por:

$$\Delta y_t = \delta_0 + \sum_{i=0}^{\infty} \delta_{i+1} \Delta z_{t-1} + \sum_{i=1}^{\infty} \phi_i \Delta y_{t-i} + \gamma(y_{t-1} - \beta_1 z_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (4.3.1)$$

No qual, β_1 é o vetor de parâmetros da relação de co-integração, δ_i e ϕ_i são parâmetros da relação de curto prazo e $\gamma = -(1-\alpha)$, com α sendo o coeficiente de re-alimentação (indicando a velocidade de ajustamento). A primeira parte do MCE (ou seja, $\delta_0 + \sum \delta_{i+1} \Delta z_{t-i}$

+ $\sum \phi \Delta y_{t-i}$) mostra as interações de curto prazo entre as variáveis, enquanto que o termo $[(\gamma (y_{t-1} - \beta z_{t-1}))]$ representa o desequilíbrio inicial de longo prazo. Assim, se α se aproxima de 1, o ajuste das variáveis é de longo prazo. No entanto, se esse coeficiente for próximo de zero, o ajuste é instantâneo (Ferreira, 1998).

Os resultados das regressões do MCE encontram-se nas TABELAS 4.3 e 4.4. Deve-se destacar também que todos os coeficientes estimados tiveram sinais corretos, de acordo com o esperado teoricamente, e quase todos os parâmetros foram estatisticamente significativos (ou seja, excetuando-se aqueles referentes a eficiência da justiça, no agregado de crimes, e a concentração de Gini, tomada em diferença, na equação de furto e roubo de veículos). É importante ressaltar que a utilização do vetor de resíduos gerado pela regressão das variáveis que co-integram, defasado de um período de tempo, é fundamental para que o MCE seja correto. Além do mais, para que se possa garantir as condições de equilíbrio do modelo, o vetor de resíduos deve ser significativamente negativo.

TABELA 4.3: RESULTADOS DO MODELO DE CORREÇÃO DE ERROS PARA CRIMES AGREGADOS (Δ CRIMES)

VARIÁVEIS EXÓGENAS	REGRESSÃO 1	REGRESSÃO 2	REGRESSÃO 3	REGRESSÃO 4	REGRESSÃO 5
C	0.959 (1.141)	0.516 (0.655)	-0.244 (-0.355)	1.045 (3.987)***	0.586 (2.588)**
$Dummy1$	-0.102 (-2.460)**	-0.088 (-2.167)**	-0.096 (-2.268)**	-0.088 (-2.166)**	-0.095 (-2.223)**
$Dummy2$	-0.138 (-3.445)***	-0.143 (-3.546)***	-0.153 (-3.745)***	-0.142 (-3.542)***	-0.153 (-3.753)***
$Dummy3$	0.097 (2.457)**	0.098 (2.448)**	0.095 (2.328)**	0.103 (2.630)***	0.104 (2.593)**
$\Delta Cr(-1)$	-0.295 (-3.080)***	-0.294 (-3.053)***	-0.296 (-3.019)***	-0.274 (-2.982)***	-0.259 (-2.755)***
ΔG	4.611 (1.587)	5.688 (2.014)**	6.103 (2.100)**	5.605 (1.991)**	6.161 (2.113)**
$\Delta G(-1)$	-3.096 (-1.127)	-2.466 (-0.904)	-2.437 (-0.870)	-2.351 (-0.865)	-2.124 (-0.758)
Rm	-0.193 (-3.772)***	-0.166 (-3.463)***	-0.125 (-2.876)***	-0.179 (-4.022)***	-0.140 (-3.314)***
D	-0.102 (-0.754)	0.097 (0.712)	0.173 (1.279)	----	----
P	-0.076 (-2.378)**	-0.047 (-1.875)*	----	-0.053 (-2.198)**	----
J	-0.041 (-1.449)	----	0.000 (0.032)	----	0.007 (0.311)
$ERROR_{T-1}$	-0.296 (-3.148)***	-0.311 (-3.300)***	-0.312 (-3.241)***	-0.319 (-3.431)***	-0.330 (-3.462)***
R^2	0.474	0.462	0.442	0.459	0.432
S	0.038	0.039	0.039	0.038	0.039
$Teste F$	7.557	8.008	7.378	8.888	7.962
η_1	2.909	2.691	1.625	2.874	1.676
η_2	0.529	0.717	1.493	0.471	1.245
η_3	1.789	1.693	0.931	1.642	0.974
η_4	0.005	0.026	0.196	0.106	0.888

Nota: * nível de 90% de confiança; ** nível de 95% de confiança; e, *** nível de 99% de confiança. A estatística R^2 indica o coeficiente de determinação da regressão; s , o desvio padrão; o teste $F(15, 88)$; η_1 , a estatística LM para se testar auto correlação de quarta ordem nos resíduos, com distribuição $F(4, 85)$; η_2 , a estatística de RESET de Ramsey para testar a forma funcional, com distribuição $F(1, 93)$; η_3 a estatística Jarque-Bera para a normalidade dos resíduos, com distribuição Qui quadrada com 5 graus de liberdade; e, η_4 , que é a estatística ARCH de quarta ordem, para se testar a condicional heterocedasticidade, com distribuição $F(4; 90)$.

Analisando-se os resultados econométricos obtidos para as cinco equações de regressão de crimes agregados (veja-se TABELA 4.3), constata-se que não é possível rejeitar as hipóteses de que os resíduos são normais, independentes, homocedásticos e que a forma funcional é correta. Com base nesses resultados e objetivando obter uma regressão com maior poder explicativo, estimou-se o modelo restrito para o agregado de crimes, eliminando-se aquelas variáveis que se mostraram não significativas nas cinco regressões iniciais. Os resultados dessa última regressão podem ser conferidos a seguir:

$$\begin{aligned}
 \Delta Cr = & -0,087d_1 - 0,144d_2 + 0,096d_3 - 0,334\Delta Cr(-1) + 6,152\Delta G \\
 & (-2,155)^{**} (-3,585)^{***} (2,443)^{**} (-3,811)^{***} (2,218)^{**} \\
 & -0,137Rm + 0,172D - 0,039P - 0,274 ERROR_{T-1}; \\
 & (-3,849)^{***} (3,900)^{***} (-1,803)^* (-3,153)^{***}
 \end{aligned} \tag{4.3.2}$$

$$R^2=0.4555; S= 0.0388859; F= 9.93646; LM=2.4508; JB= 1.5898; RR=0.631048; ARCH=0,0025$$

Observa-se uma pequena melhora dos resultados nesse modelo restrito, em relação aqueles do modelo não restrito apresentados na TABELA 4.3, já que o desvio padrão dessa última regressão se mostrou ligeiramente menor que aqueles obtidos nas regressões anteriores, mostrando que essa regressão domina a regressão genérica (Pereira, 1988). Deve-se ressaltar que os resultados dos resíduos defasados de um período referentes do modelo de co-integração apresentaram sinais negativos e estatisticamente significativos, garantindo assim que o MCE convirja para o equilíbrio de longo prazo.

A variável de concentração de renda, *proxy* para o ganho das atividades criminosas, apresentou um efeito positivo bastante importante sobre o crime agregado. Isso significa que, quanto maior o índice de concentração, maior será o nível agregado de crimes.

O desemprego, utilizado como *proxy* para a probabilidade de sucesso no mercado legal, apresentou-se estatisticamente significativo com forte efeito positivo no crime agregado. Isso significa que o aumento no risco de encontrar trabalho no setor legal da economia encoraja a migração para o crime.

A renda média do trabalho, utilizada como *proxy* para o ganho do setor legal da economia, mostrou-se estatisticamente significativa e negativa e fortemente correlacionada com agregado de crimes. Isso significa que quanto menor é a renda média do trabalho maior será o seu efeito encorajador sobre o crime agregado.

A eficiência da polícia mostrou-se fracamente correlacionada com o índice agregado de crimes, significando que o efeito dessa variável sobre o crime não é tão grande quanto se esperava. Embora tenha apresentado sinal correto, a eficiência da justiça não se mostrou estatisticamente significativa.

Finalmente, observa-se que o índice de crimes agregados defasado de um período é significativo e sua relação com o índice do período corrente é negativa. Isso significa um movimento cíclico característico, marcado pelo fato de que, quando a atividade criminosa do período passado é elevada, a atividade criminosa corrente tende a ser menor, e vice-versa⁸. Uma justificativa para esse comportamento deve-se ao fato de que um número elevado de crimes hoje, repercutiria negativamente através da mídia, induzindo medidas enérgicas por parte dos órgãos responsáveis pela segurança pública, assim como acarretariam outras medidas de segurança privada, inibindo dessa forma a atividade criminosa futura.

Os resultados das cinco regressões do MCE para a modalidade específica de furto e roubo de veículos podem ser observados na TABELA 4.4. O diagnóstico dos testes não rejeita as hipóteses de que os resíduos são normais, independentes, homocedásticos, assim como a forma funcional é correta.

⁸ Esse resultado foi também observado por Wong (1994), para o País de Gales, e por Magalhães (1997), para o Distrito de Brasília.

TABELA 4.4: RESULTADOS DO MODELO DE CORREÇÃO DE ERROS PARA FURTO E ROUBO DE VEÍCULOS (Δ F.R. VEÍCULOS)

VARIÁVEIS EXÓGENAS	REGRESSÃO 1	REGRESSÃO 2	REGRESSÃO 3	REGRESSÃO 4	REGRESSÃO 5
<i>C</i>	0.025 (0.022)	-0.622 (-0.577)	-1.142 (-1.204)	1.161 (3.285)***	0.834 (2.645)***
<i>Dummy1</i>	-0.107 (-1.849)*	-0.084 (-1.472)	-0.103 (-1.748)*	-0.084 (-1.462)	-0.100 (-1.669)*
<i>Dummy2</i>	-0.111 (-1.902)*	-0.086 (-1.507)	-0.103 (-1.756)*	-0.084 (-1.456)	-0.097 (-1.616)
<i>Dummy3</i>	-0.095 (-1.713)*	-0.088 (-1.567)	-0.101 (-1.787)*	-0.089 (-1.570)	-0.102 (-1.783)*
$\Delta FRV (-1)$	-0.319 (-3.149)***	-0.298 (-2.937)***	-0.297 (-2.916)***	-0.248 (-2.517)**	-0.226 (-2.293)**
ΔG	1.651 (0.413)	3.665 (0.948)	3.460 (0.881)	3.378 (0.865)	3.650 (0.911)
$\Delta G(-1)$	-4.326 (-1.091)	-3.361 (-0.847)	-3.894 (-0.971)	-3.025 (-0.754)	-3.286 (-0.805)
<i>Rm</i>	-0.196 (-2.939)***	-0.162 (-2.516)**	-0.139 (-2.319)**	-0.205 (-3.398)***	-0.179 (-3.065)***
<i>D</i>	0.351 (1.888)*	0.328 (1.750)*	0.409 (2.203)**	----	----
<i>P</i>	-0.084 (-1.855)*	-0.034 (-0.969)	----	-0.051 (-1.490)*	----
<i>J</i>	-0.073 (-1.740)*	----	-0.024 (-0.728)	----	-0.007 (-0.223)
$ERROR_{T-1}$	-0.140 (-1.967)*	-0.169 (-2.413)**	-0.172 (-2.461)**	-0.187 (-2.665)***	-0.205 (-2.921)***
R^2	0.308	0.285	0.282	0.262	0.245
<i>S</i>	0.053	0.054	0.054	0.055	0.055
<i>Teste F</i>	3.730	3.719	3.662	3.710	3.391
η_1	1.986	1.228	0.925	1.236	0.937
η_2	0.213	0.076	0.003	0.362	0.011
η_3	0.055	0.415	0.110	0.744	0.363
η_4	0.009	0.102	0.001	0.025	0.021

Nota: * nível de 90% de confiança; ** nível de 95% de confiança; e, *** nível de 99% de confiança. A estatística R^2 indica o coeficiente de determinação da regressão; *s*, o desvio padrão; o teste $F(15, 88)$; η_1 , a estatística LM para se testar auto correlação de quarta ordem nos resíduos, com distribuição $F(4, 85)$; η_2 , a estatística de RESET de Ramsey para testar a forma funcional, com distribuição $F(1, 93)$; η_3 a estatística Jarque-Bera para a normalidade dos resíduos, com distribuição Qui quadrada com 5 graus de liberdade; e, η_4 , que é a estatística ARCH de quarta ordem, para se testar a condicional heterocedasticidade, com distribuição $F(4; 90)$.

De forma análoga ao procedimento anterior, estimou-se o modelo restrito para furto e roubo de veículos, eliminando-se aquelas variáveis que se mostraram não significativas nessas regressões. O resultado da especificação restrita do MCE pode ser observado a seguir:

$$\begin{aligned}
 \Delta FRV = & -0,100d_1 - 0,097d_2 - 0,100d_3 - 0,331\Delta FRV(-1) + 2,504\Delta G \\
 & (-1,743)^* (-1,716)^* (-1,803)^* (-3,409)^{***} \quad (0,648) \\
 & -0,176Rm + 0,330D - 0,083P - 0,068J - 0,120 ERROR_{T-1}; \\
 & (-3,770)^{***} (3,693)^{***} (-2,208)^{**} (-1,722)^* (-1,789)^*
 \end{aligned} \tag{4.3.3}$$

$$R = 0,299490, S = 0,053667, F = 9.93646, LM = 2.4508, JB = 1,5898, RR = 0,631048, ARCH = 0,0025$$

Constata-se uma sensível melhora dos resultados em relação aqueles apresentados na TABELA 4.4, tendo em vista que o desvio padrão dessa regressão foi significativamente menor. Pode-se também observar que os resultados dos resíduos defasados de um período apresentaram sinais negativos e estatisticamente significativos, garantindo que o MCE converge para o equilíbrio de longo prazo.

Assim como já havia ocorrido com o agregado de crimes, a renda média do trabalho mostrou-se estatisticamente significativa e negativamente correlacionada com o furto e roubo de veículos. A renda média apresenta um forte efeito negativo sobre o furto e roubo de veículos. O desemprego foi também estatisticamente significativo, mas apresenta apenas um fraco efeito positivo sobre o furto e roubo de veículos.

A eficiência da polícia mostrou-se negativamente correlacionada com o furto e roubo de veículos, mas apresentou apenas com um efeito moderado sobre essa modalidade de crime. A eficiência da justiça mostrou-se estatisticamente significativa e negativamente correlacionada com a modalidade de furto e roubo de veículos, mas seu efeito sobre a modalidade de furto e roubo de veículos foi apenas fraco.

O índice de concentração de renda desta feita não se mostrou estatisticamente significativo. Apesar das variáveis co-integrarem, não se pode afirmar que o efeito da concentração de renda exerça alguma influência sobre esse tipo de crime.

Conforme já havia sido observado anteriormente e confirmando os resultados obtidos para o agregado de crimes, observa-se também para furto e roubo de veículos um forte efeito cíclico que o crime defasado exerce sobre a atividade criminal corrente.

5. CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS

Tentando entender o fenômeno da criminalidade na Região Policial da Grande São Paulo (RPGSP), esse trabalho, inicialmente, analisou o número de ocorrências policiais registradas no triênio 1995 – 97 e constatou um número bastante expressivo dessas ocorrências. Esse fato coloca São Paulo entre as cidades de maior número de registros policiais no mundo. Como agravante, observou-se também que o número de ocorrências policiais, de fato, aumentou nesse período, mostrando uma preocupante tendência. Posteriormente, comparou-se os índices de criminalidade dessa região com outras dez regiões americanas. A despeito da RPGSP ter apresentado os maiores números absolutos de ocorrências policiais registradas entre todas essas regiões, os índices de criminalidade (ou seja, ocorrências policiais por 10.000 habitantes) parecem revelar uma outra face da realidade paulistana. A cidade de São Paulo, quando comparada com dez distritos norte americanos, foi aquela que apresentou os mais baixos índices de criminalidade.

Embora animador, esse último resultado não descarta a hipótese de haver distorções na realidade paulistana, em relação a realidade americana, por duas razões básicas. Primeira, porque o descrédito que a sociedade brasileira deposita nas suas polícias faz com que um grande número de crimes, que em outros países seriam prontamente contabilizados, deixem de ser registrados. Segunda, porque no Brasil, e particularmente no Estado de São Paulo, os institutos de estatísticas criminais sofrem pressões políticas, maquiando ou omitindo informações policiais, que poderiam comprometer a imagem do governo frente a sociedade. Esse fato, seguramente, não se verificaria nos EUA, onde há

uma maior transparência na administração pública, além do que a sociedade é mais participativa.

Objetivando aprofundar o conhecimento a respeito da atividade criminal na RPGSP, esse trabalho modelou uma curva de oferta de atividades criminais, tomando-se como referencial teórico os modelos de alocação ótima do tempo no escopo da economia do crime. Em seguida, fazendo-se uso dos modelos de co-integração e do mecanismo de correção de erros, ajustou-se curvas de oferta para as modalidades de crimes agregados e furto e roubo de veículos. Os resultados econométricos mostraram que, de fato, a taxa de desemprego, o rendimento médio, a concentração de renda e as eficiências da polícia e da justiça são importantes elementos que explicam a evolução tanto da atividade criminosa agregada, quanto daquela relativa a furto e roubo de veículos. Especificamente, a redução dos índices de desemprego e da concentração de renda, bem como a melhoria no rendimento médio do trabalho, resultantes do crescimento econômico, contribuem para reduzir a atividade criminal.

Finalmente, espera-se que os resultados obtidos nesse estudo, embora dirigido especificamente ao Estado de São Paulo, possam, de alguma forma, contribuir para que o fenômeno da criminalidade seja, de fato, encarado com seriedade em todo o Brasil. Além do que, não é necessário que a criminalidade atinja índices alarmantes e gere insegurança suficiente para que as autoridades públicas e a sociedade de um modo geral passem a levar esse fenômeno a sério. Para outros cientistas não economistas, espera-se que esse trabalho gere polêmica suficiente ao ponto de induzir novos estudos, ampliando sobremaneira os conhecimentos acerca da criminalidade. É com suficiente conhecimento desse importante fenômeno social que a comunidade será capaz de gerar ambientes mais seguros para o convívio social de seus cidadãos.

6. BIBLIOGRAFIA CONSULTADA

- ALMEIDA, Clóvis O. **Taxa de câmbio e determinantes da balança comercial de produtos agrícolas e agroindustriais do Brasil: 1961 a 1995**. Piracicaba, 1998. Tese de Doutorado em Economia Aplicada – Faculdade de Ciências Aplicadas da Escola Superior de Agricultura Luiz Queiroz (ESALQ).
- BECKER, Gary S. Crime and punishment: an economic approach. **Journal of Political Economy Perspectives**, v.76, n. 1, p.169 - 217, 1968.
- BERON, Kurt J. Applying the economic model of crime to child support enforcement: a theoretical and empirical analysis. **The Review of Economics and Statistics**. v.27, p. 382 – 390 jan/ 1988.
- CARRERA-FERNANDEZ, J. A Economia do crime revisitada. **Economia e Tecnologia**. Campinas: v.1, n.3 p. 305-318, 1998.
- _____. A repressão militar e a mudança estrutural na relação entre o diferencial de ganho e a migração para o setor do narcotráfico: o caso da Bolívia. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza: 2000 (no prelo).
- CARRERA-FERNANDEZ, J., MALDONADO, G.E.C. A Economia do narcotráfico: uma abordagem a partir da experiência boliviana. **Nova Economia**. Belo Horizonte, v.09, n.02, p 137 - 173, dez. 1999.
- CAVALO, Guillermo A., MENDOZA, Enrique G. Petty crime and cruel punishment: lessons from mexican debacle. **American Economic Review**, v. 186, n.2, may1995.

- CORNWELL, Christopher, TRUMBULL, Willian N. Estimating the economic model of crime with panel data. **The Review of Economics and Statistics**, v. 30, p. 360-66, 1993.
- DAVIS, Michael L. Time and punishment: an intertemporal model of crime. **Journal of Political Economy**, v. 96, n. 2, p. 383 – 90, 1988.
- DIUILIO, Jonh J. Jr. Crime and punishment: an economic approach. **Journal of Economics Perspectives**, v. 10, n. 1, p. 3- 24, winter 1996.
- EHRLICH, Isaac. On the usefulness of controlling individuals: an economic analysis of rehabilitation, incapacitation, and deterrence. **American Economic Review**. v. 71, n. 3, p. 307 – 322, jun 1971.
- _____. Participation in illegitimate actives: a theorical and empirical investigation. **Journal of Political Economy**, v. 81, p.521 - 563, 1973.
- _____. The deterrent effect of capital punishment: a question of life and death. **American Economic Review**, v. 65, p.397 - 417, 1975.
- _____. Crime, punishment, and the market for offenses. **Journal of Economic Perspectives**, v. 10, n. 1, p. 43 – 67, 1996.
- EHRLICH, Isaac, BECKER, Gary S. Market insurance, self-insurance, and self protection. **Journal of Political Economy**, v. 78, p. 623 – 48, July/ August, 1972.
- EHRLICH, Isaac, BROWER, George D. Deterrence and enforcement of laws: on issue of causality in economic model of crime and law enforcement - some theorical considerations and experimental evidence. **American Economic Review**. v. 77, n. 02, p. 99 – 106, May 1987.
- ENDERS, Walter. **Applied econometric time series**. Nova York: Ed John Wiley e Sons, 433 p, 1994.
- FERREIRA, F. Vendramel. Modelo monetário da taxa de câmbio nominal: testes de co-integração para o Brasil, 1980 a 1991. IN: Encontro Nacional de Economia, 26, Vitória, 1998. **Anais do XXVI Encontro Nacional de Economia**. Vitória: ANPEC, v.2, p 745 - 761. 1998.
- FREEMAN, Richard B. Why do so many young american men commit crimes and what might we do about it? **Journal of Economic Perspectives**, v. 10, n. 1, p. 25 – 42, winter, 1996.
- FUKUYAMA, Francis. A grande ruptura: uma revolução silenciosa que já começou. **O Estado de São Paulo**, São Paulo, 30 de maio de 1999. Caderno2/Cultura, d-3 a d-7.
- FURLONG, Willian J. A General equilibrium model of crime commission and prevention. **Journal of Public Economics**, v. 34, p. 87 – 103, North-Holland, 1987.
- GLAESER, Edward L, SACERDOTE, Bruce, SCHEINKMAN, José. “Crime and social interactions”. **The Quarterly Journal of Economics**”, v. 61, n. 2, p. 507- 548, 1996.
- GREENE, Willian H. **Econometric analysis**. Third Edition. New Jersey: Prentice Hall, 1073 p, 1997.
- GROGGER, Jeffrey. Certainty Vs. Severity of punishment. **Economic inquiry**, v. XXIX, p. 297 – 309, april, 1991.
- GROGGER, Jeffrey. The effect of arrests on the employment and earnings of young men. **The Quarterly Journal of Economics**, p. 51 – 71, February 1995.
- HAMILTON, J.D. **Time series analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994.
- HOTTA, Luiz Koodi. Seasonal adjustment of brasilian time series. **Revista de Econometria**. Rio de Janeiro, v. VIII, n.01, p.83 –95, jun 1988.

- KIM, Il- Joong, BENSON, Bruce L., RASMUSSEN, David W., ZUEHLKE, Thomas W. An economic analysis of recidivism among drug offenders. **Southern Economic Journal**, v. 56, n. 01, out. 1989.
- LANG, Kevin, BELL, Duran. An economic model of the intake disposition of juvenile offenders. **Journal of Public Economics**. North-Holland, v. 32, p. 79 –99, 1987.
- LEUNG, Siu Fai. Dynamic deterrence theory. **Economica**, v. 62, p. 65-87, 1995.
- LEVIT, Steven D. The effect of prison population size on crime rates: evidence from prison overcrowding litigation. **The Quarterly Journal of Economics**, v. CXI, n. 02, p. 319 – 351, 1996.
- MAGALHÃES, Tatiana A. **Desemprego e crime – uma análise de séries de tempo para o Distrito Federal: 1992 – 1996**. Brasília, 1997, 46 p. Tese (Mestrado). Departamento de Economia – Universidade de Brasília.
- MYERS, Samuel L. Jr. Estimating the economic model of crime employment versus punishment effects. **Quarterly Journal of Economics**. vol. XCVIII, n. 01, p. 157 – 175, 1983.
- PEREIRA, P.L.V. Co-integração: uma resenha com aplicações a séries brasileiras. **Revista de Econometria**. AnoVIII, n. 02, p. 7 - 29, novembro 1988.
- SAH, Raaj K. Social osmosis and patterns of crime. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 99, n. 6, p. 1272 – 1295, 1991.
- STIGLER, George J. The Optimum enforcement of laws. **Journal of Political Economy**, v. 83, p. 526 – 36, May/June, 1970.
- TRUMBULL, Willian N. Estimations of economic model of crime using aggregate and individual level data. **Southern Economic Journal**. v. 56, n. 02, p. 423 – 439, out 1989.
- WITTE, Ann Dryden. Estimating the economic model of crime with individual data. **Quarterly Journal of Economics**. vol XLIV, n. 01, p. 57 – 83, 1980.
- WONG, Yue-Chim Richard. An Economic analysis of the crime rate in England and Wales, 1857 -92. **Economica**, v. 62, n. 246, p. 235-246, may 1995.