

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PELOTAS
Faculdade de Ciências Econômicas
Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados



Dissertação de Mestrado

Efeitos de dissuasão do mercado de trabalho sobre o crime na região metropolitana de Porto Alegre

Daiane Arend Arcaro

PELOTAS, 2015.

Daiane Arend Arcaro

Efeitos de dissuasão do mercado de trabalho sobre o crime na região metropolitana de Porto Alegre

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Organização e Mercados da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Pelotas, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Cristiano Aguiar de Oliveira

Pelotas, 2015.

Daiane Arend Arcaro

Efeitos de dissuasão do mercado de trabalho sobre o crime na região metropolitana de Porto Alegre

Dissertação aprovada, como requisito parcial, para obtenção do grau de Mestre em Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercado, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Pelotas.

Data da Defesa: 30 de junho de 2015

Banca Examinadora:

.....
Prof. Dr. Cristiano Aguiar de Oliveira (orientador)
Doutor em Ciências Econômicas pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS)

Prof. Dr. Daniel de Abreu Pereira Uhr
Doutor em Ciências Econômicas pela Universidade de Brasília (UnB)

Prof. Dr. Rodrigo Peres de Ávila
Doutor em Ciências Econômicas pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS)

Resumo

ARCARO, Daiane Arend. **Efeitos de dissuasão do mercado de trabalho sobre o crime na região metropolitana de Porto Alegre**. 2015. 35f. Dissertação de Mestrado, no Programa de Pós-Graduação em Organização e Mercados, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Pelotas. Pelotas, 2015.

Na última década houve uma redução significativa nos totais de furtos e roubos na Região Metropolitana de Porto Alegre. Este artigo investiga as relações entre esta redução e possíveis efeitos dissuasórios do mercado de trabalho (taxa de desemprego e renda real) na região neste período. Para este fim utiliza um modelo dinâmico de séries de tempo, um Vetor de Correção de Erros com informações mensais por um período de onze anos começando em período janeiro de 2003. Os resultados indicam que existe uma tendência estocástica comum de longo prazo entre as variáveis e que variações na renda impactam os roubos e variações na taxa de desemprego alteram os furtos. A redução de um desvio padrão na taxa de desemprego é capaz de reduzir 82 furtos mensais enquanto o aumento de um desvio padrão na renda eleva em 66 roubos mensais na região.

Palavras-chave: Crime, Mercado de Trabalho, Dissuasão, Séries de Tempo

Abstract

ARCARO, Daiane Arend. **Deterrence labor market on crime in the metropolitan area of Porto Alegre**. 2015. 35p. Master's thesis in the Graduate Program in Organization and Markets, Faculty of Economics, Federal University of Pelotas. Pelotas, 2015.

In the last decade there was a significant reduction in total thefts and robberies in the metropolitan area of Porto Alegre. This paper investigates the relationship between this reduction and possible deterrence effects of the labor market (unemployment and real income) in the region during this period. For this purpose this paper uses a dynamic time series model, one Vector Error Correction (VEC) with monthly data for a period of eleven years starting at and January 2003. The results indicate that there is a common long-term stochastic trend among the variables and that the variations in income impact theft and that the variations in the unemployment rate affect thefts. The reduction of one standard deviation in the unemployment rate can reduce 82 monthly thefts while the increase of one standard deviation in income increases by 66 monthly robberies in the area.

Key-words: Crime, Labor Market, Deterrence, Time Series

Lista de Figuras

Figura 1	Evolução das Variáveis na RMPA	20
Figura 2	Resultados de Impulso-Resposta: Furtos	27
Figura 3	Resultados de Impulso-Resposta: Roubos	30

Lista de Tabelas

Tabela 1	Estatística Descritiva	19
Tabela 2	Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF)	22
Tabela 3	Teste de GLS	22
Tabela 4	Teste de KPSS	23
Tabela 5	Teste de Co-integração de Johansen	24
Tabela 6	VEC Equação 1: Furtos	24
Tabela 7	VEC Equação 1: Roubos	25
Tabela 8	Teste de Autocorrelação : Q de Ljung-Box	26
Tabela 9	Decomposição da Variância: FURTOS	27
Tabela 10	Decomposição da Variância : ROUBOS	29

Sumário

1	Introdução	8
2	Revisão Teórica e Empírica	11
2.1	<i>Teoria Econômica do Crime</i>	11
2.2	<i>Teoria da Dissuasão</i>	13
2.3	<i>Revisão da literatura empírica</i>	15
3	Modelo Empírico	18
3.1	<i>Dados</i>	18
3.2	<i>Os modelos de vetores autorregressivos</i>	20
3.3	<i>Testes de Raiz Unitária</i>	22
3.4	<i>Análise de Cointegração</i>	23
3.5	<i>Modelo VEC</i>	24
3.6	<i>A Função Impulso - Resposta (FRI) e a Decomposição da Variância no erro de Previsão</i>	26
4	Considerações Finais	32
5	Referências	34

1 Introdução

A criminalidade encontra-se inerente no cotidiano da sociedade brasileira, sendo foco de preocupação na rede privada e nas políticas públicas. Os dados divulgados pelo Fórum Brasileiro de Segurança Pública, em 2014, reforçam que o país convive com altas taxas de violência e com crescimento constante das taxas de roubos e do crime organizado. Este quadro desencadeia um crescente aumento da insegurança pública nas grandes cidades, sobretudo nas regiões metropolitanas. Contrapondo-se a esta realidade, os índices de criminalidade da Região Metropolitana de Porto Alegre (RMPA), apresentam, nos últimos dez anos, um comportamento declinante. Os furtos e roubos reduziram, respectivamente, 37% e 16%, entre janeiro de 2003 e de 2014. Esta é uma região com bastante relevância no cenário nacional por ser considerada um polo de atração e de concentração no Estado, já que possui um importante complexo industrial, que atrai inúmeras pessoas em razão da grande oferta de serviços e de emprego. Nesse sentido, mostra-se oportuna uma análise econômica dos fatores de dissuasão da criminalidade na região que concentra a maior parte da população total (38%), da criminalidade (52%) e da população carcerária (32%) do Estado do Rio Grande do Sul.

O comportamento criminoso encontra explicação na combinação de saberes oriundos de diversas áreas, como biologia, geografia, criminologia, epidemiologia, psicologia, psiquiatria, sociologia, ciência política, direito e economia. A teoria econômica trata, em sua essência, de escolhas e comportamentos. O crime, ou seja, a violação de uma regra socialmente aceita consiste de um processo comportamental que resulta em uma decisão individual: violar ou não a regra. Assim, ao invés de tratar a atividade criminoso como um comportamento irracional associado a uma condição psicológica ou social do criminoso, a teoria econômica trata o crime como um ato racional e amoral, praticado por um indivíduo maximizador de utilidade, sob incerteza. De tal forma, que qualquer indivíduo é considerado um potencial criminoso e seu ato está sujeito a restrições impostas pelas leis (OLIVEIRA, 2011).

Estudos sobre a abordagem econômica do comportamento criminoso indicam que o conceito de dissuasão está atrelado aos fatores que desencorajam a prática criminosa, entre eles o policiamento mais intensivo, as punições mais severas e a

melhores oportunidades de emprego. Nesse sentido, percebe-se que o sistema de justiça brasileiro, em sua condição imutável, quanto à capacidade de resposta do crime em relação ao tamanho da pena e à probabilidade de prisão, não desempenha efeitos de dissuasão sobre a criminalidade brasileira. De modo que, não acontece nenhuma alteração na legislação penal no sentido de aumentar a severidade da punição, nem tampouco, ocorrem investimentos significativos em polícia, que tornem as ações policiais mais visíveis e capazes de aumentar a probabilidade de prisão dos criminosos. Dessa forma, o mercado de trabalho se apresenta como uma importante força alternativa de dissuasão, uma vez que aumenta o custo de oportunidade do crime (CHALFIN e MACCRARY, 2014).

A literatura econômica que relaciona variáveis do mercado de trabalho, tais como salário e desemprego, com taxas de criminalidade, elenca os seguintes autores: Grogger (1998), Funk e Kuglerl (2000), Raphael e Winter-Ebmer (2001), Levitt (2001), Melick (2004), Edmark (2005), Dongil (2006), Sookram et al. (2009), Dritsakis e Gkanas (2009), Santos e Kassouf (2010), entre outros. Em comum, todos estes autores têm dificuldade em estabelecer relações de interdependência entre as variáveis estudadas, o que resulta na publicação dos mais diversos resultados.

Essa situação traz à tona um dos problemas metodológicos mais comuns encontrados em trabalhos relacionados ao crime: endogeneidade. Isto ocorre devido à natureza interativa em que o crime é estabelecido, que segundo a teoria econômica do crime caracteriza um mercado de crimes (EHRlich, 1973). Assim, mudanças na oferta de crimes por parte dos criminosos podem gerar alterações na demanda por crimes por parte das potenciais vítimas representadas pelo sistema de justiça. Por exemplo, locais em que há um aumento da criminalidade tendem a contratar mais policiais. Logo, a quantidade de policiais determinará a criminalidade de equilíbrio, assim como a criminalidade determinará a quantidade de policiais contratados (MACCRARY, 2002).

Dessa forma, para se diferenciar dos demais estudos e minimizar este problema, as séries temporais agregadas são analisadas com a utilização de um modelo autorregressivo com correção de erros (VEC). Segundo Sims (1980), a especificação desse modelo exige pouca ou nenhuma referência de teoria econômica e é flexível o suficiente para se ajustar bem aos dados e gerar boas previsões. Tendo como única exigência prévia a condição de que as séries não-estacionárias sejam cointegradas.

Nesse sentido, o estudo tem por objetivo verificar as relações dinâmicas entre as variáveis econômicas (taxa de desemprego e nível de renda média) e os índices de criminalidade (taxa de roubo e furto), da Região Metropolitana de Porto Alegre (RMPA), no período de 2003 a 2014. Bem como, constatar se essas relações ocorrem conforme explica a teoria econômica da dissuasão, ou seja, se o crime pode ser dissuadido através da utilização de incentivos positivos (condições do mercado de trabalho local), em vez de incentivos negativos (punições).

O artigo está organizado em três seções. Na próxima seção desenvolve-se uma revisão da literatura teórica e empírica. A seção seguinte apresenta o método com os dados, a modelagem e a discussão dos resultados. Por fim, têm-se as considerações finais a cerca dos resultados obtidos e das principais limitações do trabalho.

Revisão Teórica e Empírica

Os estudos da literatura sobre os determinantes do crime se dividem em dois ramos distintos: i) os que enfatizam as medidas de repressão policial e judicial como determinantes preponderantes no combate às atividades criminosas; e, ii) os que realçam o papel do ambiente econômico e social na explicação do comportamento criminoso, com destaque para fatores relacionados à renda.

2.1 Teoria Econômica do Crime

Diversos estudos tem investigado a criminalidade durante décadas com base em abordagens teóricas e sociológicas. O raciocínio econômico tem sido empregado desde 1968, quando o início da sua produção científica foi marcada pelo clássico artigo *Crime and Punishment: An Economic Approach*, de Gary Becker (1968), que inova por completo a ótica do problema da criminalidade. Considera-se o crime como uma atividade econômica e o criminoso como um indivíduo racional, que decide cometer ou não crimes. Adota-se uma perspectiva materialista da escolha racional, na qual os agentes sociais visam à maximização do seu interesse individual, com base no cálculo de custos e benefícios, que pode se manifestar nos ganhos proporcionados pelo crime.

Deste modo, o enfoque primordial da teoria econômica, segundo Hunt (1985), é o da utilização da análise custo-benefício para a compreensão do processo da tomada de decisão dos indivíduos. Desde fins do século XVIII e início do século XIX, os escritos de Bentham, Say e Senior consideram o agente econômico egoísta e racional, o qual visa à maximização da utilidade ou do prazer derivado de seus atos e à minimização de seus custos ou de seu sofrimento (LEMOS et. al., 2005). Segundo Eide (1999), uma pessoa age de forma racional com base nos custos e nos benefícios inerentes às oportunidades legais e ilegais. Esse conceito se baseia, fundamentalmente, na suposição de escolha racional proposta por Beccaria e Bentham, que origina o modelo de escolha ocupacional do trabalho (SHIKIDA, 2005).

Assim, o modelo de Becker (1968) supõe que o criminoso irá cometer um delito somente se a utilidade esperada de uma atividade ilegal (probabilidade de ser pego e condenado, rendimento oriundo do crime e a pena caso seja pego e

condenado) exceder a que obteria se empregasse seu tempo e seus recursos em uma atividade legal (renda no mercado de trabalho). Segundo Araujo Jr. e Fajnzylber (2002), o modelo pode ser resumido da seguinte forma:

$$NB_i = l_i \cdot c_i \cdot w_i \cdot (p_i * f_i)$$

NB_i = benefício líquido do indivíduo %~~de~~;

l_i = ganho monetário com o crime;

c_i = custo de planejamento e execução do crime;

w_i = custo de oportunidade;

p_i = probabilidade de prisão e condenação;

f_i = valor monetário da pena

As variáveis discriminadas relacionam os fatores negativos (deterrence . dissuasão) que pretendem desestimular o crime através das condições de eficiência do sistema de justiça criminal e policial, e da severidade das punições. Bem como os fatores positivos, que podem ser entendidos como as variáveis que estimulam o indivíduo a buscar uma atividade no mercado de trabalho legal, entre as quais, a renda e a taxa de desemprego. Dessa forma, um aumento nas atividades legais, na probabilidade e no rigor da punição ou em modificações na lei que alterem as formas de punição podem reduzir os incentivos às atividades ilegais (ARAUJO JR. e FAJNZYLBBER, 2002).

A grande contribuição de Becker, além de criar um instrumental para compreensão do crime, está em demonstrar que um modelo de combate ao crime baseado na alocação ótima de recursos resulta em políticas públicas e privadas ótimas. Tal modelo relaciona o número de crimes com os custos da probabilidade de condenação, da probabilidade de apreensão e da punição. Assim, a função do total de ocorrências criminais se apresenta como:

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

As variáveis das decisões públicas (gastos em polícia, tribunais, etc.) ajudam a determinar a probabilidade (p_j) de que um delito seja identificado e o infrator apreendido e condenado; o tamanho da punição para o condenado (f_j); e a forma de

punição (u_j): pena privativa de liberdade, restritiva de direito ou multa. Os valores ótimos dessas variáveis podem ser utilizados em três relações de comportamento: dano causado por um determinado número de ações criminais (O_j); custo de oportunidade (sair impune), dado p_j ; e o efeito das alterações de p_j e f_j em O_j . Nesse sentido, as decisões ótimas minimizariam a perda social, por delito, que está associada aos danos, aos custos de apreensão e de condenação, aos custos de cumprir a punição imposta e poder minimizá-la (p_j e f_j) e à forma de punição (u_j).

Assim, Becker (1968) enfatiza a importância da expectativa da condenação e da punição como formas de reduzir os danos causados pelos criminosos e aumentar o bem-estar social, ao desencorajar os criminosos. E por fim, coloca que a conclusão de que o crime não compensa é uma condição ótima e não uma implicação sobre a eficiência da polícia ou dos tribunais.

2.2 Teoria da Dissuasão

As investigações de Becker (1968) e Erlich (1975) sobre a teoria da dissuasão, pela punição como uma versão especial do princípio econômico geral, implicam que a curva de demanda de crimes por parte dos delinquentes apresente uma inclinação negativa. Assim, uma modificação nos custos da delinquência, ou seja, um aumento da probabilidade de serem presos, da prolongação da pena ou do endurecimento das condições carcerárias tende a reduzir o nível de atividades delitivas.

Isso condiz com o conceito de dissuasão, em seus primórdios, que estava focado, exclusivamente, na probabilidade e na severidade da punição. Todavia, atualmente a dissuasão se configura como parte de um quadro dinâmico em que o comportamento criminoso é sensível às preferências temporais, sendo que as oportunidades de trabalho legal podem aumentar o custo relativo do tempo gasto em atividades ilegais (POLINSKY e SHAVELL, 1999; LEE e MCCRARY, 2009). Assim, a dissuasão passa a ser entendida como qualquer incentivo capaz de alterar os custos ou os benefícios de se cometer um crime.

Becker (1968) supõe que o indivíduo confronta, de um lado, os potenciais ganhos resultantes da ação criminosa, o valor da punição e as probabilidades de detenção e aprisionamento associadas e, de outro, o custo de oportunidade de cometer o crime, traduzido pelo salário alternativo no mercado de trabalho. Em

outras palavras, as mudanças de comportamento podem ser provocadas tanto com melhores oportunidades de emprego, quanto por meio de punições (CHALFIN e MCCRARY, 2014).

Nesse sentido, a abordagem econômica do crime considera que os criminosos reagem aos incentivos, tanto positivos, quanto negativos e que o número de crimes cometidos é influenciado pela alocação de recursos públicos e privados para garantir o cumprimento da lei e de outros meios de dissuasão do crime (BALBINOTTO NETO, 2003). Diante do enfraquecimento das políticas de segurança pública e de justiça criminal no Brasil, ratifica-se a importância da análise de fatores dissuasivos positivos, ou seja, da capacidade de resposta do crime para as condições do mercado de trabalho local, operacionalizada através da taxa de desemprego e da renda.

Diversas abordagens utilizam a teoria da dissuasão para desenvolver suas análises. Todavia, poucas observam a importância da influência do ciclo econômico sobre o custo de oportunidade do crime e sobre as oportunidades para o crime em si, uma vez que tais influências funcionam em direções contrárias e, portanto, revelam a existência de relações ambíguas entre o crime e as variáveis econômicas (CHALFIN e MCCRARY, 2014).

Primeiramente, observa-se o "efeito de oportunidade" (BRITT, 1994; MELICK, 2004; GUTIERREZ et al., 2004) que, segundo Cantor e Land (1985), encontra uma relação negativa entre crime e desemprego, de tal forma que, durante uma depressão econômica, um aumento das taxas de desemprego, gera uma redução na renda média familiar e, por conseguinte, diminui o número de vítimas potenciais e economicamente atrativas, o que acaba desencorajando o indivíduo da decisão de cometer um crime. Configura-se, ainda, a existência de uma relação positiva entre crime e renda, de forma que um aumento na renda reflete maiores taxas de infrações penais, devido à grande quantidade de mercadorias que possam ser roubadas (LEVITT, 1999).

Num segundo momento, tem-se o chamado "efeito motivação+", que apresenta uma relação positiva entre crime e desemprego (REILLY e WITT, 1992; PAPPS e WINKELMANN, 2000; RAPHAEL e WINTER-EBMER, 2001; EDMARK, 2005), onde um aumento na taxa de desemprego gera problemas econômicos, que aumentam a motivação de um indivíduo se envolver em atos criminosos. Acrescenta-se que a relação entre crime e renda é negativa, assim, uma redução no nível de renda faz

com que haja a necessidade de se obter retornos em atividades ilegais (GROGGER, 1998; MACHIN e MEGUIR, 2000; GOULD et al., 2002).

2.3 Revisão da literatura empírica

Apesar dos trabalhos teóricos apresentarem importantes fundamentações, os trabalhos empíricos destacam outros fatores que explicam a criminalidade. Os economistas têm investigado alguns destes fatores. Enumeram-se as questões sociais estudadas em Lochner e Moretti (2004), os impactos da educação avaliados por Case e Katz (1991), Glaeser, Sacerdote e Scheinkman (1996), Gaviria e Raphael (2001), Jacob e Lefgren (2003) e Kling, Ludwig e Katz (2005), as interações sociais e os efeitos das companhias analisados em Glaeser e Sacerdote (1999) e os contextos familiares e suas estruturas observados em Donohue e Levitt (2001).

Funk e Kruglerl (2000), na Suíça, ao empregar o método de Vetores autoregressivos (VAR), encontram um impacto positivo entre desemprego e crime. Contribui, nesse sentido, o trabalho de Raphael e Winter-Ebmer (2001) para os Estados Unidos, que indica a importância do desemprego como fator determinante das taxas de crimes contra a propriedade e revela, ainda, que as taxas de criminalidade são, consideravelmente, mais elevadas em áreas com altos índices de desemprego e com poucas perspectivas de trabalho.

Kim Dongil (2006) ao analisar os efeitos causais das condições econômicas sobre os crimes na Coreia sugere a existência de causalidade de Granger positiva da desigualdade de renda e do desemprego sobre o roubo, bem como um efeito Granger negativo do nível de renda e positivo do desemprego sobre o assalto.

Sookram et al. (2009), ao estimarem um modelo autoregressivo (VAR) em Trinidad e Tobago, no período de 1970 à 2007, identificam a existência de uma relação positiva entre crime e desemprego, sendo que elevadas taxas de desemprego indicam falta de oportunidades de rendas legais que, conseqüentemente, reduzem o custo de oportunidade de se engajar em atividades criminosas.

Modelos de análise econômica do crime postulam que o impacto de um aumento ou de uma redução no nível de desemprego sobre o crime são iguais. No entanto, estes impactos podem ser assimétricos, isto é, a redução da criminalidade num período de expansão econômica, pode não ser tão expressiva quanto um

aumento da criminalidade durante uma recessão. Os estudos de Mocan e Bali (2007), sobre ciclos assimétricos do crime, indicam que crimes contra a propriedade reagem de forma assimétrica aos aumentos e reduções, de mesma magnitude, na taxa de desemprego conforme as fases do ciclo econômico. Seguindo a mesma ideia de assimetria, Araújo Jr. e Shikida (2010) concluem, para os municípios mineiros, que aumentos no desemprego geram um aumento no crime, proporcionalmente, menor que a redução no crime, resultante da queda da taxa de desemprego.

A literatura brasileira sobre a teoria econômica do crime reproduz alguns estudos empíricos que investigam as ligações entre índices criminais como homicídio, roubo, furto, receptação e estelionato, e variáveis econômicas como PIB, rendimento médio, salário médio, taxa de desemprego e densidade populacional, e apresentam resultados mistos e muitas vezes ambíguos.

Pereira e Carreira Fernandez (2000), fazendo uso dos modelos de cointegração, procuraram ajustar curvas de oferta para as modalidades de crimes agregados, furto e roubo de veículos, na região policial da grande São Paulo. Os resultados mostram que o aumento dos índices de desemprego e de concentração de renda, bem como a redução do rendimento médio do trabalho e a deterioração das performances da polícia e da justiça contribuem para a explicação do crescimento da atividade criminosa na região, tanto para os crimes agregados, quanto para aqueles específicos de furto e de roubo de veículos.

Neste sentido, segue o estudo de Araujo Jr. e Fajnzylber (2001) sobre a causa da criminalidade violenta no Brasil, onde é possível observar que os parâmetros estimados para a renda per capita, o desemprego, a desigualdade de renda e a percentagem de domicílios chefiados por mulheres foram considerados estatisticamente significativos e positivos, enquanto que o número de policiais militares por cem mil habitantes se mostrou negativamente relacionado às taxas de crimes.

No entanto, Kume (2004) ao estimar os determinantes da taxa de criminalidade brasileira, por meio de uma aplicação de painel dinâmico conclui que o grau de desigualdade de renda e a taxa de criminalidade do período anterior geram um efeito positivo sobre a taxa de criminalidade do período presente, enquanto que o PIB per-capita, o nível de escolaridade, o grau de urbanização e o crescimento do

PIB apresentam efeitos negativos. E mostra, ainda, que existe uma relação positiva entre renda per-capita e atividade criminosa.

Santos e Kassouf (2011) através de um modelo autorregressivo vetorial, com correção de erro, analisam o comportamento do crime em São Paulo. Concluem, a partir de choques aleatórios, que no longo prazo o crime apresenta uma relação positiva com a taxa de desemprego e negativa com as variáveis de dissuasão (probabilidade e severidade da pena).

Por fim, Gutierrez et al. (2004), ao investigar os determinantes da criminalidade brasileira, afirma que não tem sido fácil evidenciar se variáveis do tipo renda promovem o crime, uma vez que ainda não há um consenso para o efeito delas. Dessa forma, percebe-se que a carência de análises que considerem o referido impacto assimétrico e a condição de estacionariedade das séries econômicas e de criminalidade pode ajudar a encontrar resultados mais homogêneos sobre a relação existente entre variáveis econômicas e crime.

3 Modelo Empírico

Uma parcela considerável dos trabalhos empíricos que tinham como objetivo estudar a relação entre variáveis econômicas e índices de criminalidade, desenvolveram suas análises utilizando dados em painel, por municípios e/ou estados, com a justificativa de controlar supostos efeitos peculiares não observáveis. No entanto, este tipo de análise não consegue neutralizar o problema de endogeneidade, que está intrínseco nas relações interativas do crime. Nesse caso, a estratégia mais comum para superar este problema é estimar um modelo com variáveis instrumentais. Todavia, nem sempre é algo simples encontrar bons instrumentos e delinear pesquisas que permitam identificar os reais efeitos dissuasórios (MCCRARY, 2002). Desse modo, a disponibilidade de séries temporais longas (10 anos) justifica a utilização de um modelo vetorial autorregressivo (VAR), o qual é capaz de minimizar este problema. O VAR, ao considerar todas as variáveis endógenas ao modelo, permite que sejam estimadas relações sem a necessidade de se fazer suposições teóricas. Além de ser flexível o suficiente para se ajustar bem aos dados e gerar boas previsões. Por esses motivos, a análise por meio de séries temporais é mais recomendada se o objetivo é verificar a relação dinâmica entre as variáveis econômicas e os índices de criminalidade, na RMPA. Nesta seção, serão detalhadas as técnicas estatísticas utilizadas, adiantando-se que as estimações e os testes foram realizados com o uso do software GRETLL.

3.1 Dados

As séries temporais utilizadas na aplicação empírica do modelo econômico do crime referem-se aos dados mensais de 2003:1 a 2014:1. Especificamente são: i) renda média real; ii) taxa de desemprego; iii) taxa de roubos e iv) taxa de furtos.

Os itens i e ii foram obtidos junto ao site do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), na Pesquisa Mensal de Emprego (PME), respectivamente, a partir de séries agregadas mensais do rendimento médio real habitual da população ocupada e da taxa de desocupação, por região metropolitana.

Para se obter os itens iii e iv, agregou-se os dados mensais, fornecidos pela Secretaria de Segurança Pública do Estado do Rio Grande do Sul, das taxas de roubos e de furtos ocorridos nos 33 municípios que compõem a RMPA, conforme

definição do IBGE. Entre eles: Alvorada, Araricá, Arroio dos Ratos, Cachoeirinha, Campo Bom, Canoas, Capela de Santana, Charqueadas, Dois Irmãos, Eldorado do Sul, Estância Velha, Esteio, Glorinha, Gravataí, Guaíba, Igrejinha, Ivoti, Montenegro, Nova Hartz, Nova Santa Rita, Novo Hamburgo, Parobé, Portão, Porto Alegre, Rolante, Sapiranga, Sapucaia do Sul, Santo Antônio da Patrulha, São Jerônimo, São Leopoldo, Taquara, Triunfo, Viamão.

Tabela 1 - Estatística Descritiva

Dados mensais RMPA 2003-2013	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	D.P.
Furtos	7.336	7.488	5.289	10.502	1.384
Roubos	3.314	3.454	2.037	4.315	606
Renda	1.684	1.649	1.381	2.674	245
Desemprego	6	6	3	11	2

Fonte: Elaboração do autor.

Em face da referida estatística, ratifica-se que os crimes de roubo e de furto são os mais incidentes dos crimes contra a propriedade. Juntos eles representam, em média, 75% dos índices de criminalidade do estado. Na RMPA, que concentra cerca da metade dos crimes do estado, o crime de roubo e furto representam, em média, respectivamente 70% e 40% dos ocorridos no estado. Para ilustrar esse raciocínio, ocorrem, em média, por dia, na RMPA, 243 furtos e 111 roubos, ou seja, um total de 354 crimes diários. Por esta razão, estas duas taxas foram selecionadas na análise desta pesquisa, juntamente com as informações mensais de rendimento e desemprego que estavam disponíveis somente por regiões metropolitanas. Assim, o crime flutua em toda RMPA, onde a relação de causa e efeito possui maior validade, por se tratar de uma região menor e mais homogênea, sendo possível uma melhor e maior representabilidade do cenário gaúcho.

De acordo com a figura 1, observa-se que o comportamento das séries econômicas revela uma trajetória ascendente do nível de renda e descendente da taxa de desemprego. Este panorama reflete os avanços ocorridos nas condições socioeconômicas do país, entre os quais, o fato de que muitos indivíduos deixaram de viver em condições de pobreza absoluta. Sendo possível visualizar, ainda, uma redução na quantidade de crimes contra a propriedade, já que, tanto as taxas de roubo, quanto as de furto, apresentam uma tendência de queda e seguem o movimento dos principais índices de criminalidade do estado. Todavia, a partir de

2011, um aumento pontual do desemprego, acompanha uma tendência de crescimento das taxas de roubo e de furto.

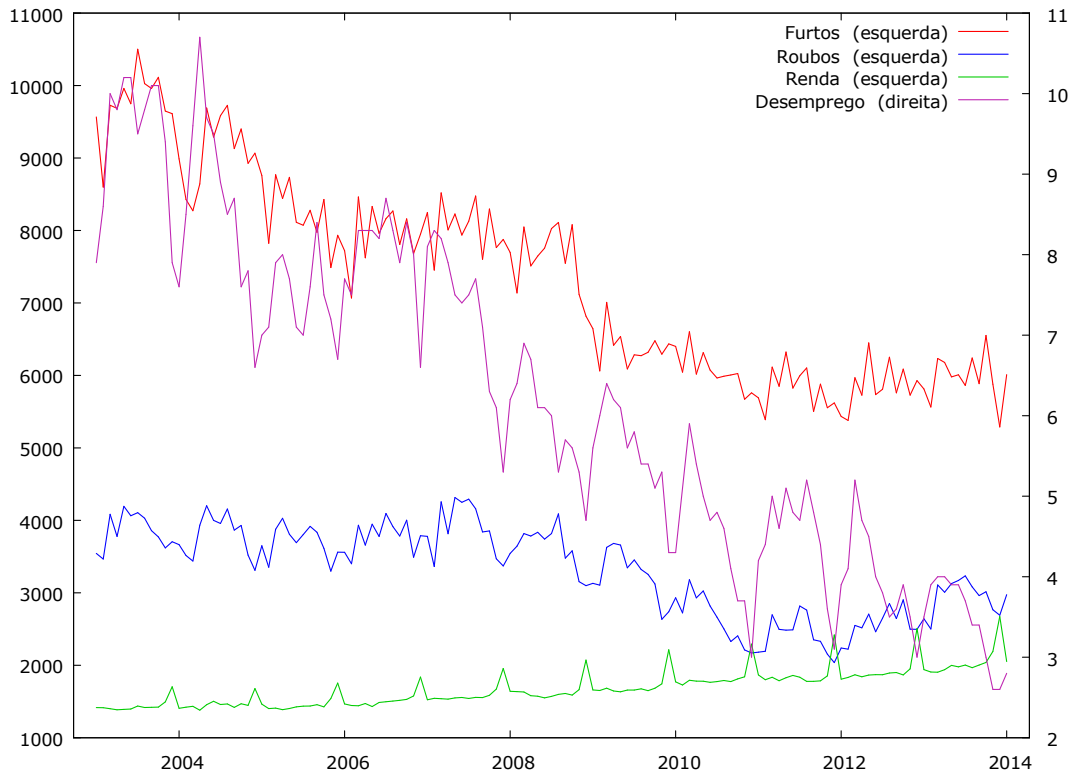


Figura 1 . Evolução das Variáveis na RMPA.

Fonte: Elaboração do autor.

3.2 Os modelos de vetores autorregressivos

Em 1980, Christopher Sims apresentou um dos principais avanços da análise de séries temporais: o modelo autorregressivo vetorial (VAR). Que se define como um modelo linear com n variáveis, de n equações, em que cada variável que compõe o sistema é função dos valores das demais variáveis no presente, dos seus valores e dos valores das demais variáveis defasadas no tempo, mais o termo de erro. Segundo Enders (2004), as equações de um modelo VAR podem conter, também, tendências determinísticas e variáveis exógenas. Para Bueno (2008), o modelo autorregressivo, de ordem p , pode ser representado por um vetor com n variáveis endógenas, X_t , conectadas entre si por meio de uma matriz A :

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + B_t \quad (1)$$

Em que:

A é uma matriz $n \times n$ que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor $n \times 1$, X_t ;

B_0 é um vetor de constantes $n \times 1$;

B_i são matrizes $n \times n$;

B é uma matriz diagonal $n \times n$ de desvio padrão;

ϵ_t é um vetor $n \times 1$ de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente, isto é: $\epsilon_t \sim \text{i.i.d. } (0; \ln)$

Todavia, devido à endogeneidade das variáveis, o modelo (1), normalmente, é estimado na sua forma reduzida :

$$X_t = A^{-1}B_0 + nA^{-1}B_iX_{t-i} + A^{-1}B\epsilon_t \quad (2)$$

Em que:

$$i = A^{-1}B_i, \quad i = 0, 1, \dots, p \quad \text{e} \quad B\epsilon_t = A\epsilon_t$$

Assim, os valores do presente deixam de constar como variáveis explicativas (ENDERS, 2004).

Uma importante questão em relação ao modelo VAR é que se mais de uma das séries do modelo forem não-estacionárias e integradas, existe a probabilidade de que haja uma relação de cointegração entre elas, ou seja, uma tendência de longo prazo comum (ENDERS, 2004). Nesse caso, a presença de um vetor de cointegração nas séries, identificado pelo teste de Johansen, aponta para a necessidade do uso de um modelo autorregressivo com correção de erros (VEC) para cada tipo de crime.

O VEC se propõe a corrigir as relações de cointegração existente entre as variáveis. Este mecanismo de correção de erros, na literatura sobre cointegração, decorre da demonstração do trabalho de Engle e Granger (1987) , que enfatiza o uso das relações de equilíbrio de longo prazo presentes na teoria econômica para modelos empíricos de séries de tempo, com o objetivo de explicar a dinâmica de curto prazo dos dados econômicos e, conseqüentemente, produzir melhores resultados de previsão de longo prazo.

Segundo Enders (2004), um modelo VEC com apenas um vetor de cointegração pode ser representado da seguinte forma:

$$X_t = \sum_{i=1}^k B_i X_{t-i} + BAqX_{t-1} + \epsilon_t \quad (3)$$

Onde X_t é o vetor das variáveis, AqX_{t-1} é o vetor de cointegração e k é o número de defasagens.

3.3 Testes de raiz unitária

A existência de raiz unitária nas séries temporais levam a resultados viesados, que invalidam os pressupostos da estatística clássica (média e a variância constantes) e, assim, mascaram as relações entre duas, ou mais, variáveis. Portanto, ao ser detectada a presença de raiz unitária deve-se trabalhar com as séries temporais diferenciadas e não em nível, ou seja, precisa-se remover a tendência estocástica de longo prazo.

Nesse sentido, para identificar a condição de estacionariedade das séries realizou-se três metodologias de testes e para determinar o número de defasagens adotou-se a especificação que possui o menor critério de informação.

Tabela 2 - Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

Série (ln)	Defasagens	Estatística t	P-valor
Furtos	6	-1,55311	0,5067
Roubos	6	-0,95113	0,7723
Renda	6	0,00073	0,9576
Desemprego	6	0,12508	0,9677

Fonte: Elaboração do autor.

Primeiramente, foi aplicado o teste ADF . Dickey-Fuller Aumentado (Enders, 2004), considerando a constante e a tendência. A tabela 2 demonstra que o teste ADF aceita a hipótese nula (H_0), de que a série testada possui raiz unitária (é não estacionária), para as quatro variáveis em questão.

Tabela 3 - Teste de GLS

Série (ln)	Defasagens	Estatística t	P-valor
Furtos	6	0,60038	0,8461
Roubos	6	-1,09294	0,2493
Renda	6	0,61738	0,8497
Desemprego	6	0,18278	0,7394

Fonte: Elaboração do autor.

O segundo teste realizado foi o DF-GLS (ELLIOT et al., 1996), que utiliza a mesma estatística do teste Dickey-Fuller, porém com a lógica dos mínimos

quadrados generalizados (GLS). Os resultados apresentados na tabela 3 confirmam que a hipótese de não-estacionariedade é válida para todas as séries.

Tabela 4 - Teste de KPSS

Série (ln)	Defasagens	Estatística t	Vlr Crítico: 1%	5%	10%
Furtos	6	1,87604	0,736	0,465	0,349
Roubos	6	1,48016	0,736	0,465	0,349
Renda	6	1,96875	0,736	0,465	0,349
Desemprego	6	1,92451	0,736	0,465	0,349

Fonte: Elaboração do autor.

Por último, foi realizado o teste de Kwiatkowski et al (1992), cuja hipótese nula é a de que a série é estacionária. Os resultados do teste (Tabela 4) corroboram a evidência de que todas as séries são não-estacionárias, uma vez que este rejeita H_0 para todos os níveis de significância.

3.4 Análise de cointegração

O entendimento econômico da cointegração propõe que se duas (ou mais) variáveis possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo, então mesmo que as séries apresentem tendências estocásticas (isto é, sejam não estacionárias), elas irão mover-se juntas no tempo e a diferença entre elas será estável (isto é, estacionária). Em suma, o conceito de cointegração indica a existência de um equilíbrio de longo prazo que se converge no tempo (HARRIS, 1995).

Em vista de que todos os testes confirmam a presença de raiz unitária nas séries em estudo e que, portanto, todas seguem um processo estocástico não-estacionário, procede-se com o teste de cointegração de Johansen. Segundo Lütkepohl (2007), o teste de Johansen pode ser desenvolvido através de dois testes específicos, o primeiro é o teste do traço $\tau(r)$, que assume como hipótese nula (H_0) a existência de vetores de co-integração contra a hipótese alternativa de $r > r^*$ vetores. O segundo é o teste de máximo autovalor que testa a existência de r vetores de co-integração contra a alternativa de existência de $r+1$ vetores.

O teste de cointegração proposto por Johansen (1991), baseado na significância dos autovalores estimados (Tabela 5), indica que os testes do Traço e do Máximo Autovalor rejeitam a hipótese nula (H_0) de não cointegração, em ambos os crimes. Logo, fica evidenciado que existe uma tendência estocástica comum de longo prazo entre as séries econômicas e de crimes analisadas, tanto para o crime

de roubo, quanto para o de furto, ou seja, existe um vetor de cointegração em cada sistema de equações.

Tabela 5 - Teste de Co-integração de Johansen

Variável Crime	Hipóteses	Teste do Traço	Hipóteses	Teste do Máximo Autovalor
Furtos	$H_0: r = 0$	0,0028	$H_0: r = 0$	0,0149
	$H_0: r = 1$	0,0557	$H_0: r = 1$	0,0476
	$H_0: r = 2$	0,4563	$H_0: r = 2$	0,4509
Roubos	$H_0: r = 0$	0,0206	$H_0: r = 0$	0,0032
	$H_0: r = 1$	0,8746	$H_0: r = 1$	0,9224
	$H_0: r = 2$	0,4372	$H_0: r = 2$	0,4322

Obs.: P-Valor, n.s. 5%, sem constante.

Fonte: Elaboração do autor.

3.5 Modelo VEC

Os resultados do procedimento de Johansen indicam que as variáveis desemprego, renda, furtos e roubos são cointegradas de primeira ordem, ou seja, um vetor de cointegração para cada sistema de equações, com seis defasagens. Quanto ao ajustamento do VEC para o equilíbrio observa-se que o componente de correção de erros, para ambos os crimes, é estatisticamente não significativo, logo os furtos e os roubos já se encontram em suas trajetórias de equilíbrio de longo prazo.

Tabela 6 - VEC Equação 1: Furtos

	Coefficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor
Constante	-1,4467	1,0501	-1,37	0,1714
Furtos _{t-1}	-0,4448	0,1013	-4,38	2,e-05 ***
Furtos _{t-2}	-0,1255	0,1175	-1,06	0,2880
Furtos _{t-3}	0,0885	0,1188	0,74	0,4579
Furtos _{t-4}	-0,1349	0,1152	-1,17	0,2442
Furtos _{t-5}	-0,0148	0,1086	-0,13	0,8913
Renda _{t-1}	-0,2104	0,1957	-1,07	0,2849
Renda _{t-2}	-0,0387	0,2124	-0,18	0,8557
Renda _{t-3}	0,0275	0,2120	0,12	0,8970
Renda _{t-4}	-0,1572	0,2106	-0,74	0,4571
Renda _{t-5}	-0,2598	0,1745	-1,48	0,1396
Desemprego _{t-1}	0,0083	0,0609	0,13	0,8914
Desemprego _{t-2}	0,1069	0,0600	1,78	0,0781 *

Desemprego _{t-3}	-0,0385	0,0614	-0,62	0,5323
Desemprego _{t-4}	-9,e-05	0,0597	-0,00	0,9988
Desemprego _{t-5}	-0,1368	0,0589	-2,32	0,0223 **
Janeiro	-0,0082	0,0414	-0,19	0,8432
Fevereiro	-0,0867	0,0452	-1,91	0,0581 *
Março	0,0321	0,0499	0,64	0,5211
Abril	0,0255	0,0489	0,52	0,6021
Mai	0,0295	0,0453	0,65	0,5162
Junho	-0,0818	0,0487	-1,67	0,0963 *
Julho	0,0340	0,0221	1,53	0,1283
Agosto	0,0311	0,0234	1,32	0,1869
Setembro	-0,0358	0,0197	-1,81	0,0722 *
Outubro	0,0253	0,0195	1,29	0,1970
Novembro	-0,0537	0,0228	-2,34	0,0208 **
Correção de Erro	0,0012	0,0009	1,37	0,1729

Nota: variáveis em logaritmos. *, **, *** representam significativos a 10%,5% e 1%.

Fonte: Elaboração do autor.

Tabela 7 . VEC Equação 1: Roubos

	Coefficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor
Constante	0,3039	1,4011	0,21	0,8287
Roubos _{t-1}	-0,3516	0,1010	-3,47	0,0007 ***
Roubos _{t-2}	-0,2231	0,1067	-2,08	0,0392 **
Roubos _{t-3}	-0,0275	0,1096	-0,25	0,8021
Roubos _{t-4}	-0,0589	0,1062	-0,55	0,5804
Roubos _{t-5}	0,1586	0,0980	1,61	0,1088
Renda _{t-1}	0,3963	0,2482	1,59	0,1135
Renda _{t-2}	0,5537	0,2731	2,02	0,0453 **
Renda _{t-3}	0,6948	0,2819	2,46	0,0154 **
Renda _{t-4}	0,0158	0,2756	0,05	0,9542
Renda _{t-5}	0,0308	0,2297	0,13	0,8933
Desemprego _{t-1}	0,0641	0,0732	0,87	0,3829
Desemprego _{t-2}	0,1504	0,0732	2,05	0,0425 **
Desemprego _{t-3}	-0,0704	0,0750	-0,93	0,3498
Desemprego _{t-4}	-0,0396	0,0738	-0,53	0,5924
Desemprego _{t-5}	-0,0184	0,0723	-0,25	0,7995
Janeiro	-0,0183	0,0442	-0,41	0,6801

Fevereiro	-0,0077	0,0540	-0,14	0,8864
Março	0,1242	0,0577	2,15	0,0338 **
Abril	0,2195	0,0577	3,80	0,0002 ***
Mai	0,1091	0,0605	1,80	0,0747 *
Junho	0,0347	0,0609	0,57	0,5693
Julho	0,1005	0,0296	3,39	0,0010 ***
Agosto	0,0195	0,0315	0,61	0,5370
Setembro	-0,0173	0,0251	-0,69	0,4909
Outubro	0,0258	0,0241	1,06	0,2875
Novembro	-0,0627	0,0254	-2,47	0,0152 **
Correção de Erro1	-0,0038	0,0174	-0,22	0,8249

Nota: variáveis em logaritmos. *, **, *** representam significativos a 10%, 5% e 1%.

Fonte: Elaboração do autor.

O teste Q de Ljung-Box aceita a hipótese nula (Ho) de ausência de autocorrelação para todas as séries. O que corresponde à existência de normalidade dos resíduos.

Tabela 8 - Teste de Autocorrelação: Q de Ljung-Box

Série (ln)	Estatística	P-valor
Furtos	4,7229	0,96
Renda	9,2336	0,68
Desemprego	11,8902	0,45
Roubos	13,8612	0,31
Renda	11,4144	0,49
Desemprego	6,9722	0,85

Fonte: Elaboração do autor.

3.6 A Função Impulso- Resposta (FRI) e a Decomposição da Variância no erro de Previsão

A partir do modelo de vetores autorregressivos com correção de erros (VEC) são estimadas a função impulso-resposta e a decomposição da variância do erro de previsão. Segundo Diebold (2004), ambas apresentam informações similares, embora sejam, graficamente, organizadas de maneiras diferentes.

Através da função impulso-resposta percebe-se como uma variação ocorrida em uma das variáveis do sistema repercute nas demais em um determinado horizonte de tempo. A decomposição da variância, por sua vez, revela a proporção

da variância do erro de previsão para uma das variáveis que se deve a ela mesma, e às demais num determinado período de convergência dos efeitos. (ENDERS, 2004).

A análise se inicia com o crime de furto. A tabela 9 contempla a decomposição da variância do erro de previsão de um choque de um desvio padrão na taxa de furtos da RMPA.

A referida decomposição demonstra que após 3 meses, cerca de 6% das variações sofridas pelos furtos se devem aos efeitos das condições do mercado de trabalho, sendo o desemprego a variável de maior importância explicativa. De tal forma que, se houver uma variação (para mais ou para menos) de X furtos, aproximadamente X vezes 5,4400 são explicados por variações na taxa de desemprego.

Tabela 9 - Decomposição da Variância: FURTOS

Período	Furtos	Rendimentos	Desemprego
1	100.0000	0.0000	0.0000
2	99.3173	0.1315	0.5512
3	94.1264	0.4337	5.4400
4	93.5610	1.9446	4.4944
5	93.2132	2.1654	4.6214
6	93.6694	2.2854	4.0452
7	94.1209	2.3068	3.5723
8	94.1392	2.4247	3.4361
9	94.3204	2.3485	3.3310
10	93.8540	2.7111	3.4348
11	93.6889	2.9555	3.3556
12	93.3659	3.3251	3.3090

Fonte: Elaboração do autor.

Esse resultado se ajusta à proposição de que o desemprego induz o comportamento criminoso, uma vez que esta é intuitivamente atraente e fundamentada na noção de que os indivíduos respondem a incentivos. De modo que, a atividade criminosa é considerada, pela teoria econômica, uma forma de emprego, que exige tempo e gera renda, onde o criminoso é racional e compara o retorno obtido ao alocar seu tempo em atividades legais e ilegais.

Dessa forma, um choque na taxa de desemprego impulsiona o crime de furto, na RMPA, mais precisamente, no terceiro mês do horizonte de análise. Isso pode ser explicado pelo fato de que no curtíssimo prazo o benefício do desemprego e a esperança de encontrar um novo trabalho legal contribuem para a dissuasão da criminalidade. No entanto, à medida que aumenta o tempo de desemprego, o baixo

salário-desemprego unido às poucas possibilidades de encontrar um trabalho legal, aumentam a probabilidade de um indivíduo cometer um crime, sobretudo, pela redução dos custos de oportunidade do crime (FUNK e KUGLERL, 2000). Corroborando esta análise, Lippman e McCall (1976) mostram que os resultados de uma busca de emprego mal sucedida, somados a um salário reserva reduzido contribuem para a depreciação do estoque de capital humano e, conseqüentemente, para o aumento da criminalidade.

Logo, o percentual menos expressivo da variável renda na composição das variações que explicam as taxas de furto, justifica a análise da função impulso-resposta do crime de furtos para um choque na variável desemprego.

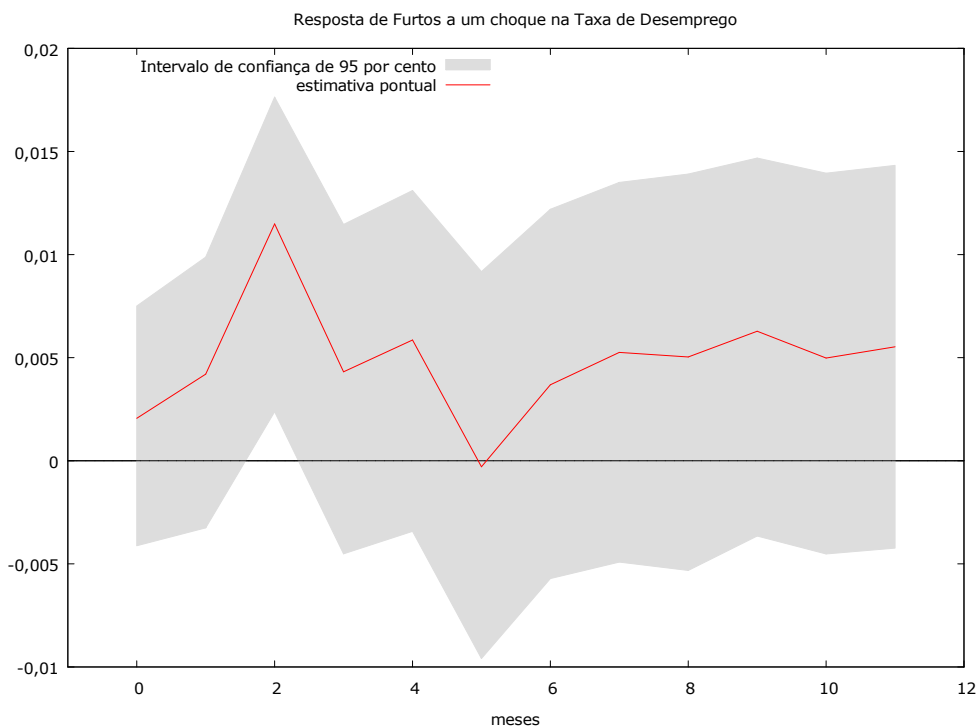


Figura 2 . Resultados de Impulso-Resposta: Furtos

Fonte: Elaboração do autor.

Os resultados apontados pela figura 2 revelam que o choque de um desvio padrão na taxa de desemprego, nos primeiros dois meses, reflete um efeito positivo na taxa de furtos, que está associado a um aumento de 1,12%, ou seja, um acréscimo médio mensal de 82 furtos, nos meses iniciais do horizonte de análise. Este resultado está de acordo com o trabalho desenvolvido por Raphael e Winter-Ebmer (2001), que encontram uma relação positiva entre as taxas de desemprego e

de criminalidade, onde observam que elevadas taxas de desemprego indicam falta de oportunidades de renda legal e, conseqüentemente, diminuem o custo de oportunidade de se engajar em atividades criminosas. Nesse sentido, estudos de Mocan e Bali (2007), para a Filadélfia, revelam que a maior parte do impacto do desemprego é observada em casos que levam as pessoas a cometer o crime, em vez de aumentar o número de crimes daqueles que já se encontram no meio criminoso. Isso corrobora o fato de que indivíduos que cometem furtos são inexperientes na atividade criminosa, de tal forma que o comportamento da taxa de desemprego pode influenciar o custo de oportunidade do crime de furto.

Assim, mesmo com baixo poder de explicação, o comportamento declinante da taxa de desemprego na RMPA (Figura 1), confirma o diagnóstico de um efeito positivo da taxa de desemprego sobre a taxa de furto, ou seja, do referido efeito motivação+.

Em seguida, desenvolve-se a análise para o crime de roubo. A tabela 10 demonstra a decomposição da variância do erro de previsão de um choque na taxa de roubos.

Tabela 10 - Decomposição da Variância: ROUBOS

Período	Roubos	Rendimentos	Desemprego
1	100.0000	0.0000	0.0000
2	97.7293	1.4796	0.7911
3	93.6951	3.8270	2.4779
4	87.6828	10.4193	1.8979
5	87.9610	10.2015	1.8374
6	88.7918	9.6613	1.5469
7	88.9356	9.6646	1.3998
8	89.4918	9.2392	1.2690
9	89.6296	9.2086	1.1619
10	90.0440	8.8822	1.0738
11	90.1951	8.8206	0.9843
12	90.3302	8.7514	0.9185

Fonte: Elaboração do autor.

A consequência de um choque externo sobre a taxa de roubos, transmitido pela variável renda, representa, cerca de, 10% do comportamento deste crime, ou seja, em uma variação (para mais ou para menos) de X roubos, aproximadamente X vezes 10,4193 são explicados por variações na renda.

A configuração do crime de roubo exige que o ato criminoso ocorra mediante grave ameaça ou violência contra a vítima. Dessa forma, a autora infere, pela sua

prática, que o indivíduo que comete este tipo penal, devido à audácia, seja alguém já experiente na carreira criminosa, muitas vezes, reincidente ou que ainda esteja em prisão condicional. Ou seja, um indivíduo em que a formação de capital humano criminal é reforçada pelo capital penal, e supera a formação de capital humano legal. Assim, o insignificante custo de oportunidade do crime incentivaria o indivíduo a obter benefícios, exclusivamente, por meio de atividades ilegais. Essa hipótese justifica a pouca importância da taxa de desemprego na explicação das taxas de roubo, na RMPA, e indica que os resultados são melhores explicados pela variável renda.

Acrescenta-se, ainda, a hipótese de que indivíduos que possuem um salário real baixo decidam cometer crimes, no caso, roubos, para complementar sua renda. Assim, segundo Freeman (1996), a deterioração dos salários reais para os indivíduos nos degraus inferiores da distribuição de renda e com menor qualificação contribui para o aumento da criminalidade, e segundo Buck et al. (1985), soma-se a isso as poucas perspectivas de progressão na carreira. Nesse sentido, rendas baixas associadas à impunidade reduziram os custos de oportunidade do crime e levariam indivíduos a migrarem de atividades legais para atividades ilegais. No entanto, como a renda média real, na RMPA, apresenta constante crescimento no período estudado (Figura 1), a hipótese mais plausível é a de que maiores níveis de renda, refletem melhores e mais significativas oportunidades criminais, ou seja, maiores taxas de roubos.

Na sequência, a análise da função de Impulso-Resposta para choques na variável renda permite uma melhor interpretação das hipóteses.

Conforme a figura 3, o choque transmitido pela variável renda sobre o crime de roubo está associado a um impacto positivo até o terceiro mês do horizonte de análise. De tal forma, que o aumento de um desvio padrão na renda eleva em 2% a taxa de roubos no período, o que representa um acréscimo, médio, de 66 roubos mensais nos meses iniciais do horizonte de previsão.

Assim, confirma-se a existência do efeito de oportunidade+do nível de renda sobre a taxa de roubos na RMPA. Estando de acordo, Raphael e Winter-Ebmer (2001) argumentam que as oportunidades criminais são, muitas vezes, suscetíveis às variações do ciclo de negócios, uma vez que a qualidade e quantidade de oportunidades criminais aumentam em períodos de expansão econômica, quando

potenciais vítimas possuem mais renda, consomem mais e gastam menos esforços em proteger seus bens.

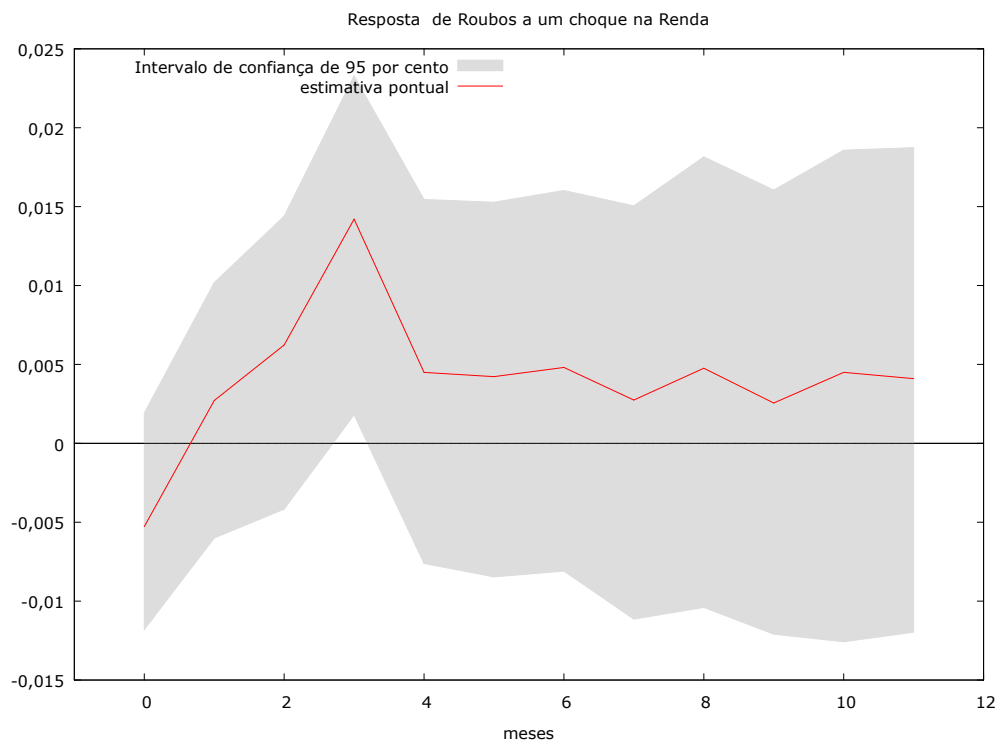


Figura 3 . Resultados de Impulso-Resposta: Roubos

Fonte: Elaboração do autor.

4 Considerações Finais

As evidências de estudos empíricos sobre a teoria econômica do crime apoiam a ligação entre condições econômicas e criminalidade. No entanto, segundo a teoria da dissuasão, o ciclo econômico influencia o comportamento econômico em direções contrárias e assimétricas. À medida que a economia piora, os criminosos têm menos oportunidades para ganhos legítimos, mas também têm menos oportunidades para cometer crimes. Logo, à medida que a economia melhora, o custo de oportunidade do crime aumenta, mas aumenta também a receita potencial do crime. Entretanto, os impactos das variações nas oportunidades no mercado de trabalho não apresentam a mesma magnitude em períodos de expansão ou de recessão econômica (CHALFIN e MCCRARY, 2014).

Neste estudo, segue-se os pressupostos da análise econômica do crime, desenvolvida por Gary Becker, e adota-se a hipótese de que o crime pode ser dissuadido tanto por efeitos positivos (oportunidades legais), quanto por efeitos negativos (punições). Ainda mais, no Brasil, onde a realidade imutável do sistema de justiça (baixa probabilidade de denúncia, prisão, julgamento, condenação e efetiva punição) contribui para o sucesso do crime. Destaca-se, no entanto, uma diferença entre o presente trabalho e os demais trabalhos brasileiros: o emprego de um modelo autorregressivo com correção de erros (VEC), que elimina os possíveis problemas de endogeneidade e permite a análise, a partir da transmissão de choques aleatórios, do impacto das variáveis econômicas sobre as taxas de roubo e de furto, na RMPA, no período de 2003 à 2014.

Os resultados obtidos encontram respaldo na teoria econômica de dissuasão do crime e indicam que o crime de furto pode ser melhor explicado pelas variações da taxa de desemprego, de tal forma que, ocorre o chamado *efeito motivação+*, onde novas oportunidades de renda legal desencorajam a prática criminosa. Assim, a relação positiva existente revela que a redução na taxa de desemprego, incorre, em partes, na queda da taxa de furtos. No caso do crime de roubo, a variável renda possui maior poder explicativo, vindo a corroborar o *efeito de oportunidade+*, em que maiores rendas geram melhores oportunidades criminais. Isso implica na existência de uma relação positiva, onde o aumento da renda média real estimula a progressão da taxa de roubos. Os efeitos observados, além de respeitarem as expectativas baseadas na teoria econômica do crime, revelam que a decisão da forma de

cometer o crime é afetada pelas condições que regem o mercado de trabalho. Em outras palavras, supõe-se que o tipo de criminoso difere nos crimes de furto e de roubo, já que contam com incentivos distintos.

Assim, apoia-se a ideia de que os indivíduos que são desencorajados pela taxa de desemprego a cometer o crime de furto sejam iniciantes e/ou esporádicos no meio criminoso, porque este crime ocorre, necessariamente, sem a presença da vítima (ou seja, sem violência) e, provavelmente, a partir do momento em que lhe é ceifada uma oportunidade de renda legal. Dessa forma, um aumento das oportunidades legais de trabalho é capaz de aumentar o custo de oportunidade do crime e desencorajar este indivíduo de praticar o furto. Já aqueles que praticam o crime de roubo, supõe-se que sejam criminosos de carreira, mais audaciosos, pois este tipo penal exige a presença da vítima, e mais ambiciosos, uma vez que não consideram o custo (insignificante) de oportunidade do crime, mas, exclusivamente, as oportunidades de ganho atreladas às variações do nível de renda. De tal forma que, maiores níveis de renda podem, realmente, proporcionar melhores e maiores oportunidades de ganhos com o crime de roubo.

A análise desenvolvida nesse estudo fornece aos formuladores de políticas de segurança informações importantes. Por exemplo, os resultados sugerem que os criminosos respondem a incentivos econômicos e, portanto, além de considerarem os custos relacionados à probabilidade de prisão e condenação, também respondem às variações do mercado de trabalho.

Apesar dos resultados serem estatisticamente robustos, seu reduzido poder de explicação somado a algumas limitações de análise, entre elas a dificuldade de se obter dados consistentes sobre prisões e apreensões de drogas, os problemas de subnotificação de furtos e roubos e a ausência de periodicidade entre as variáveis, exige que os resultados sejam analisados com cuidado e sugere a necessidade de estudos constantes para elucidar o comportamento de outros fatores de dissuasão do crime no estado. Nesse sentido, a utilização de dados agregados dificulta a aplicação dos resultados para a chamada "indústria do crime", e realça uma importante lacuna a ser preenchida por estudos futuros: a análise de fatores que motivam a demanda por produtos oriundos do crime, o que provavelmente, seja um dos maiores incentivos aos indivíduos que praticam estes crimes.

5 Referencias

ARAÚJO JR., Ari F.; FAJNZYLBER, Pablo. Violência e criminalidade. Texto para discussão Nº 167. UFMG. 2001.

_____. Raízes Econômicas da criminalidade violenta no Brasil: Um estudo usando microdados e pseudopainel . 1981-1996. **Revista de Economia e Administração**, v. 1, n. 3, p. 1-34, 2002.

BALBINOTTO NETO, Giacomo. A teoria econômica do crime. **Revista Leader, Edição**, n. 35, 2003.

BECKER, Gary Stanley. Crime and punishment: an economic approach. **Journal of Political Economy**, v. 76, p. 169. 217, 1968.

BENTHAM, Jeremy. Theory of legislation. Nueva York, Harcourt Brace, 1931.

BRITT, Chester. Crime and Unemployment Among Youths in the United States 1958 - 1990: A Time Series Analysis. **American Journal of Economics and Sociology**, v. 53, p. 99-109, 1994.

BUENO, Rodrigo de Losso da Silveira. Econometria de Séries Temporais. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

BUCK, Andrew J.; HAKIM, Simon; SPIEGEL, Uriel. The natural rate of crime by type of community. **Review of Social Economy**, v. 43, p. 245-259, 1985.

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

CASE, Anne C.; KATZ, Lawrence F. The company you keep. The effects of family and neighborhood on disadvantaged youths. **National Bureau of Economic Research**, (NBER) 3705, May 1991.

CHALFIN, Aaron; MCCRARY, Justin. Criminal Deterrence: A Review of the Literature. Working paper May, 2014.

COHEN, Lawrence E.; FELSON, Marcus. Social Change and Crime Rate Trends: A Routine Activity Approach. **American Sociological Review**, v. 44, n. 4, p. 588-608, 1979

CRUTCHFIELD, Robert D.; PITCHFORD, Susan R. Work and Crime: The Effects of Labor Stratification. **Social Forces**, v. 76, p. 93-118, 1997.

DIEBOLD, Francis. X. The Nobel Prize for Robert F. Engle. **Scandinavian Journal of Economics**, v. 106, p.165-185, 2004.

DONGIL, Kim. The effects of economic conditions on crimes. **Development and Society**, v. 35, n. 2, p.241-250, 2006.

DONOHUE, John. J.; LEVITT, Steven D. The Impact of Legalized Abortion on Crime. **Quarterly Journal of Economics**, v. 116, n. 2, p. 379. 420, 2001.

EDMARK, Karin. Unemployment and crime: is there a connection? **Scandinavian Journal of Economics**, v.107, p.353-373, 2005.

EIDE, Erling. Economics of criminal behavior. 1999.

EHRlich, Isaac, Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation. **Journal of Political Economy**, v. 81, n. 3, p. 521. 565, 1973.

ENDERS, Walter. Applied econometric time series. Wiley, 1995.

FREEMAN, Richard. B. Why Do So Many Young American Men Commit Crimes and What Might We Do About It? **The Journal of Economic Perspectives**, v. 10, n.1, p. 25-42, 1996.

FUNK, Patricia; KUGLERL, Peter. **Identifying efficient crime combating policies by VAR-estimations: The example of Switzerland.** 2000.

GAVIRIA, A.; RAPHAEL, S. School-Based Peer Effects and Juvenile Behavior. **Review of Economics and Statistics**, v. 83, n. 2, p. 257. 268, 2001.

GKANAS, Alexandros; DRITSAKIS, Nikolaos. The effect of socio-economic determinants on crime rates: An empirical research in the case of Greece with

cointegration analysis. **International Journal of Economic Sciences and Applied Research**, n. 2, p. 51-64, 2009.

GLAESER, Edward. L.; SACERDOTE, Bruce. Why is There More Crime in Cities? **Journal of Political Economy**, v. 107, n.2, Part 2, p. 225. 258, 1999.

GLAESER, Edward L.; SACERDOTE, Bruce.; SCHEINKMAN, Jose A., Crime and Social Interactions. **Quarterly Journal of Economics**, v. 111, n. 2, p. 507. 548, 1996.

GOULD, Eric D.; WEINBERG, Bruce A.; MUSTARD, David B. Crime rates and local labor market opportunities in the United States: 1979. 1997. **Review of Economics and Statistics**, v. 84, n. 1, p. 45-61, 2002.

GROGGER, J. Market wages and youth crime. **Journal of Labor Economics**, v.16, n. 4, p.756-791, 1998.

GUTIERREZ, Maria Bernadete Sarmiento et al. Inequality and criminality revisited: further evidence from Brazil. In: **Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 32th Brazilian Economics Meeting]**. ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics], 2004.

HUNT, E. K. História do pensamento econômico. 3ª ed. Rio de Janeiro: Campus, Cap. 6, 1985.

JACOB, Brian A.; LEFGREN, Lars. **Are idle hands the devil's workshop? incapacitation, concentration and juvenile crime**. National Bureau of Economic Research, 2003.

JOHANSEN, Soren. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 1551-1580, 1991.

KLING, Jeffrey R.; LUDWIG, Jens; KATZ, Lawrence F. Neighborhood effects on crime for female and male youth: Evidence from a randomized housing voucher experiment. **The Quarterly Journal of Economics**, p. 87-130, 2005.

KUME, Leandro. Uma estimativa dos determinantes da taxa de criminalidade brasileira: uma aplicação em painel dinâmico. **Apresentado no encontro da ANPEC**, 2004.

KWIATKOWSKI, Denis et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of econometrics**, v. 54, n. 1, p. 159-178, 1992.

LEE, David S.; MCCRARY, Justin. The deterrence effect of prison: Dynamic theory and evidence. 2009.

LEMOS, Alan Alexander Mendes; SANTOS FILHO, Eurílio Pereira; JORGE, Marco Antonio. Um modelo para análise socioeconômica da criminalidade no município de Aracaju. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 35, n. 3, p. 569-594, 2005.

LEVITT, Steven D. The changing relationship between income and crime victimization. **Economic Policy Review**, v. 5, n. 3, 1999.

LEVITT, Steven D. Alternative strategies for identifying the link between unemployment and crime. **Journal of quantitative criminology**, v. 17, n. 4, p. 377-390, 2001.

LEVITT, Steven D. Using electoral cycles in police hiring to estimate the effects of police on crime: Reply. **American Economic Review**, p. 1244-1250, 2002.

LIPPMAN, Steven A.; MCCALL, John. The economics of job search: A survey. **Economic inquiry**, v. 14, n. 2, p. 155-189, 1976.

LOCHNER, Lance; MORETTI, Enrico. **The effect of education on crime: Evidence from prison inmates, arrests, and self-reports**. National Bureau of Economic Research, 2001.

LÜTKEPOHL, Helmut; KRÄTZIG, Markus. **Applied Time Series Econometrics**. 2004.

LÜTKEPOHL, Helmut. New Introduction to Multiple Time Series Analysis. **Economic Record**, v. 83, n. 260, p. 109. 110, 2007.

MACHIN, Stephen; MEGHIR, Costas. Crime and economic incentives. **Journal of Human Resources**, v. 39, n. 4, p. 958-979, 2004.

MADDALA, Gangadharrao S.; KIM, In-Moo. **Unit roots, cointegration, and structural change**. Cambridge University Press, 1998.

MELICK, M. The relationship between unemployment and crime. **The Park Place Economist**, v. 6, p. 30-36, 2004.

MOCAN, H. Naci; BALI, Turan G. Asymmetric crime cycles. **The Review of Economics and Statistics**, v. 92, n. 4, p. 899-911, 2010.

NELSON, Charles R.; PLOSSER, Charles R. Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. **Journal of monetary economics**, v. 10, n. 2, p. 139-162, 1982.

OLIVEIRA, Cristiano Aguiar de. Ensaio em economia do crime: dissuasão, armas e carreira criminosa. UFRGS. 2011.

PAPPS, Kerry; WINKELMANN, Rainer. Unemployment and crime: New evidence for an old question. **New Zealand Economic Papers**, v. 34, n. 1, p. 53-71, 2000.

PEREIRA, Rogério; CARRERA-FERNANDEZ, José. A criminalidade na Região Policial da Grande São Paulo sob a ótica da economia do crime. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 31, n. Especial, p. 898 . 918, 2000.

SHAVELL, Steven; POLINSKY, A. Mitchell. On the Disutility and Discounting of Imprisonment and the Theory of Deterrence. **Journal of legal studies**, v. 28, n. 1, p. 1-16, 1999.

RAPHAEL, Steven; WINTER-EBMER, Rudolf. Identifying the effect of unemployment on crime*. **Journal of Law and Economics**, v. 44, n. 1, p. 259-283, 2001.

REILLY, Barry; WITT, Robert. Crime and unemployment in Scotland: an econometric analysis using regional data. **Scottish Journal of Political Economy**, v. 39, n. 2, p. 213-228, 1992.

SANTOS, Marcelo Justus dos; KASSOUF, Ana Lúcia. Menos Desemprego, Maior eficiência da Polícia e Redução na Criminalidade em São Paulo. **Apresentado no encontro da ANPEC**. 2011.

SHIKIDA, Perry Francisco de Assis. Economia do crime: teoria e evidências empíricas a partir de um estudo de caso na Penitenciária Estadual de Piraquara (PR). **Revista de Economia e Administração, São Paulo (SP)**, v.4, n.3, p.315-342, 2005.

SIMS, Christopher A. *Econometrica*. V. 48, n. 1, p. 1-48, 1980.

SOOKRAM, Sandra et al. A Time-Series Analysis of Crime in Trinidad and Tobago. 2009.

UGGEN, Christopher. Work as a turning point in the life course of criminals: a duration model of age, employment and recidivism. **American Journal of Sociology**, v. 67, p. 529-547, 2000.