

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

EFEITOS DA POLÍTICA MUNICIPAL DE SEGURANÇA PÚBLICA SOBRE A
CRIMINALIDADE NO BRASIL

Alexsandros Cavgias Martins Fraga

Orientador: Prof. Dr. Ricardo de Abreu Madeira

SÃO PAULO

2010

Prof. Dr. João Grandino Rodas
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Carlos Roberto Azzoni
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Denisard Cneio de Oliveira Alves
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Dante Mendes Aldrighi
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

ALEXSANDROS CAVGIAS MARTINS FRAGA

**EFEITOS DA POLÍTICA MUNICIPAL DE SEGURANÇA PÚBLICA SOBRE A
CRIMINALIDADE NO BRASIL**

Dissertação apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Ricardo de Abreu Madeira

SÃO PAULO

2010

FICHA CATALOGRÁFICA

Fraga, Aleksandros Cavgias Martins

Efeitos da política municipal de segurança pública sobre a criminalidade no Brasil / Aleksandros Cavgias Martins Fraga. -- São Paulo, 2010.
86 p.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2010.
Orientador: Ricardo de Abreu Madeira.

1. Gastos públicos 2. Economia política 3. Econometria 4. Segurança pública 5. Criminalidade - Brasil I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade II. Título.

CDD – 336.39

Aos que me aturam.

Primeiramente, gostaria de agradecer aos meus pais pelo apoio moral e financeiro às minhas escolhas. O mestrado não seria um projeto viável sem eles. Um agradecimento muito especial para os meus três irmãos: Madellon, Vítor e Renato. Nossas diferenças me fazem uma pessoa melhor a cada dia. Eu devo um agradecimento mais que especial e o reconhecimento de uma dívida de gratidão com meus três grandes amigos de turma da URFJ: Dani-Gri, Rapha-Crouch e Renan-Rubens. Os três permitiram que eu morasse de favor em SP durante todo o período em que passei sem bolsa. Sem essa “forcinha”, eu teria prestado o exame da Anpec novamente e perdido muita coisa boa. Um agradecimento gigantesco aos amigos que fiz em SP (Fumaça, Gustavão, Tinocão, Ed Garden, Bruno Gasperini, Vivi, Carla, Mirela, Raquel, Paula, James Dean, Joço, Sabba, Malanzinho). Eu sei que não é fácil me aturar! Valeu gente! Um agradecimento especial aos meus amigos “paulistas cariocas” do Doutorado: Danilo e Genta. O mestrado não seria tão legal sem as nossas inúmeras aparições nas rodas de samba da terra da garoa. Agradeço a todos os professores que convivi no mestrado. Todos eles me ensinaram a lição mais importante que já tive na prática da nossa profissão: aprender tudo que preciso sozinho (o famoso “dá o teu jeito”)! Agradeço aos professores Carlos Eduardo, Fernando Botelho, Rodrigo De Losso, Ricardo Avelino, Heleno e, principalmente, Marcos Rangel pelas sugestões e críticas. Devo um agradecimento especial ao coordenador da pós, professor Mauro Rodrigues, por ter usado de sua autoridade para me conceder uma bolsa no início do segundo semestre. Um agradecimento gigantesco ao meu orientador Ricardo Madeira pela paciência e confiança depositada em mim. Nos vários momentos em que demonstrei imaturidade acadêmica, o Ricardo nunca deixou de depositar confiança na minha capacidade. Essa combinação de paciência, confiança e rigor permitiu que eu conseguisse um nível de maturidade que jamais almejei obter neste estágio da minha carreira acadêmica. Valeu Ricardo! Isso paga qualquer esforço e sofrimento! Mesmo ter que assistir uma final de Libertadores com um bando de paulistas torcendo contra o Fluzão.

**“Se gritar pega ladrão,
Não fica um meu irmão.”**

Bezerra da Silva

RESUMO

O objetivo desta dissertação é avaliar o impacto da política de segurança pública dos municípios na criminalidade. Para tanto, faz-se uso de uma estratégia de identificação baseada em restrições na matriz de variância condicional. As equações do modelo e as hipóteses de identificação estão micro-fundamentadas nas previsões de um modelo de economia política. As premissas do modelo são semelhantes às hipóteses do modelo básico de eleitor mediano. As premissas adicionais em relação a este modelo são: (i) existe incerteza em relação a um parâmetro das preferências dos eleitores e (ii) que o resultado de um referendo sobre comercialização de armas de fogo representa um sinal sobre esse parâmetro desconhecido. A base de dados usada no estudo contém seis medidas de crime (tentativa de homicídio, roubo, latrocínio, furto, estupro e homicídio) e três medidas de polícia diferentes (gastos em segurança pública, gasto em policiamento e número de guardas municipais no ano de 2005) para os municípios dos estados de MG, RJ e SP nos anos de 2004 e 2005. As estimativas de GMM mostram que a polícia não possui efeito negativo e significativo na criminalidade em nenhum dos modelos estimados. Além disso, as estimativas de GMM que usam medidas de gasto como medidas de polícia apresentam coeficientes positivos. Apesar disso, as estimativas de GMM que usam o número de guardas municipais como medidas de polícia apresentam coeficientes negativos. Essa reversão de coeficientes em relação às estimativas de OLS é uma evidência de que existe viés de simultaneidade. Esse resultado também é uma evidência de que existe uma endogeneidade não tratada nas regressões de GMM com medidas de gasto. Não se encontraram evidências que a endogeneidade nas regressões de GMM com medidas de gasto seja explicada por seleção em não observáveis.

ABSTRACT

The objective of this dissertation is to evaluate the impact of public security policy of the municipalities in crime. With this purpose, we use an identification strategy based on constraints in the matrix of conditional variance. The model equations and the identification hypotheses are based on forecasts of a model of political economy. The assumptions of the model are similar to the assumptions of the basic median voter model. There are two additional assumptions to the basic median voter model: (i) there is uncertainty regarding a parameter of the preferences of voters and (ii) that the result of a referendum on sale of firearms is a sign on the unknown parameter. The database used in the study contains six measures of crime (attempted murder, burglary, larceny, theft, rape and murder) and three different measures of police (public security expenditures, spending on policing and the number of city police officers) for municipalities in the states of RJ, MG and SP in 2004 and 2005. GMM estimates show that the police do not have any significant negative effect on crime in any of the models estimated. Furthermore, GMM estimates using spent on public safety and spent on policing as police measures have positive coefficients. Nevertheless, the GMM estimates using the number of city police officers and police measures have negative coefficients. This change of sign in relation to the OLS coefficients is evidence that there is simultaneity bias. This result is also evidence that there is endogeneity in the GMM regressions with measures of spending. No evidence was found that the endogeneity in GMM regressions with measures of spending is explained by selection on unobservable.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	2
1 INTRODUÇÃO	3
2 ARCABOUÇO INSTITUCIONAL	8
2.1 Um breve histórico do referendo de 2005	8
2.2 A relação entre o referendo e preferência por segurança pública	10
2.3 O orçamento municipal	12
2.4 O papel dos municípios na política de segurança pública.....	13
3 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA	15
4 DADOS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS	25
5 ESTRATÉGIA DE IDENTIFICAÇÃO	31
5.1 As várias fontes de endogeneidade e o viés de OLS.....	31
5.2 Identificação com heteroscedasticidade: Rigobon(2002)	35
5.3 Identificação com heteroscedasticidade: Lewbel(2009)	38
5.4 Uma adaptação do método de Lewbel(2009).....	39
5.5 Contrapartida empírica do sistema estrutural e o sinal esperado de cada coeficiente.....	42
5.6 Discutindo as hipóteses de identificação do modelo simultâneo	44
5.7 Discutindo as hipóteses de identificação do modelo triangular	44
6 RESULTADOS	47
6.1 Evidências empíricas e hipóteses de identificação.....	47
6.2 Modelo triangular	51
6.3 Modelo simultâneo	60
7 CONCLUSÃO	64
REFERÊNCIAS	67
APÊNDICES	70

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Descrição das variáveis	26
Tabela 2 - Percentual de cidades com medida de polícia.....	27
Tabela 3 - Percentual de cidades com política de segurança pública em cada amostra.....	28
Tabela 4 - Percentual de atrito das medidas de crime em cada amostra	29
Tabela 5 - Média das variáveis do estudo em cada uma das amostras.....	30
Tabela 6 - Testes de homoscedasticidade para o quadrado do resíduo da forma reduzida da equação de demanda de polícia	48
Tabela 7 - Testes de homoscedasticidade para o quadrado do resíduo da forma reduzida da equação de oferta de crime.....	48
Tabela 8 - Estimativas de OLS para a amostra 1 (cidades com gasto em segurança pública positivo).....	52
Tabela 9 - Estimativas de OLS para a amostra 2 (cidades com gasto em policiamento positivo).....	52
Tabela 10 - Estimativas de OLS para a amostra 3 (cidades com guarda municipal).....	53
Tabela 11 - Estimativas de primeiro estágio de GMM-IH.....	54
Tabela 12 - Estimativas de GMM-IH para a amostra 1	55
Tabela 13 - Estimativas de GMM-IH para a amostra 2	56
Tabela 14 - Estimativas de GMM-IH para a amostra 3	57
Tabela 15 - OLS X GMM-IH.....	59
Tabela 16 - Estimativas de GMM-IH para as observações da amostra 4 (cidades nas 3 amostras)	60
Tabela 17 - Estimativas da equação de oferta de crime pelo modelo simultâneo para a amostra 1 (cidades com gasto em segurança pública positivo)	61
Tabela 18 - Estimativas da equação demanda por policiamento pelo modelo simultâneo para a amostra 1 (cidades com gasto em segurança pública positivo).....	62
Tabela 19 - Estimativas da equação de oferta de crime pelo modelo simultâneo para a amostra 2 (cidades com gasto em policiamento positivo)	63
Tabela 20 - Estimativas da equação demanda por policiamento pelo modelo simultâneo para a amostra 2 (cidades com gasto em policiamento positivo).....	63
Tabela 21 - Elasticidades calculadas na média a partir das estimativas da amostra 3	70

1.INTRODUÇÃO

Recentemente, a OMS (Organização Mundial da Saúde) organizou um ranking de 73 países, ordenados de acordo com o número de homicídios por 100 mil habitantes registrados na década de 90. O Brasil figura entre os 15 primeiros colocados (Soares e Naritomi, 2007). A criminalidade é um fenômeno que se intensificou muito no Brasil nas últimas décadas. O número de homicídios por 100 mil habitantes cresceu 60% no período de 1979 até 2004 (Soares e Naritomi, 2007).

Esse aumento na criminalidade produz impactos negativos no bem-estar da sociedade e na taxa de crescimento da economia. Existem conseqüências diretas sobre a utilidade dos indivíduos associadas à queda na expectativa de vida, mudanças de hábitos indesejadas e aumento da sensação de insegurança. Existem também perdas monetárias associadas a gastos em segurança pública, perda de patrimônio, manutenção do sistema prisional, gastos com justiça e com segurança privada. Existem ainda perdas indiretas de bem-estar associadas à queda na produtividade do trabalho, piora no ambiente de negócios e redução no estoque de capital humano. Em linhas gerais, a criminalidade impossibilita uma alocação de *first-best* na economia

Estimativas conservadoras indicaram que os prejuízos com a criminalidade chegam a 5% do PIB do Estado do Rio de Janeiro em 1995, 3% do PIB do Estado de São Paulo em 1997 e 4,1% do PIB de Belo Horizonte em 1999 (Santos e Kassouf, 2009). O valor presente descontado do custo social associado à queda na expectativa de vida no Brasil nos anos 90 foi estimado em 65% do PIB (Soares, 2006).

É diante desse quadro de elevada criminalidade e enormes prejuízos sociais que surge uma pergunta relevante: “Qual o impacto dos instrumentos de política de segurança pública sobre nível de atividade criminoso?” O conhecimento desta relação é uma informação fundamental para o *policy-maker* executar uma política pública eficiente de combate a criminalidade. O objetivo deste estudo é responder essa pergunta. Denominou-se a equação que relaciona crime e polícia de equação de oferta de crime. Por outro lado, denominou-se a equação que relaciona polícia e crime de equação de demanda por policiamento. O objetivo específico desse estudo é identificar a equação de oferta de crime. Para tanto, fez-se uso de uma

estratégia de identificação baseada em restrições na variância condicional da equação de demanda por policiamento.

As equações do processo gerador e as hipóteses de identificação estão micro-fundamentadas nas previsões de um modelo de economia política. As premissas do modelo são quase idênticas as premissas do modelo mais simples de eleitor mediano. As duas únicas hipóteses adicionais em relação a este modelo são: (i) existe incerteza em relação às preferências dos eleitores por parte dos políticos e (ii) o *vote-share* de um referendo sobre comercialização de armas de fogo representa um sinal sobre as preferências dos eleitores.

Os principais artigos empíricos de economia do crime usam métodos de variáveis instrumentais para identificar a equação de oferta de crime. Ao meu conhecimento, nenhum outro artigo buscou identificar a equação de oferta de crime a partir de restrições na variância condicional. Neste sentido, a estratégia de identificação usada neste artigo representa uma inovação nessa literatura. Lewbel (2008) listou as principais aplicações do seu método de estimação. Nenhum dos artigos citados buscava identificar uma equação de crime. Portanto, este artigo também representa uma contribuição original na literatura de aplicações de identificação de heteroscedasticidade. Outra característica comum nessa literatura é a ausência de fundamentação teórica da equação de oferta de crime. Este trabalho representa um avanço neste sentido porque estima uma contrapartida empírica de uma equação de oferta de crime derivada de um modelo de escolha ocupacional. Outro avanço em relação á literatura é que as hipóteses de identificação estão teoricamente fundamentadas como previsões de um modelo de economia política.

Levitt (1997) buscou identificar a equação de oferta de crime usando os ciclos eleitorais na contratação de policiais como instrumento para o nível de policiamento. A hipótese de identificação apresentada é que, controlando por uma série de variáveis que afetam o crime através do gasto público, os ciclos eleitorais são exógenos à atividade criminosa. As estimativas mostram uma elasticidade em torno de -0,3 para crimes contra a propriedade e -1 para crimes violentos. Existe uma controvérsia sobre esse resultado na literatura. Kelly (2000) encontrou evidências de que a elasticidade de crimes contra propriedade é maior em módulo que a elasticidade de crimes violentos. Sendo assim, essa dissertação pode representar uma contribuição nessa controvérsia.

O principal problema econométrico do artigo de Levitt (1997) é a imprecisão das estimativas. As estimativas para cada categoria de crime separadamente só são individualmente significantes para 10% para homicídio. Além disso, existem evidências de instrumentos fracos. As tabelas de primeiro estágio mostram estatísticas F menores que 10¹. Uma parte das estimativas usa interações das *dummies* de ciclos eleitorais com *dummies* de região e tamanho das cidades. Imbens (2010) mostrou através de experimentos de Monte-Carlo que o uso de muitos instrumentos fracos pode levar a uma regressão espúria.

Di Tella e Shargrodsky (2004) também investigaram a relação de causalidade entre criminalidade e tamanho do efetivo policial. A ocorrência de um atentado terrorista no centro judeu de Buenos Aires e a aprovação, logo em seguida, de uma lei de proteção as instituições judaicas funcionou como experimento natural para o aumento do número de policiais. Como a variável explicativa endógena (nível de policiamento por bloco) não era observável, os autores estimaram uma forma reduzida da medida de crime nas *dummies* dos blocos que receberam proteção policial e para os blocos a um ou dois blocos de distância como variáveis explicativas do modelo.

Considerando o número médio de policiais em todos os blocos da amostra a elasticidade estimada foi de -0.33. Esse valor é muito próximo ao estimado por Levitt (1997) para crimes contra a propriedade como um todo. O principal problema econométrico deste resultado é a pouquíssima validade externa. A relação de causalidade só vale para as vizinhanças das instituições judaicas de Buenos Aires. O nosso exercício resultados possui um grau de validade externa superior a este artigo.

Santos e Kassouf (2008) afirmam que a ausência de dados é o principal problema enfrentado pela literatura empírica de economia do crime no Brasil. A principal e praticamente única fonte de dados disponível é SIM – Sistema de Informações de mortalidade - do DataSus. Este artigo representa um avanço nesse sentido porque usa dados municipais de crime para os três maiores estados do Brasil que não são provenientes do DataSus. O esforço de algumas secretarias para gerar indicadores municipais de criminalidade é muito recente. A base de dados foi montada a partir de dados cedidos por instituições que tratam os dados de crime provenientes das secretarias de segurança. A grande vantagem desta base de dados em relação

¹ Uma regra de bolso muito usada para identificar instrumentos fracos é que o valor da estatística F do teste de significância conjunta dos coeficientes dos instrumentos na regressão de primeiro estágio deve ser maior que 10.

ao DataSus é que ela possui informações de outras medidas de crime tais como tentativa de homicídio, roubo, latrocínio, furto e estupro.

Santos e Kassouf (2008) listaram as principais tentativas de identificar a equação de oferta de crime usando dados brasileiros. A maioria destes trabalhos usou modelos de painel dinâmico com dados estaduais de crime e gasto em segurança pública (e policiamento) como medida de polícia para tentar identificar a equação de oferta de crime. De acordo com Santos e Kassouf (2008), existe uma controvérsia na literatura empírica de economia do crime no Brasil. Mendonça (2002), Araújo e Fajnzylber (2001) e Fajnzylber e Araújo (2001) encontraram evidências de que o policiamento possui efeito *deterrence*² negativo na criminalidade. Santos e Kassouf (2007), Oliveira (2005) e Kume (2004) encontraram evidências de que não existe tal efeito.

Esses resultados contraditórios podem ser explicados por alguns problemas econométricos. Como não existem dados de crime e gasto para todos os estados, o número de observações na *cross-section* de alguns estudos é restrito, o que gera um problema de pequenas amostras. Isso ocorre porque propriedades assintóticas dos estimadores de painel dinâmico dependem do tamanho da *cross-section*. Outro problema que pode explicar os resultados é a incidência de instrumentos fracos. Os estimadores de painel dinâmico de *Arellano-Bond* e *Blundell-Bond* sofrem recorrentemente de problemas de instrumentos fracos. Outra possibilidade é que a utilização de medidas de gasto como *proxy* para policiamento gere problemas de endogeneidade que não sejam tratáveis por métodos convencionais de variáveis instrumentais.

De acordo com Corman e Mocan (2000), a simultaneidade é o principal problema empírico na identificação da equação de oferta de crime. Além disso, os dados de ocorrências policiais estão sujeitos a erro de medida. A literatura de economia do crime ainda não foi capaz de superar esses problemas empíricos e produzir evidências robustas de que o policiamento possui efeito *deterrence* na criminalidade. Sendo assim, esta dissertação pode representar uma contribuição nessa controvérsia porque testa a hipótese de existência de efeito *deterrence* do policiamento na criminalidade a partir de uma estratégia de identificação inovadora na literatura.

² Efeito *deterrence* é tudo aquilo capaz de coagir um indivíduo a praticar um ato ilícito.

Uma parte considerável da literatura empírica de economia política se concentra no teste das previsões do modelo básico de eleitor mediano. Uma das previsões deste teorema é que um deslocamento exógeno nas preferências do eleitor mediano levará a um deslocamento das políticas de equilíbrio no mesmo sentido.

Lott & Kenny (1999) testaram essa previsão verificando a relação entre a aprovação das leis de sufrágio feminino e alocações de recursos públicos. A hipótese de identificação do autor é que, controlando por uma série de fatores, o ano de aprovação da lei nos estados é exógeno às mudanças no padrão do gasto público. Essa hipótese significa que não existem fatores não observáveis que explicam simultaneamente a trajetória do gasto público e o ano de aprovação das leis. Os autores encontraram fortes evidências de que ocorreu um imediato crescimento do gasto público, da receita pública e de um padrão de voto liberal no congresso federal no período imediatamente posterior a aprovação das leis de sufrágio feminino.

Miller (2008) testou essa previsão verificando a relação entre a aprovação das leis de sufrágio feminino e alocações de recursos públicos no combate à mortalidade infantil. A hipótese de identificação usada é idêntica a usada por Lott & Kenny (1999). O autor encontrou fortes evidências de que ocorreu um imediato crescimento do gasto público em saúde e uma redução da mortalidade infantil no período imediatamente posterior a aprovação das leis de sufrágio feminino. Esta dissertação usa essas previsões consolidadas do teorema do eleitor mediano para fundamentar uma estratégia de identificação baseada em restrições na variância condicional.

Os resultados mostram que a contribuição dessa dissertação em relação às lacunas da literatura internacional é pouco relevante. As evidências empíricas de heteroscedasticidade não são conclusivas. As estimativas de GMM-IH do coeficiente de polícia da equação de oferta de crime só são negativas para as regressões com número de guardas municipais como medida de polícia. As estimativas não são significantes para 10% para nenhum coeficiente negativo. Não se encontrou evidências de que as regressões com coeficientes de polícia positivos possuem seleção em não observáveis. Apesar disso, esses resultados são razoavelmente relevantes na literatura nacional. Ao meu conhecimento, este estudo é um dos primeiros a encontrar evidências de um coeficiente de polícia negativo com dados brasileiros usando métodos diferentes de painel dinâmico.

O presente estudo está estruturado da seguinte forma. A seção 2 descreve um breve histórico do referendo e questões institucionais relevantes. A seção 3 descreve o modelo teórico desenvolvido para motivar a estratégia de identificação. A seção 4 descreve a montagem da base de dados e fornece estatísticas descritivas. A seção 5 descreve os problemas econométricos, a estratégia de identificação e o método de estimação usado no trabalho. A seção 6 descreve os resultados das estimativas. Por fim, segue uma breve conclusão.

2. ARCABOUÇO INSTITUCIONAL

2.1 Um breve histórico do referendo de 2005

Em maio de 1999, o instituto Viva Rio lançou uma campanha para recolher assinaturas pela criação de uma lei que proibisse o porte de armas de fogo. O abaixo assinado contendo mais de um milhão de assinaturas foi entregue ao então presidente Fernando Henrique Cardoso que o encaminhou ao Congresso. No fim de 1999, a Comissão de constituição e justiça do Senado aprovou o projeto de lei 1073, texto que futuramente serviria de base para o estatuto do desarmamento. Entre 2000 e 2002, o projeto de lei foi barrado nas comissões da Câmara dos Deputados. Estas derrotas podem ser atribuídas ao *lobby* da indústria de armas que é muito mais organizado na Câmara do que no Senado.

O projeto de lei ganhou novo fôlego com a eleição de Lula no fim de 2002. Em 13 de julho de 2003, o projeto ganhou regime de urgência na Câmara dos Deputados. No dia 22 de setembro de 2003, o instituto IBOPE divulgou uma pesquisa de opinião pública sobre o estatuto do desarmamento em que 82% dos entrevistados se declaram a favor da lei. Com a divulgação desta pesquisa, a articulação política colocou esse projeto como prioridade do governo. Diante de pressões do governo e da sociedade civil, em 23 de dezembro de 2003, o Congresso nacional aprovou a lei 10.826. O documento foi batizado de estatuto do desarmamento porque condensava uma série de projetos de lei que tratavam do porte, registro e comercialização de armas de fogo.

O artigo 30 do estatuto proibia a comercialização de armas de fogo e munição em todo território nacional. No entanto, o artigo só entraria em vigor se fosse aprovado por um referendo popular a ser realizado em outubro de 2005. O referendo ainda precisava ser autorizado por um Decreto que deveria ser aprovado na Câmara no seu ano de realização. O que ninguém poderia prever é que o caos político se instalaria no país no ano de 2005. As denúncias de corrupção do escândalo do “mensalão” provocaram a instalação de três CPIs na Câmara dos Deputados e a quase que total paralisação das atividades legislativas. Apesar disso, num esforço coordenado entre situação e oposição, no dia 7 de julho de 2005, o Congresso aprovou o decreto que autorizava o referendo.

Em 20 de julho de 2005, o Congresso aprovou a criação de duas frentes parlamentares. A frente parlamentar por um Brasil sem armas defendia a proibição do comércio de armas de fogo. Os membros da frente estavam bem divididos entre oposição e situação. Um ponto de destaque na sua composição é a grande quantidade de senadores. Na sociedade civil, destacam-se o apoio de ONGs (Viva Rio, ISER e etc.), entidades eclesiais (CNBB, CNIC e etc.) e da maioria da classe artística. Os principais argumentos a favor da proibição do comércio de armas de fogo eram: (i) A redução do número de armas de fogo reduziria o número de mortes em crimes passionais e em acidentes domésticos. (ii) Dado que a maioria das armas de fogo usadas em crimes era originalmente legal, a proibição do comércio reduziria o número de armas na mão dos criminosos e, conseqüentemente, o número de crimes.

A frente parlamentar pelo direito de legítima defesa defendia a manutenção do comércio de armas de fogo. Dentre os seus parlamentares, destacaram-se deputados na cauda direita da distribuição do espectro ideológico, sobretudo bancada ruralista e bancada militar. Na sociedade civil, destacaram-se a indústria de armas de fogo, as associações de comerciantes de armas e fogo, militares e associações de produtores rurais. Os principais argumentos contra a proibição do comércio de armas de fogo eram: (i) A certeza de que o cidadão não teria armas aumentaria a probabilidade de um ladrão atacá-lo. (ii) A proibição do comércio de armas de fogo não resolveria o problema da segurança pública.

As primeiras pesquisas de intenção de votos indicavam uma vitória confortável do Sim. No dia 8 de setembro de 2005, o CNT-Sensus divulgou uma pesquisa de opinião em que 82% dos entrevistados se declararam favoráveis a proibição. O quadro começou a se reverter com o início da propaganda eleitoral no dia 1 de outubro. No dia 14 de outubro de 2005, o IBOPE divulgou uma pesquisa de opinião em que o Não vencia o Sim por 49% a 45%. A pesquisa IBOPE do dia 21 de outubro manteve a tendência de virada: 51% Não x 41% Sim. No dia 23 de outubro, o TSE divulgou o resultado do referendo: O não venceu com 64% dos votos.

2.2 A relação entre o referendo e preferência por segurança pública

Diante dessa inesperada mudança de opinião do eleitorado é que surge uma pergunta interessante: “Qual o significado da vitória do Não no referendo?”. A hipótese que será defendida neste trabalho é que o repúdio à proibição do comércio de armas de fogo significou uma reprovação à política de segurança pública. Essa interpretação é fundamentada em dois fatos estilizados: (i) As preferências dos brasileiros dão pouco valor à posse de armas de fogo. (ii) A campanha do Não foi baseada no argumento de que a proibição não resolveria o problema da segurança pública.

A primeira evidência favorável ao fato estilizado (i) foi à ampla aprovação popular ao estatuto do desarmamento. A segunda evidência favorável ao fato estilizado (i) foi o sucesso da campanha do desarmamento. No dia 22 de setembro de 2003, o IBOPE divulgou uma pesquisa de opinião cuja população em que 71% dos entrevistados se declararam favoráveis ao pagamento de indenização aos cidadãos que entregarem as suas armas voluntariamente à polícia federal. A campanha teve intensa participação da sociedade civil através da criação de postos de coleta em igrejas e associações de bairro. A maioria imprensa e da classe artística também apoiou abertamente a causa. Ao final da campanha em julho de 2006, foram recolhidas 443.719 de armas de fogo, mais de cinco vezes mais que a meta inicial de 80.000 armas. Em suma, esses dados servem de evidências de que os brasileiros repudiaram a idéia de comprar uma arma de fogo e apoiaram a idéia de se livrar das armas de fogo que já existiam.

A terceira e principal evidência favorável ao fato estilizado (i) é a rejeição dos brasileiros a compra e posse de armas de fogo. No dia 21 de setembro de 2005, o DataFolha divulgou uma pesquisa em que 80% dos entrevistados declararam nunca ter desejado comprar armas de fogo. O problema dessa evidência é que ela ignora a possibilidade de que a campanha eleitoral tenha mudado a opinião dos eleitores. No entanto, as pesquisas de opinião do período posterior ao referendo mostram que os brasileiros não mudaram de opinião com a propaganda eleitoral. Em 23 de dezembro de 2005, o CNT-Sensus divulgou uma pesquisa em que 80,2% dos entrevistados declararam que não estão mais propensos a comprar armas de fogo. Em suma, existem evidências de uma estrutura de preferências que dá pouco valor a posse de armas.

Dados esses fatos estilizados, surge uma pergunta relevante: “Se os eleitores não querem comprar armas de fogo, porque votaram Não no referendo?”. A evolução das pesquisas de

opinião pode ajudar a responder essa pergunta. O evento que mudou a radicalmente a trajetória das intenções de voto foi o início da propaganda eleitoral gratuita. Dado esse fato surge outra pergunta relevante: “Quais os novos argumentos que a propaganda eleitoral do Não trouxe para o Debate?”. A campanha do Não foi competente ao trazer a questão da segurança pública para o debate e em associá-la com o tema da comercialização de armas de fogo.

Mota (2006) realizou entrevistas com 10 protagonistas da campanha do Sim, dentre eles Raul Jungmann - presidente da Frente do Sim - e Rubem César Fernandez - presidente da ONG Viva Rio, com o intuito de descobrir quais os determinantes da derrota do Sim. Todos os entrevistados declararam que a propaganda eleitoral decidiu o referendo. A linha de argumentação mais apresentada foi que propaganda do Sim teria sido incompetente e a do Não extremamente eficiente.

A estratégia de campanha bem sucedida de associar o Referendo com a questão da segurança pública reforça a hipótese de que o resultado da votação representou um sinal de insatisfação com a condução da política pública. Existem outras evidências que também sugerem isso. Em 23 de dezembro de 2005, o CNT-Sensus divulgou uma pesquisa de opinião em que 56% dos entrevistados declararam que concordam com a tese de que a vitória do Não no referendo refletiu uma insatisfação dos eleitores com a política de combate a violência. A declaração de Raul Jungmann - presidente da Frente parlamentar Por um Brasil sem armas – é emblemática nesse sentido: “As pessoas estavam desesperadas com a falta de segurança. Aliás, ainda estão até hoje (MOTA, 2006, p.12)”. Em outro trecho da entrevista fica clara a relação entre o desespero da população com a falta de segurança pública e o resultado do referendo: “As pessoas queriam dar o troco pela falta de segurança, as pessoas tinham uma cesta de não que queriam jogar na nossa cabeça (MOTA, 2006, p.16)”.

Em suma, esses fatos estilizados mostram evidências de que o resultado do referendo revela alguma informação sobre preferências por segurança pública. O resultado do referendo só revelará informação sobre a forma que os prefeitos alocam o seu gasto se *vote-share* do referendo for uma *proxy* das expectativas do prefeito sobre as preferências do eleitorado. Para que isso seja observável nos dados, é necessário que o prefeito seja capaz de ajustar seus gastos à medida que atualiza as suas expectativas. Sendo assim, surgem duas perguntas para

discutir a validade das hipóteses de identificação: (i) “Como funciona o processo de determinação do orçamento municipal?” e (ii) “Qual o grau de autonomia do prefeito em relação aos seus gastos?”

2.3 O orçamento municipal

Com a aprovação da lei de responsabilidade fiscal em maio de 2000, o orçamento municipal se tornou um processo razoavelmente complicado e controlado. O processo ocorre basicamente em três etapas. A figura 1 abaixo ilustra o passo a passo do orçamento municipal.

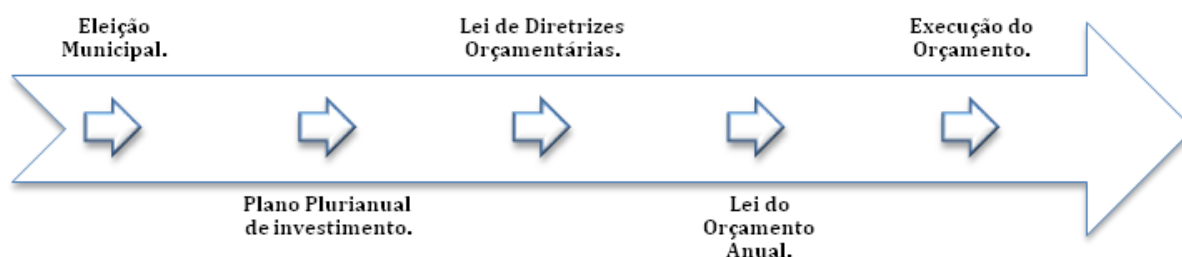


Figura 1: O passo a passo do orçamento municipal

O PPI - plano plurianual de investimentos - reflete as propostas de campanha do prefeito eleito e estabelece as diretrizes do gasto público para os próximos quatro anos. O PPI deve ser aprovado no fim do primeiro ano de mandato do prefeito eleito e vale até o fim do primeiro ano do mandato do prefeito seguinte. A partir do PPI, o prefeito deve montar a LDO - Lei de Diretrizes Orçamentárias - e a LOA - Lei do Orçamento anual.

A LDO define as prioridades para o orçamento do ano seguinte com base no PPI. O período de aprovação da LDO e da LOA depende da lei orgânica de cada município. Apesar disso, a grande maioria dos municípios aprova o seu orçamento perto do fim das atividades legislativas no ano. A partir da LDO, o prefeito e a Câmara de vereadores elaboram a LOA.

A LOA faz a previsão de receita para o próximo ano e autoriza a despesa a ser realizada em cada uma das funções.

Uma questão institucional importante para discutir a validade das hipóteses de identificação é a existência ou não de gasto discricionário. Isto é, se o prefeito tem ou não tem capacidade de ajustar os seus gastos à medida que recebe sinais dos eleitores. A lei prevê que o prefeito tem algum grau de discricção sobre o excesso de arrecadação. O excesso de arrecadação deve ser comprovado por um crescimento imprevisto da arrecadação, aumento não previsto de receita extraordinária ou pela anulação de outras despesas já autorizadas. O prefeito pode autorizar esses gastos adicionais por decreto desde que seja para ampliar uma despesa já prevista na LOA. No entanto, essa suplementação não pode exceder 5% do orçamento global. Outra fonte de discricção são as reservas de contingência que o orçamento prevê para cada secretaria.

2.4 O papel dos municípios na política de segurança pública

Uma questão institucional importante para discutir os resultados do estudo é a relevância dos municípios na política de segurança pública como um todo. O artigo 144 da constituição especifica claramente os órgãos que exercem a política de segurança pública. As Guardas Municipais não são citadas no artigo. O inciso 8 do artigo especifica as atribuições das Guardas Municipais. A principal atribuição do órgão seria zelar pelo patrimônio do município.

Não existe razão à priori para supor que o efeito *deterrence* de um guarda municipal numa via movimentada seja muito menor do que o de um policial civil ou militar. O efeito de um guarda municipal deve ser semelhante ao efeito de um vigilante particular. Apesar disso, o efeito da guarda municipal sobre o número de prisões deve ser bastante reduzido. Como as Guardas Municipais fazem ações conjuntas com a Polícia Militar (e Civil), o efeito sobre o número de prisões ocorre de forma indireta. A Guarda Municipal terá um efeito sobre o número de prisões se a Polícia Militar (ou Civil) for mais produtiva nas ações conjuntas. Isto é, se o guarda municipal e o policial militar (ou civil) são fatores complementares na função

de produção de atividade policial. No geral, é razoável esperar que o efeito total de um guarda municipal sobre o crime seja menor que o de um policial militar (ou civil).

Outra questão fundamental para discutir os resultados é a relação entre as políticas de segurança pública dos municípios e dos estados. Isto é, se o prefeito atua diretamente ou em conjunto com o poder estadual. Em 2004, O IBAM – Instituto Brasileiro de Administração Municipal – publicou um estudo sobre o padrão do gasto municipal em segurança pública no ano de 2003. De acordo com este estudo, os municípios destacam-se pelas seguintes atuações na política de segurança pública: auxiliar na manutenção da polícia militar, polícia civil, corpo de bombeiros e delegacias especiais, IML e polícia rodoviária federal. Dessa forma, fica claro que os municípios podem executar alguma política de segurança pública mesmo sem possuir uma guarda municipal. Essa possibilidade ocorreria através de ações conjuntas com a secretaria estadual de segurança pública.

3.FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

O modelo proposto possui três tipos de agentes: políticos, eleitores e criminosos. Os políticos anunciam as suas plataformas, os eleitores votam e os criminosos escolhem o nível de crime. A oferta de crime será derivada do problema de escolha ocupacional do agente criminoso. A

demanda por policiamento será derivada do problema economia política que envolve a provisão de um bem público.

Os criminosos estão distribuídos uniformemente no intervalo entre 0 e 1. Sob essa hipótese, a estrutura de preferências dos criminosos pode ser representada pela estrutura de preferências de um agente representativo. Os criminosos possuem medida nula no conjunto de eleitores. A estrutura de preferências do agente representativo criminoso é representada por uma função de utilidade que depende diretamente da quantidade consumida de um bem homogêneo (c) e do número de horas consumidas de lazer (l). Considere a seguinte função de utilidade:

$$U_c = v(c) + w(l) \quad (1)$$

$$\frac{\partial v}{\partial c} > 0 \text{ e } \frac{\partial^2 v}{\partial c^2} < 0 \quad \forall c > 0 \quad (2)$$

$$\frac{\partial w}{\partial l} > 0 \text{ e } \frac{\partial^2 w}{\partial l^2} < 0 \quad \forall l > 0 \quad (3)$$

A escolha de uma função de utilidade separável visa gerar funções de escolha analiticamente mais fáceis de tratar. O bem homogêneo é o numerário da economia. O mercado do bem homogêneo é perfeitamente competitivo. Os criminosos gastam a sua dotação de tempo horas em lazer (l) e horas trabalho no mercado de crime (h). O mercado de crime é perfeitamente competitivo. Os criminosos recebem s unidades monetárias por hora trabalhada. O criminoso aloca a sua renda laboral (sh) e não laboral (A) no consumo do bem homogêneo. Sendo assim, pode-se escrever:

$$T = l + h \quad (4)$$

$$c = sh + A \quad (5)$$

O problema do criminoso pode ser escrito da seguinte forma:

$$\begin{aligned} & \text{MAX}_{c,l} v(c) + w(l) \quad \text{s. a} \\ & c + sl = A + sT \quad (6) \end{aligned}$$

Dadas as hipóteses sobre $v(c)$ e $w(l)$ sabe-se que existe solução interior para esse problema.

As funções de escolha são dadas por:

$$c^* = c(A, T, s) \quad (7)$$

$$l^* = l(A, T, s) \quad (8)$$

$$h^* = h(A, T, s) = T - l(A, T, s) \quad (9)$$

A estrutura de tecnologia policial é representada por uma função que mapeia uma relação inversa entre o retorno da atividade criminosa (s) e tamanho da polícia (P).

$$s = c(P) \quad (10)$$

$$\frac{\partial s}{\partial P} < 0 \quad \forall P > 0 \quad (11)$$

Substituindo (11) em (10), pode-se mapear a quantidade de crime na quantidade de policiamento:

$$h^* = h(P) = T - l(A, T, c(P)) \quad (12)$$

Chamaremos essa função de oferta de crime. Dadas as hipóteses do modelo, pode-se mostrar que essa função é decrescente no nível de policiamento. Matematicamente, temos que:

$$\frac{\partial h^*}{\partial s} < 0 \wedge \frac{\partial s}{\partial P} < 0 \implies \frac{\partial h^*}{\partial P} = -\frac{\partial h^*}{\partial s} \frac{\partial s}{\partial P} < 0 \quad (13)$$

Dado que os criminosos são uniformemente distribuídos no intervalo entre 0 e 1, a oferta agregada de crime é igual a oferta individual de crime.

$$H(P) = \int_0^1 h(P) dz = h(P) \quad (14)$$

Em que, z denota o tipo do criminoso e H a quantidade agregada de crime. Sendo assim, a oferta agregada inversa de crime é definida da seguinte forma:

$$P = h^{-1}(H) = S(H) \quad (15)$$

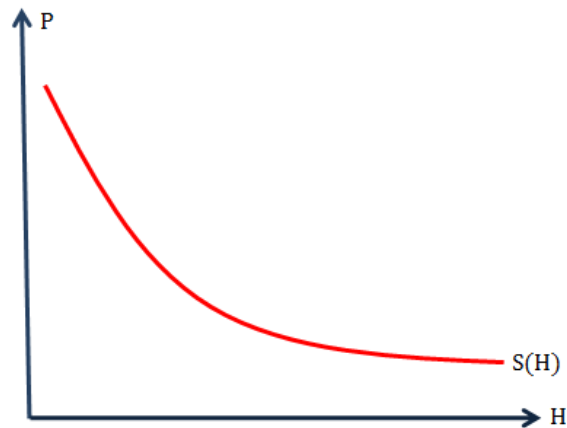


Figura 2: Oferta (agregada) inversa de crime.

As hipóteses do modelo garantem a existência de solução interior, ou seja, todos os criminosos irão ofertar uma quantidade positiva de crime. Um aumento do policiamento reduz o rendimento unitário da hora trabalhada no mercado de crime. Esse fato torna o mercado de crime menos atrativo e faz o criminoso consumir mais lazer e reduzir o número de horas trabalhadas. Portanto, a política de segurança pública reduz a criminalidade na margem intensiva, ou seja, faz os mesmos criminosos cometerem menos crimes.

Os eleitores são heterogêneos nas suas preferências por policiamento per-capita (P) e denotados por um tipo θ . Para um dado tipo, a estrutura de preferências desse eleitor θ pode ser representada pela seguinte função de utilidade:

$$U_e = x + g(P; H, \theta) \quad (16)$$

$$\frac{\partial g}{\partial P} > 0 \text{ e } \frac{\partial^2 g}{\partial P^2} < 0 \quad \forall P > 0 \quad (17)$$

$$\frac{\partial^2 g}{\partial P \partial H} > 0 \quad \forall H > 0 \wedge P > 0 \wedge \theta > 0 \quad (18)$$

$$\frac{\partial^2 g}{\partial P \partial \theta} > 0 \quad \forall H > 0 \wedge P > 0 \wedge \theta > 0 \quad (19)$$

$$\frac{\partial^3 g}{\partial P \partial H \partial \theta} > 0 \quad \forall H > 0 \wedge P > 0 \wedge \theta > 0 \quad (20)$$

Em que, x é a quantidade consumida do bem homogêneo pelo eleitor e H é a quantidade agregada de crime na economia. A hipótese (18) significa que a utilidade marginal da polícia é crescente no nível de criminalidade para todos os tipos de eleitores. A hipótese (19) significa que a utilidade marginal da polícia é crescente no tipo de eleitor para todos os níveis de criminalidade. A hipótese (20) significa que a utilidade marginal da polícia nos dois grupos difere apenas no nível. Isto é, o tipo do eleitor só desloca a curva de utilidade marginal paralelamente.

A renda do eleitor é gasta no consumo do bem público e do bem homogêneo. Uma unidade de polícia custa o mesmo que uma unidade do bem homogêneo. Sendo assim, a restrição orçamentária do eleitor é dada por:

$$x = (1 - \tau)y \quad (21)$$

Em que, τ é um imposto de renda proporcional. O consumidor escolhe apenas a quantidade de consumo do bem homogêneo. Sendo assim, é trivial que, no ótimo, ele gastará toda a sua renda disponível no consumo desse bem. Segue que, para um dado tipo, a função valor do problema do eleitor é dada por:

$$V(y, P, H, \theta) = (1 - \tau)y + g(P; H, \theta)$$

O orçamento do governo é sempre equilibrado.

$$\tau y = P \quad (23)$$

Substituindo o (23) na função valor (22), temos que:

$$V(y, P, H, \theta) = (y - P) + g(P; H, \theta) \quad (24)$$

A função de quantidade ótima de policiamento é a quantidade de crime que maximiza a função valor de um tipo de eleitor, ou seja:

$$\begin{aligned} P^* &= \text{ARG MAX}_P (y - P) + g(P; H, \theta) \\ P^* &= D(H, \theta) = (g')^{-1}(1; H, \theta) \quad (25) \end{aligned}$$

Denotou-se essa função de demanda por policiamento. Dadas as hipóteses do modelo, pode-se mostrar que a função de demanda por policiamento é crescente no nível de criminalidade. A figura 3 ilustra uma forma funcional possível para $D(H)$. Matematicamente, temos que:

$$\frac{\partial^2 g}{\partial P \partial H} > 0 \Rightarrow \frac{\partial P^*}{\partial H} = \frac{\partial (g')^{-1}}{\partial H} > 0 \quad (26)$$

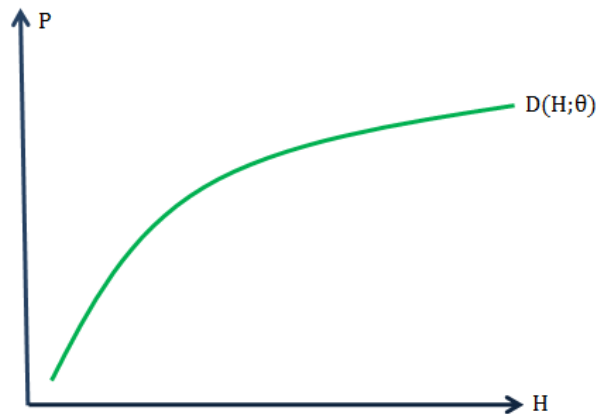


Figura 3: Demanda por policiamento

Existem dois grupos de eleitores: os Inseguros (I) e os Seguros (S). Cada grupo é representado por θ_I e θ_S respectivamente. Supõe-se que o tipo do grupo dos inseguros seja maior que o tipo dos seguros, ou seja:

$$\theta_I > \theta_S \quad (27)$$

Sob essa hipótese:

$$\frac{\partial g}{\partial P}(\theta_I) > \frac{\partial g}{\partial P}(\theta_S) \quad \forall H > 0 \wedge P > 0 \quad (28)$$

A desigualdade acima significa que, para qualquer nível de crime ou policiamento, a utilidade marginal da polícia para o grupo de eleitores inseguros é maior que a utilidade marginal para o grupo de eleitores seguros. Essa diferença na estrutura de preferências dos eleitores gerará uma demanda por policiamento maior por parte desse grupo de eleitores. A figura 4 serve de ilustração para este fato.

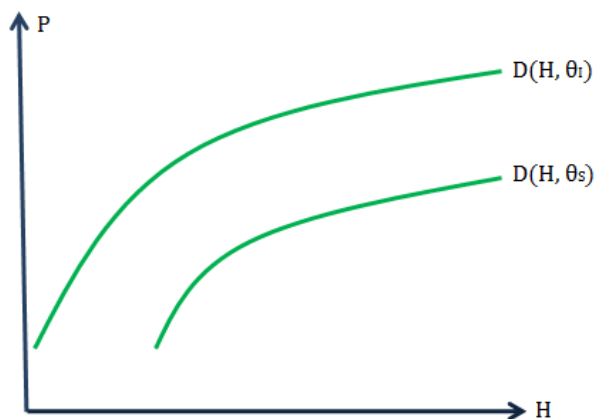


Figura 4: Demanda por policiamento para cada um dos grupos

Denote a função de escolha da seguinte forma:

$$P_I = D(H, \theta_I) \quad (29)$$

$$P_S = D(H, \theta_S) \quad (30)$$

Dadas as hipóteses do modelo, pode-se mostrar que:

$$\frac{\partial g}{\partial P}(\theta_I) > \frac{\partial g}{\partial P}(\theta_S) \quad \forall H > 0 \Rightarrow P_I > P_S \quad \forall H > 0 \quad (31)$$

Para um dado nível de crime, a quantidade de policiamento demandada pelo grupo dos inseguros é sempre maior que a do grupo dos seguros. Esse fato ocorre porque, para qualquer nível de criminalidade, a utilidade marginal da polícia deste grupo de eleitores é maior. Sendo assim, esses eleitores estão dispostos a abrir mão de uma quantidade maior de consumo privado para financiar o bem público.

O ambiente eleitoral é muito semelhante ao do modelo básico de eleitor Downsiano. Existem dois políticos (A e B) competindo num espaço de política unidimensional. Não existem

preferências eleitorais, ou seja, a recompensa de vencer a eleição independe da política escolhida. Os dois políticos anunciam as suas plataformas simultaneamente. Existe comprometimento ilimitado.

Denote a proporção de eleitores do grupo dos insatisfeitos e do grupo dos satisfeitos por α_I e α_S respectivamente. Os políticos são neutros ao risco e maximizam o seu *office-rent*. A função objetivo do político A depende da sua plataforma política (P_A), da plataforma anunciada pelo concorrente (P_B) e da proporção de eleitores seguros (α_S). Matematicamente, temos que:

$$U_A = \begin{cases} R, & \text{se } \alpha_S > 50\% \wedge \|P_A - P_S\| < \|P_B - P_S\| \\ 0, & \text{se } \alpha_S > 50\% \wedge \|P_A - P_S\| > \|P_B - P_S\| \\ R, & \text{se } \alpha_S < 50\% \wedge \|P_A - P_I\| > \|P_B - P_I\| \\ 0, & \text{se } \alpha_S < 50\% \wedge \|P_A - P_I\| < \|P_B - P_I\| \end{cases} \quad (32)$$

Em suma, o político que anunciar a plataforma mais próxima da escolhida pelo grupo majoritário fica com todo o *office-rent*. Suponha que os políticos conheçam a proporção de eleitores em cada grupo. O único equilíbrio de Nash deste jogo envolve os dois políticos anunciando a plataforma escolhida pelo grupo majoritário. Matematicamente, temos que:

$$D(H, \theta_S, \theta_I, \alpha_S) = P_A^* = P_B^* = \begin{cases} P_S, & \text{se } \alpha_S > 50\% \\ P_I, & \text{se } \alpha_S < 50\% \end{cases} \quad (33)$$

Para efeito de análise, suponha que o prefeito conheça a proporção de eleitores em cada grupo. A figura 5 mostra os dois equilíbrios possíveis do modelo sem incerteza. As cidades cuja maioria dos eleitores é insegura possuem um maior nível de policiamento e, conseqüentemente, um menor nível de criminalidade. Portanto, as diferenças entre as alocações de equilíbrio são, tudo mais constante, explicadas pela heterogeneidade nas preferências dos eleitores.

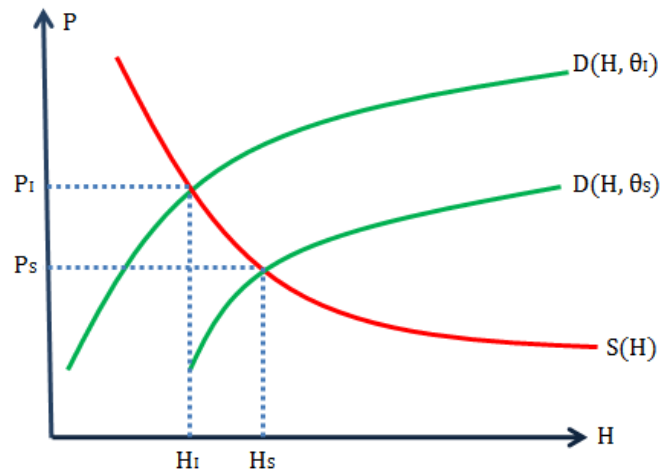


Figura 5: Equilíbrios do modelo sem incerteza

Os políticos conhecem a estrutura de preferências dos eleitores (os valores de θ_I e θ_S). No entanto, eles desconhecem a proporção de eleitores dentro de cada grupo (os valores de α_I e α_S). Para formular a sua alocação, os candidatos formulam uma expectativa sobre a proporção de eleitores em cada grupo. O modelo funciona como se o prefeito fizesse uma pesquisa de opinião pública como o seu eleitorado. Isto é, o prefeito entrevista regularmente um número de eleitores para saber se eles estão satisfeitos com a sua política de segurança pública. A figura 6 abaixo mostra uma linha de tempo com a ordem dos eventos.

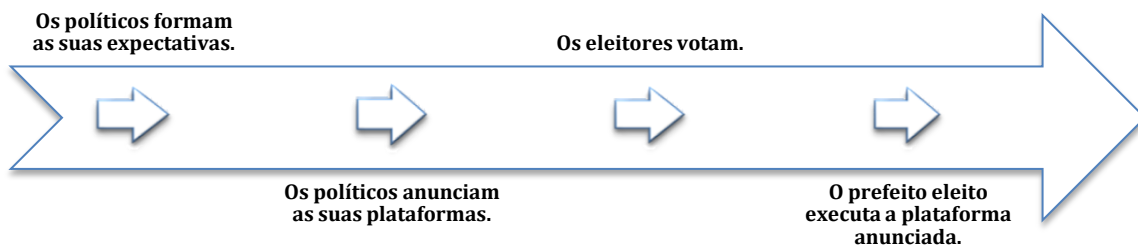


Figura 6: Linha de tempo dos eventos do modelo teórico

Denote as expectativas do político por $\hat{\alpha}_I$ e $\hat{\alpha}_S$ respectivamente. A regra de decisão do político é dada por:

$$D(H, \theta_S, \theta_I, \hat{\alpha}_S) = \begin{cases} P_S, & \text{se } \hat{\alpha}_S > 50\% \\ P_I, & \text{se } \hat{\alpha}_S < 50\% \end{cases} \quad (34)$$

Para um conjunto de cidades, a média condicional da equação de demanda por policiamento é dada por:

$$\begin{aligned} E(D(H)) &= \lambda_S P_S + (1 - \lambda_S) P_I \quad (35) \\ \lambda_S &= Pr(\hat{\alpha}_S \geq 50\%) \end{aligned}$$

A variância condicional da equação de demanda por policiamento é dada por:

$$V(D(H)) = [\lambda_S P_S^2 + (1 - \lambda_S) P_I^2] - [\lambda_S P_S + (1 - \lambda_S) P_I]^2 \quad (36)$$

A figura 7 ilustra a forma funcional da variância da equação de demanda por policiamento. Forma funcional dessa variância é caracterizada pelas seguintes equações:

$$\begin{aligned} \frac{\partial V(D(H))}{\partial \lambda_S} &= 0 \Rightarrow \\ (P_I^2 - P_S^2) - [2\lambda_{S,max} P_S^2 + 2(1 - \lambda_{S,max}) P_S P_I - 2\lambda_{S,max} P_S P_I - 2(1 - \lambda_{S,max}) P_I^2] &= 0 \Rightarrow \\ -2\lambda_{S,max} (P_S - P_I)^2 &= -(P_S - P_I)^2 \Rightarrow 2\lambda_{S,max} = 1 \Rightarrow \lambda_{S,max} = 50\% \quad (37) \end{aligned}$$

$$\frac{\partial^2 V(D(H))}{\partial \lambda_S^2} = -2(P_S - P_I)^2 < 0 \quad (38)$$

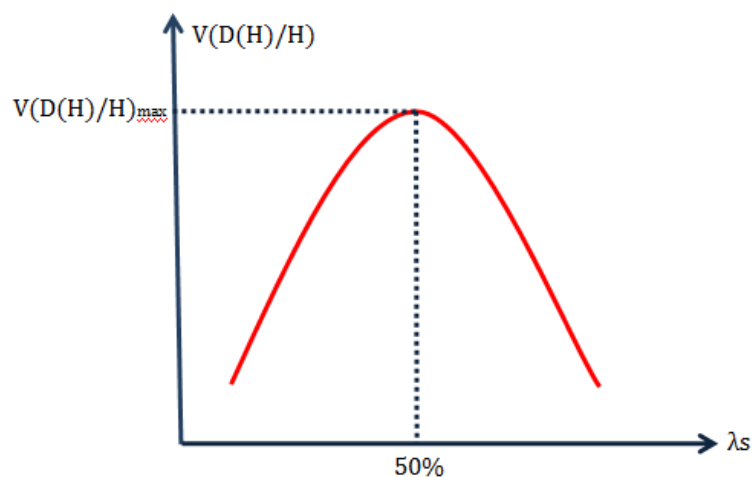


Figura 7: Variância condicional da equação de política

Mostrou-se que a variância da equação de demanda de crime atinge o seu máximo quando $\lambda_S = 50\%$, ou seja, quando a probabilidade do grupo dos eleitores seguros serem a maioria é

de 50%. Portanto, a variância da equação de demanda de crime é maior nas cidades onde a proporção de eleitores dentro de cada grupo é muito parecida.

Separe esse conjunto de cidades em dois subconjuntos: O primeiro contendo as cidades com eleitorado dividido ($\alpha_s \in [\alpha_s - \varepsilon ; \alpha_s + \varepsilon]$) e o segundo contendo as cidades com eleitorado não dividido ($\alpha_s \notin [\alpha_s - \varepsilon ; \alpha_s + \varepsilon]$). As figuras 8 e 9 mostram a dispersão dos pontos de equilíbrio de cada um dos dois subconjuntos de cidades. Como a variância da equação de demanda de crime das cidades do conjunto 1 é maior que a do conjunto 2, os pontos de equilíbrio estão mais dispersos ao longo da curva de oferta de crime. Esse fato está ilustrado na figura 7. Na figura 8, pode-se observar um padrão diferente. Os pontos estão concentrados no entorno do cruzamento das médias. Essa previsão do modelo teórico será fundamental para interpretar as hipóteses de identificação do artigo.

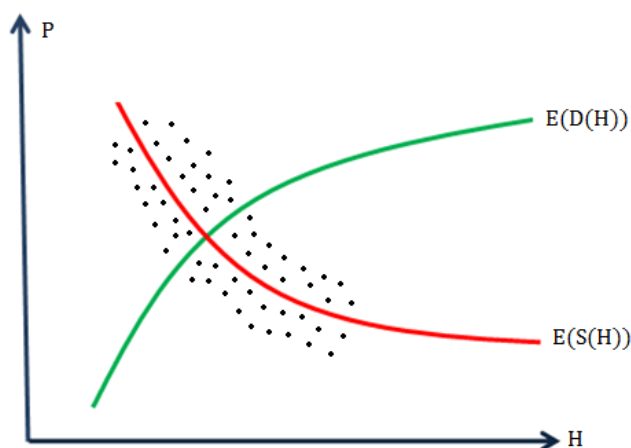


Figura 8: Dispersão dos pontos de equilíbrio das cidades do conjunto 1

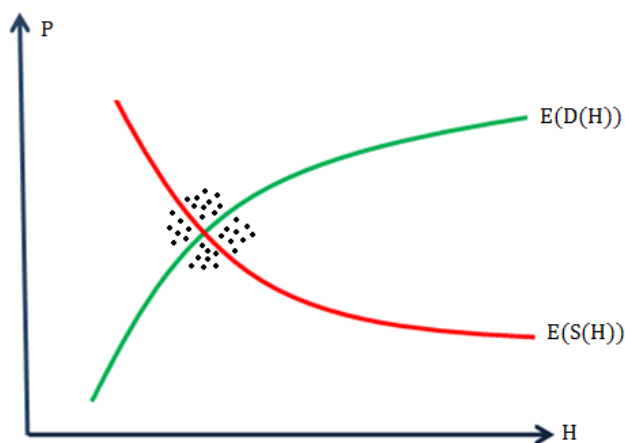


Figura 9: Dispersão dos pontos de equilíbrio das cidades do conjunto 2

4. DADOS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Os dados usados neste trabalho podem ser separados em cinco categorias distintas: dados eleitorais, dados de criminalidade, dados de finanças públicas, dados demográficos e dados sobre características dos municípios. Os dados eleitorais do referendo de 2005 foram obtidos no site do TSE. Os dados de criminalidade foram obtidos através de contato com instituições ligadas às secretarias de segurança públicas dos estados (Fundação João Pinheiro em MG, CeSec-Ucam no RJ e Seade em SP). Vale ressaltar que o esforço dessas instituições para compilar os dados fornecidos pelas secretarias de segurança e montar medidas de crimes municipais comparáveis por estado é bastante recente. A contribuição deste estudo é unificar os esforços dessas três instituições e consolidar uma base de dados inédita nessa literatura. O atributo inédito dessa base é conter seis medidas de crime (tentativa de homicídio, roubo, furto, latrocínio estupro e homicídio) para todos os municípios dos três maiores estados do Brasil. Todas as medidas de crime foram construídas em termos de 100 mil habitantes.

É importante ressaltar que, nos três estados, todas as medidas de crime estão definidas conforme o código penal de 1984. Além disso, todas as medidas de crime estão definidas em função do número de ocorrências policiais. Por esses dois motivos, consideramos que as medidas de crime são comparáveis entre os três estados. Apesar disso, essas medidas não estão livres da ocorrência de erro de medida. A probabilidade de um crime gerar uma ocorrência deve ser fortemente correlacionada com a medida de polícia no município. Neste caso, o erro de medida não é tão preocupante porque gera um viés de erro de medida positivo no coeficiente de polícia. Algumas características idiossincráticas e não observáveis de cada município, tais como a alocação de polícia dos estados no município, também devem ser correlacionadas com essa probabilidade. Neste caso, o sinal do viés de erro de medida do coeficiente de polícia é negativo, o que pode gerar uma correlação negativa espúria entre medidas de crime e medidas de polícia.

O estudo usará três medidas de polícia diferentes: gasto em segurança pública, gasto em policiamento e número de guardas municipais. Os dados de gasto em segurança pública e gasto em policiamento foram obtidos no site da STN e são provenientes da Finbra. Os dados de guarda municipal foram comprados do IBGE e são provenientes da Munic-IBGE. As duas

medidas de gasto foram transformadas em função do número de habitantes o número de guardas municipais foi colocado em termos de 100 mil habitantes.

Os dados demográficos foram obtidos no site do DataSus e são provenientes da projeções inter-censitárias do IBGE. A partir dessas projeções, foram construídas as proporções de homens e jovens na população total de cada cidade. Os dados de população total foram colocados em termos de 100 mil habitantes. Os dados de características dos municípios foram obtidos no Ipea-Data e são provenientes do censo de 2000 do IBGE. A tabela 1 abaixo fornece o nome e a descrição detalhada de cada uma das variáveis usada no estudo.

Tabela 1: Descrição das variáveis

<i>variável</i>	<i>descrição</i>
percent_sim	percentual de votos do sim no referendo de 2005 sobre comercialização de armas de fogo
pop_tot_100milhab	população total por 100 mil habitantes
pop_tot_100milhab_sqr	população total por 100 mil habitantes ao quadrado
pop_tot_100milhab_cub	população total por 100 mil habitantes ao cubo
pop_tot_100milhab_qua	população total por 100 mil habitantes a quarta potência
dum_est_1	dummie para o estado de MG
dum_est_2	dummie para o estado de RJ
dum_est_3	dummie para o estado de SP
renda_percapita	renda percapita medida em reais de 2000
ind_theil	índice de theil de desigualdade de renda do ano 2000
anos_estudo	média de anos de estudo no ano de 2000
perc_pobres	percentual da população abaixo da linha de pobreza do IBGE
perc_jov	projeção do percentual da população entre 15 e 25 anos
perc_hom	projeção do percentual de homens na população
homic_tentativa_100milhab	número de ocorrências de tentativa de homicídio por 100 mil habitantes
roubo_100milhab	número de ocorrências de roubo por 100 mil habitantes
latrocínio_100milhab	número de ocorrências de latrocínio por 100 mil habitantes
furto_100milhab	número de ocorrências de furto por 100 mil habitantes
estupro_100milhab	número de ocorrências de estupro por 100 mil habitantes
homic_100milhab	número de ocorrências de homicídio por 100 mil habitantes
gasto_segpub_percap	gasto em segurança pública percapita em reais do ano corrente
gasto_polic_percap	gasto em policiamento percapita em reais do ano corrente
num_guarda_100milhab	número de guardas municipais por 100 mil habitantes

O primeiro recorte de amostra ocorreu em função da disponibilidade de dados municipais de criminalidade. A amostra inclui somente os estados do RJ, SP e MG. Os dados de crime de MG não possuem observações de furto e latrocínio. Vale ressaltar que a amostra é representativa dos três maiores estados do Brasil em renda e população. O segundo recorte envolve a eliminação das cidades sem medidas de polícia. As cidades que não responderam o questionário da Finbra e as cidades que não responderam o questionário da Munic foram eliminadas da amostra. A tabela 2 mostra o percentual de cidades com medidas de polícia de acordo com cada critério. O percentual de atrito é pouco relevante para quase todas as medidas de polícia em quase todos os estados. A exceção vale para as medidas de gasto em segurança pública e gasto em policiamento no estado do RJ.

Tabela 2: Percentual de cidades com medidas de polícia

<i>medida de polícia</i>			
<i>estado</i>	<i>gasto_segpub</i>	<i>gasto_polic</i>	<i>num_guarda</i>
<i>total de cidades em cada estado</i>			
MG	853	853	853
RJ	92	92	92
SP	645	645	645
MG + RJ + SP	1590	1590	1590
<i>número de cidades com medidas de polícia em cada estado</i>			
MG	827	827	836
RJ	67	67	86
SP	628	628	631
MG + RJ + SP	1522	1522	1553
<i>percentual de cidades com medidas de polícia em cada estado</i>			
MG	96.95%	96.95%	98.01%
RJ	72.83%	72.83%	93.48%
SP	97.36%	97.36%	97.83%
MG + RJ + SP	95.72%	95.72%	97.67%

O terceiro recorte da amostra envolve a eliminação das cidades com gasto nulo em segurança pública e policiamento e cidades sem guarda municipal. A exclusão dessas cidades tem o claro objetivo de evitar a estimação de um modelo de seleção. Em contrapartida, esse procedimento reduz a validade externa dos resultados. Os resultados das estimações só valem para os municípios que efetivamente possuem alguma política de segurança pública. A tabela 3 abaixo contém o percentual de cidades com alguma política de segurança pública para cada uma das três amostras. A amostra 1 engloba as cidades com gasto positivo em segurança pública no ano de 2005, a amostra 2 engloba as cidades com gasto positivo em policiamento

no ano de 2005 e a amostra 3 engloba a amostra de cidades com guarda municipal do ano 2004.

Tabela 3: Percentual de cidades com política de segurança pública em cada amostra

<i>estado</i>	<i>amostra 1</i>	<i>amostra 2</i>	<i>amostra 3</i>
<i>número de cidades em cada amostra</i>			
MG	827	827	836
RJ	67	67	86
SP	628	628	631
MG + RJ + SP	1522	1522	1553
<i>número de cidades com política de segurança pública em cada amostra</i>			
MG	536	500	40
RJ	39	22	61
SP	194	127	192
MG + RJ + SP	769	649	293
<i>percentual de cidades com política de segurança pública em cada amostra</i>			
MG	64.81%	60.46%	4.78%
RJ	58.21%	32.84%	70.93%
SP	30.89%	20.22%	30.43%
MG + RJ + SP	50.53%	42.64%	18.87%

Essa tabela mostra dois fatos interessantes. O primeiro fato é que os municípios do estado de MG gastam em segurança pública e policiamento, mas não possuem guarda municipal. Senso assim, esses gastos devem ocorrer em ações conjuntas com as polícias do estado e terceirização de serviços de segurança. O segundo fato é que o percentual de municípios do estado do RJ com alguma política de segurança pública é menor nas duas primeiras amostras do que na terceira amostra. Uma parte desse resultado ocorre porque os municípios que não responderam o questionário da Fimbra em 2005 possuem guarda municipal em 2004. Os resultados não se alteram se considerarmos os gastos do ano de 2004. Outra possibilidade é a existência de erros sistemáticos na classificação dos gastos. No geral, esses dados evidenciam que as duas primeiras amostras são representativas de uma população diferente da terceira.

A terceira fonte de seleção é fruto da disponibilidade de dados de crime e polícia. Não existem dados de crime para todas as medidas em todos os municípios. Além disso, existem municípios com dados de crime que não possuem medidas polícia. Como a geração dos dados de crime é responsabilidade das polícias civil e militar e a alocação de recursos estaduais nos municípios é não observável, é possível que este atrito seja explicado por não observáveis. Apesar disso, espera-se que esse viés de seleção não seja relevante porque, em geral, o percentual de atrito em cada amostra é pequeno. A tabela 4 abaixo mostra o percentual de atrito em cada medida de crime dentro de cada amostra.

Tabela 4: Percentual de atrito das medidas de crime em cada amostra

<i>estado</i>	<i>amostra 1</i>	<i>amostra 2</i>	<i>amostra 3</i>
<i>total de observações com atrito em cada amostra</i>			
tentativa de homicídio	769	649	294
roubo	769	649	294
latrocínio	233	149	253
furto	233	149	253
estupro	769	649	294
homicídio	769	649	294
<i>total de observações sem atrito em cada amostra</i>			
tentativa de homicídio	744	633	257
roubo	765	646	272
latrocínio	120	74	128
furto	233	149	239
estupro	736	623	236
homicídio	769	649	281
<i>percentual de atrito em cada amostra</i>			
tentativa de homicídio	3.25%	2.47%	12.59%
roubo	0.52%	0.46%	7.48%
latrocínio	48.50%	50.34%	49.41%
furto	0.00%	0.00%	5.53%
estupro	4.29%	4.01%	19.73%
homicídio	0.00%	0.00%	4.42%

A tabela 4 mostra que, exceto para latrocínio, o percentual de atrito bem é pequeno nas duas primeiras amostras. Na terceira amostra, o percentual de atrito também é relevante para as medidas de tentativa de homicídio e estupro. Sendo assim, se o atrito for explicado por não observáveis, o viés de seleção deve ser mais significativo nestas amostras.

A tabela 5 mostra a média de todas as variáveis usadas do estudo. As três primeiras colunas são referentes às três primeiras sub-amostras. A quarta coluna é referente à amostra completa no ano de 2004. Esse ano foi escolhido porque a Munic não possui informações de guarda municipal para o ano de 2005.

Tabela 5: Média das variáveis do estudo em cada uma das amostras

variável	amostra 1	amostra 2	amostra 3	completa (2004)
homic_tentativa_100milhab	35.345	35.218	27.848	32.455
roubo_100milhab	101.832	84.498	226.988	81.683
latrocínio_100milhab	1.969	1.724	1.523	2.277
furto_100milhab	961.141	906.007	948.536	801.037
estupro_100milhab	6.834	6.107	9.993	7.782
homic_100milhab	18.649	16.844	29.216	20.304
percent_sim	38.529	38.570	38.171	37.419
pop_tot_100milhab	0.765	0.705	1.649	0.469
dum_est_1	0.697	0.770	0.169	0.538
dum_est_2	0.051	0.034	0.190	0.055
dum_est_3	0.252	0.196	0.641	0.406
renda_percapita	226.925	215.340	309.859	222.219
ind_theil	0.510	0.509	0.495	0.496
anos_estudo	4.708	4.558	5.707	4.690
perc_pobres	34.215	36.027	20.621	32.703
perc_jov	27.001	26.965	27.350	26.713
perc_hom	50.502	50.602	49.928	50.690
gasto_segpub_percap	6.560	5.711	11.756	3.218
gasto_polic_percap	4.247	5.032	7.649	2.205
num_guarda_100milhab	33.798*	29.977*	142.384	26.915

*média do número de guardas municipais em 2004 para as cidades com gasto segurança pública (policiamento) positivo em 2005

O primeiro fato que pode ser notado nesta tabela é que os municípios com política de segurança pública (três primeiras colunas) são, em média, menos populosos. O segundo fato é que as características dos municípios das duas primeiras amostras são, em média, parecidas com as características da amostra completa. O terceiro fato é que a amostra de municípios com guarda municipal (terceira coluna) apresenta, na média, características muito diferentes das outras duas amostras. Os municípios da terceira amostra são, em média, mais ricos, menos desiguais, com maior escolaridade e menor percentual da população abaixo da linha de pobreza. Esse fato deve ocorrer porque a terceira amostra é mais representativa dos municípios dos estados do RJ e SP. A maioria dos municípios de MG foi excluída da amostra. A diferença em características observáveis não é um problema a priori. No entanto, diferenças em características evidenciam a possibilidade de diferenças em características não observáveis. O problema de seleção ocorrerá se fatores não observáveis que explicam a criminalidade forem diferentes em cada amostra.

5. ESTRATÉGIA DE IDENTIFICAÇÃO

5.1 As várias fontes de endogeneidade e o sinal do viés de OLS

O objetivo deste trabalho é estimar a relação de causalidade que existe entre medidas de criminalidade nos municípios e medidas de política municipal de segurança pública. O grande problema é que essa relação está sujeita às três fontes clássicas de endogeneidade: erro de medida, omissão de variável relevante e simultaneidade. Sendo assim, é fundamental conhecer o sinal viés de cada fonte de endogeneidade para interpretar corretamente os resultados das estimações. Considere o seguinte modelo de regressão:

$$crime_i = \beta polic_i + u_i \quad (39)$$

Os dados de crime oferecidos pelas secretarias estaduais só levam em conta os crimes que produziram um boletim de ocorrência. Sendo assim, esses dados representam uma fotografia imprecisa do nível de atividade criminosa. Neste caso, a endogeneidade é causada por erro de medida na variável dependente. O verdadeiro valor de $crime_i$ não é observável. Suponha que a quantidade observável seja caracterizada pela seguinte equação:

$$crime_i^* = crime_i + \theta_i \quad (40)$$

Matematicamente, o viés assintótico de OLS é caracterizado pela seguinte equação:

$$plim \hat{\beta} - \beta = plim \frac{N^{-1} \sum_i (polic_i - \overline{polic}) \theta_i}{N^{-1} \sum_i (polic_i - \overline{polic})^2}$$

$$plim \hat{\beta} - \beta = \frac{COV(polic, \theta)}{V(polic)} \quad (41)$$

Espera-se que a probabilidade de um crime gerar um boletim de ocorrência seja maior se o indivíduo considera que existe uma alta probabilidade de prisão e condenação daquele que

cometeu o ato criminoso. Por sua vez, a probabilidade de prisão e condenação depende da quantidade e da qualidade do aparato policial. Conclui-se que a probabilidade de ir até uma delegacia prestar um boletim de ocorrência é correlacionada com a quantidade e qualidade do aparato policial. Matematicamente, temos que:

$$COV(polic, \theta) > 0 \Rightarrow plim \hat{\beta} - \beta = \frac{COV(polic, \theta)}{V(polic)} > 0 \quad (42)$$

Neste caso, o erro de medida gera um viés positivo. As cidades com uma polícia maior e mais eficiente tendem a ter mais boletins de ocorrência e observar, nos dados, um nível de criminalidade maior.

No Brasil, a maior parte dos gastos em segurança pública é proveniente dos estados e da união. O policiamento municipal pode funcionar de forma complementar ou suplementar à alocação de policiamento estadual e federal no município. O prefeito pode ampliar a política de segurança pública porque considera que a alocação de recursos do estado e da união na sua cidade não foi suficiente ou porque considera que existem ações conjuntas que são do interesse da população. Portanto, espera-se que o policiamento no município seja correlacionado com a alocação de policiamento do estado e da união na cidade.

O problema de endogeneidade surge porque os dados de alocação de polícia civil e militar nos municípios não são fornecidos por nenhuma secretaria estadual de segurança pública. Sendo assim, a exclusão dessas variáveis do modelo caracteriza um erro de especificação. Neste caso, a endogeneidade é gerada pela omissão de uma variável relevante. Considere o seguinte modelo de regressão:

$$crime_i = \beta polic_i + v_i \quad (43)$$

$$v_i = \tau polic_est_i + u_i \quad (44)$$

Matematicamente, o viés assintótico de OLS é caracterizado pela seguinte equação:

$$plim \hat{\beta} - \beta = \tau plim \frac{N^{-1} \sum_i (polic_i - \overline{polic}) polic_est_i}{N^{-1} \sum_i (polic_i - \overline{polic})^2}$$

$$plim \hat{\beta} - \beta = \tau \frac{COV(polic, polic_est)}{V(polic)} \quad (45)$$

O sinal do viés depende da relação entre o gasto municipal e o gasto do estado e do governo federal.

$$\tau < 0 \wedge COV(polic, polic_est) < 0 \Rightarrow plim \hat{\beta} - \beta > 0 \quad (46. a)$$

$$\tau < 0 \wedge COV(polic, polic_est) > 0 \Rightarrow plim \hat{\beta} - \beta < 0 \quad (46. b)$$

Se os gastos são suplementares, o termo do numerador é negativo e o viés é positivo. As cidades com uma polícia municipal maior e mais eficiente tendem a ter uma polícia estadual e federal menor e menos eficiente e, por isso, observar, nos dados, um nível de criminalidade maior. A análise é simétrica para o caso em que os gastos são complementares.

Outro tipo de viés ocorre quando temos ao mesmo tempo erro de medida e omissão de variável relevante. Isto é, quando erro de medida é explicado por variáveis não observáveis que são idiossincráticas de cada município. A principal variável não observável que explica a decisão de fazer um boletim de ocorrência é alocação de polícia dos estados no município. Sendo assim, o viés depende da relação entre a política municipal e a política estadual de segurança pública. Se as políticas são suplementares, o viés é negativo. As cidades com maior policiamento municipal possuem menor contingente policial dos estados, uma menor probabilidade de gerar um boletim de ocorrência e, por isso, observam uma quantidade menor de crime nos dados. Esse fato é preocupante porque existe a possibilidade de que o erro de medida gere uma causalidade negativa que não existe. Por simetria, o viés é positivo se as políticas são complementares.

De acordo com o modelo da seção 3, crime e polícia descrevem duas relações econômicas diferentes. A primeira relação é a função de oferta de crime. A quantidade de policiamento reduz o retorno da atividade criminosa e, conseqüentemente, a criminalidade agregada. A segunda relação é a função de demanda por policiamento. Tudo mais constante, os prefeitos das cidades com maior criminalidade agregada escolhem um efetivo policial maior.

Neste caso, a endogeneidade é gerada por um problema de simultaneidade. Considere as seguintes contrapartidas empíricas das equações de demanda por policiamento e oferta de crime:

$$polic_i = \alpha crime_i + \varepsilon_i \quad (47)$$

$$crime_i = \beta polic_i + u_i \quad (48)$$

A estimação da equação de crime por OLS possui um viés positivo. Como os dados de crime são apenas realizações de equilíbrio, não se sabe se esta regressão de OLS está identificando a oferta de crime ou a demanda por policiamento. Matematicamente, o viés assintótico de OLS é caracterizado pela seguinte equação:

$$plim \hat{\beta} - \beta = plim \frac{N^{-1} \sum_i (polic_i - \overline{polic}) \varepsilon_i}{N^{-1} \sum_i (polic_i - \overline{polic})^2}$$

$$plim \hat{\beta} - \beta = \frac{COV(polic, \varepsilon)}{V(polic)} \quad (49)$$

Com o intuito de simplificar análise, suponha que os choques estruturais sejam não correlacionados. Substituindo a forma reduzida da equação de polícia (47) na fórmula acima, obtemos a fórmula do viés assintótico em função dos parâmetros do modelo.

$$plim \hat{\beta} - \beta = \frac{\alpha V(u)}{\alpha^2 + V(\varepsilon)} \quad (50)$$

Se a demanda por policiamento for crescente, o viés de OLS será positivo. Matematicamente, temos que:

$$\alpha > 0 \Rightarrow plim \hat{\beta} - \beta > 0 \quad (51)$$

Diante de todas essas questões empíricas, a identificação de uma equação de oferta de crime é um exercício extremamente complicado. A maior parte das tentativas bem sucedidas ainda apresenta problemas econométricos relevantes. O restante desta seção descreverá as hipóteses de identificação necessárias para identificar a equação de oferta de crime a partir de restrições na variância condicional da equação de demanda por policiamento.

5.2 Identificação com heteroscedasticidade: Rigobon(2002)

Considere um modelo básico de equações simultâneas. As equações do processo gerador dos dados possuem uma especificação linear:

$$y_1 = \gamma_2 y_2 + \varepsilon_1 \quad (52)$$

$$y_2 = \gamma_1 y_1 + \varepsilon_2 \quad (53)$$

Em que, y_1 e y_2 são as variáveis endógenas e ε_1 e ε_2 são os choques aleatórios das equações estruturais. Considere as seguintes hipóteses sobre os termos estocásticos:

$$E(\varepsilon_1) = 0 \text{ e } V(\varepsilon_1) = \sigma_{\varepsilon_1}^2 \quad (54)$$

$$E(\varepsilon_2) = 0 \text{ e } V(\varepsilon_2) = \sigma_{\varepsilon_2}^2 \quad (55)$$

$$COV(\varepsilon_1, \varepsilon_2) = \sigma_{\varepsilon_1 \varepsilon_2} = 0 \quad (56)$$

Sabe-se que, sem hipóteses adicionais, os parâmetros γ_1 e γ_2 das equações estruturais são não identificados. Este fato ocorre porque as duas equações violam a condição de posto. O parâmetro γ_1 será identificado se $\gamma_2 = 0$. Essa hipótese significa que y_1 é exógeno na equação de y_2 . Contudo, esse tipo de hipótese é pouco observável em modelos econômicos. Esse fato motivou o desenvolvimento de métodos de estimação que sejam capazes de identificar γ_1 sob condições mais realistas. Definindo o vetor de parâmetros da forma estrutural da seguinte forma:

$$\theta = (\gamma_1, \gamma_2, \sigma_{\varepsilon_1}^2, \sigma_{\varepsilon_2}^2) \quad (57)$$

Sabe-se que, na população, pode-se escrever a matriz de variância da forma reduzida do sistema como função dos parâmetros da forma estrutural. Sabe-se também que, na prática, é sempre possível estimar a matriz de variância e covariância da forma reduzida do sistema. A pergunta que surge é: “Porque não igualamos essa estimativa à matriz populacional e resolvemos um sistema para recuperar θ ?”

Essa solução não é viável porque esse sistema de equações é não identificado. Sem restrições adicionais, existem 3 momentos estimados e 4 parâmetros estruturais. Matematicamente, esse fato é mais fácil de ser observado:

$$\begin{bmatrix} \widehat{V(\varepsilon_1)} & \widehat{COV(\varepsilon_1, \varepsilon_2)} \\ \widehat{COV(\varepsilon_1, \varepsilon_2)} & \widehat{V(\varepsilon_2)} \end{bmatrix} = \frac{1}{(1-\gamma_1\gamma_2)^2} \begin{bmatrix} \gamma_2^2\sigma_{\varepsilon_1}^2 + \sigma_{\varepsilon_2}^2 & \gamma_2\sigma_{\varepsilon_1}^2 + \gamma_1\sigma_{\varepsilon_2}^2 \\ \gamma_2\sigma_{\varepsilon_1}^2 + \gamma_1\sigma_{\varepsilon_2}^2 & \sigma_{\varepsilon_1}^2 + \gamma_1^2\sigma_{\varepsilon_2}^2 \end{bmatrix} \quad (58)$$

A pergunta seguinte que surge é: “Que tipo de hipótese deve ser feita para que este sistema possua solução?”. A solução imediata seria aumentar o número de momentos estimados sem aumentar (ou aumentando menos) o número de parâmetros desconhecidos. Suponha que existem dois processos geradores diferentes denotados por s com a mesma especificação, mas parâmetros diferentes. Matematicamente, temos que:

$$y_1^s = \gamma_1^s y_2^s + \varepsilon_1^s \quad (59)$$

$$y_2^s = \gamma_2^s y_1^s + \varepsilon_2^s \quad (60)$$

De acordo com a Proposição 1 de Rigobon (2002), o sistema acima é exatamente identificado sob as seguintes hipóteses: (HR1) $V((y_1^1, y_2^1)')$ e $V((y_1^2, y_2^2)')$ são linearmente independentes, (HR2) $\gamma_1^1 = \gamma_1^2$ e $\gamma_2^1 = \gamma_2^2$ e (HR3) $COV(\varepsilon_1^1, \varepsilon_2^1) = COV(\varepsilon_1^2, \varepsilon_2^2) = 0$.

A hipótese (HR1) significa que existem dois regimes de variância linearmente independentes. A hipótese (HR2) significa que os parâmetros da média condicional dos dois processos geradores são idênticos. A hipótese (HR3) significa que os choques estruturais dos dois processos geradores são não correlacionados. Dado esse resultado, a pergunta relevante que surge é: “Essas hipóteses são razoáveis?” A resposta, obviamente, depende das características dos momentos amostrais.

A grande vantagem deste método de estimação é que as suas hipóteses de identificação são testáveis. A hipótese (HR2) pode ser testada através de um teste de homoscedasticidade nos resíduos de cada equação da forma reduzida do sistema. Se o sistema for sobre identificado, a hipótese (HR2) pode ser testada através de um teste F nos coeficientes dos termos cruzados das variáveis da média condicional com a variável que determina o regime de variância. Suponha que o padrão da variância mude a cada ano. Neste caso, deve-se testar se os coeficientes das endógenas possuem algum tipo de não linearidade nos anos da amostra. A hipótese (HR3) não precisa ser testada porque deixa de ser uma condição necessária para a identificação se aumentarmos o número de regimes de variância.

A análise de um diagrama de oferta e demanda permite uma interpretação mais intuitiva das hipóteses de identificação modelo. As figuras 10 e 11 foram retiradas do artigo de Rigobon (2002). Elas mostram, respectivamente, realizações de um processo gerador simultâneo em dois regimes de variância: baixa volatilidade e alta volatilidade. Na amostra com alta volatilidade, pode-se notar que, como a curva de oferta se desloca aleatoriamente, as realizações de equilíbrio estão espalhadas ao longo da curva de demanda. Esse deslocamento aleatório das realizações funciona como um “instrumento em probabilidade” para a curva de demanda e garante a sua identificação.

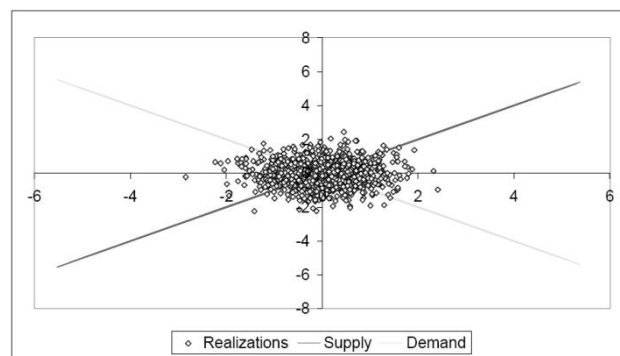


Figura 10: Equilíbrios no regime de baixa volatilidade.

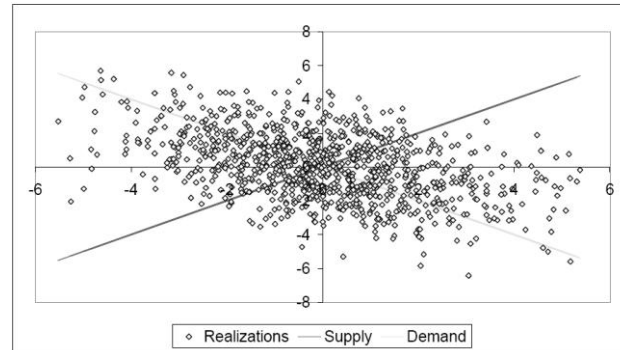


Figura 11: Equilíbrios no regime de alta volatilidade.

Suponha que a equação (53) seja uma contrapartida empírica da equação de demanda de por policiamento (34). O padrão de dispersão das figuras 9 e 10 é idêntico ao apresentado nas figuras 7 e 8 da seção do modelo teórico. Sendo assim, a hipótese de identificação (HR1) é uma previsão do modelo teórico da seção 2. A hipótese de identificação (HR2) também possui contrapartida no modelo teórico da seção 2. A única diferença em relação à hipótese (HR1) é que ela está atrelada diretamente a uma primitiva do modelo e não a uma previsão. Dada a linearidade de (53), a hipótese (30) sobre as derivadas terceiras da utilidade do eleitor garante que os coeficientes da equação (60) sejam os mesmos para os dois processos geradores.

O procedimento de estimação é baseado no método de GMM. Para cada regime de variância, existe um sistema de equações, a partir do qual, pode-se derivar uma condição de momento com a seguinte forma:

$$(\widehat{V(\varepsilon_1)}_s - \gamma_2 \widehat{COV(\varepsilon_1, \varepsilon_2)}_s) - (\widehat{V(\varepsilon_2)}_s - \gamma_2 \widehat{COV(\varepsilon_1, \varepsilon_2)}_s) = 0 \quad (61)$$

Em que, o subscrito s denota o regime de variância. Suponha que existem S regimes diferentes de variância. Sendo assim, podem-se escrever S condições de momento diferentes e calcular um estimador de GMM. Como esse estimador de GMM é um M-estimador, as suas propriedades assintóticas são conhecidas e o procedimento de inferência é padronizado.

5.3 Identificação com heteroscedasticidade: Lewbel(2009)

Lewbel (2008) produziu uma versão mais geral do método de identificação com heteroscedasticidade de Rigobon (2002). Isto é, o modelo de Rigobon (2002) está aninhado no modelo de Lewbel (2009). As equações básicas do modelo são as seguintes:

$$y_1 = \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}_1 + y_2\gamma_1 + \varepsilon_1 \quad (62)$$

$$y_2 = \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}_2 + y_1\gamma_2 + \varepsilon_2 \quad (63)$$

Em que, y_1 e y_2 são as variáveis endógenas; \mathbf{x} é um vetor de controles exógenos; ε_1 e ε_2 são termos estocásticos bem comportados. De acordo com o Teorema 2 de Lewbel (2009), os parâmetros desse sistema são identificados sob as seguintes hipóteses: (HL1) $E(\mathbf{x}\varepsilon_1) = 0$ e $E(\mathbf{x}\varepsilon_2) = 0$, (HL2) $\Phi_w = (COV(\mathbf{z}, w_1) \quad COV(\mathbf{z}, w_2))$ possui posto 2 e (HL3) $COV(\mathbf{z}, \varepsilon_1\varepsilon_2) = 0$. Em que, \mathbf{z} é um vetor de variáveis que explica o padrão da variância condicional e w_1 e w_2 são os erros das formas reduzidas.

A hipótese (HL1) significa que o vetor de variáveis de controle é exógeno em cada uma das equações. A hipótese (HL2) significa que o padrão da variância condicional do processo gerador dos dados pode ser explicado por um vetor de variáveis conhecidas. A hipótese (HL3)

significa que a covariância condicional do processo gerador dos dados é não correlacionada com o vetor de variáveis que explica o padrão da variância condicional.

O autor mostrou que, sob as hipóteses (HL1), (HL2) e (HL3), valem as seguintes condições de momento:

$$E[\mathbf{x}(y_1 - \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}_1 - y_2\gamma_1)] = 0 \quad (68)$$

$$E[\mathbf{x}(y_2 - \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}_2 - y_1\gamma_2)] = 0 \quad (69)$$

$$E[(\mathbf{z} - \boldsymbol{\mu})] = 0 \quad (70)$$

$$E[(\mathbf{z} - \boldsymbol{\mu})(y_1 - \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}_1 - y_2\gamma_1)(y_2 - \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}_2 - y_1\gamma_2)] = 0 \quad (71)$$

Dado o conjunto de condições de momento, os parâmetros podem ser estimados por GMM. As questões referentes à inferência são idênticas ao do estimador de Rigobon (2002).

5.4 Uma adaptação do método de Lewbel(2009)

Lewbel (2009) derivou um conjunto de condições suficientes para a identificação de um sistema estrutural triangular a partir de restrições na matriz de variância e covariância. Esse resultado pode ser usado para identificar os parâmetros estruturais de uma das equações do sistema simultâneo. Considere o seguinte sistema de equações e as seguintes hipóteses:

$$y_1 = \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}_1 + y_2\gamma_1 + \varepsilon_1 \quad (72)$$

$$y_2 = \mathbf{x}'\boldsymbol{\theta}_2 + w_2 \quad (73)$$

$$E(\varepsilon_1) = 0 \text{ e } V(\varepsilon_1) = \sigma_{\varepsilon_1}^2 \quad (74)$$

Em que, y_1 e y_2 são as variáveis endógenas; \mathbf{x} é um vetor de controles exógenos e ε_1 e w_2 são termos estocásticos. A equação (73) é uma forma reduzida da equação (63) e não uma equação estrutural. Sendo assim, $\boldsymbol{\theta}_2$ e w_2 são funções dos parâmetros estruturais e dos termos estocásticos da forma estrutural. Matematicamente, temos que:

$$\boldsymbol{\theta}_2 = \boldsymbol{\theta}_2(\gamma_1, \gamma_2, \boldsymbol{\beta}_1, \boldsymbol{\beta}_2) \quad (75)$$

$$w_2 = w_2(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \gamma_1, \gamma_2, \beta_1, \beta_2) \quad (76)$$

De acordo com o Teorema 1 de Lewbel (2009), esse sistema é identificado sob as seguintes hipóteses: (HL4) $E(x\varepsilon_1) = 0$ e $E(xw_2) = 0$, (HL5) $COV(\mathbf{z}, w_2^2) \neq 0$ (HL6) $COV(\mathbf{z}, \varepsilon_1 w_2) = 0$. Em que, \mathbf{z} é um vetor de variáveis que explica o padrão da variância condicional. A questão que surge é: “Essas condições são válidas sob que hipóteses sobre os termos estruturais?”. As Proposições 1 a 5 relacionam as hipóteses de identificação do modelo simultâneo com as hipóteses de identificação do modelo triangular.

Proposição 1: (i) A hipótese (HL1) implica na hipótese (HL4). (ii) Sob a hipótese (HA1) $COV(\mathbf{z}, \varepsilon_1^2) = 0$, a hipótese (HL3) implica na hipótese (HL6).

Proposição 2: (i) As hipóteses (HA1) $COV(\mathbf{z}, \varepsilon_1^2) = 0$ e (HA2) $COV(\mathbf{z}, \varepsilon_2^2) \neq 0$ e (HL3) implicam na hipótese (HL5). (ii) Suponha que (HA3) $E(\varepsilon_2^2|\mathbf{z}) = \tau_1 h + \tau_2 h^2 + c$ tal que $\tau_1 > 0, \tau_2 < 0$ e $\mathbf{z} = (h \quad h^2)'$. Se (HA4) $E(\varepsilon_1^2|\mathbf{z}) = E(\varepsilon_1^2)$ e (HA5) $E(\varepsilon_1 \varepsilon_2|\mathbf{z}) = E(\varepsilon_1 \varepsilon_2)$, então $E(w_2^2|\mathbf{z}) = \xi_1 h + \xi_2 h^2 + m$; $\xi_1 > 0$ e $\xi_2 < 0$ e $-\frac{\tau_1}{2\tau_2} = -\frac{\xi_1}{2\xi_2}$. Isto é, sob as hipóteses (HA4) e (HA5), se a variância da equação estrutural é uma parábola com um ponto de máximo, então a variância da forma reduzida também é uma parábola com o mesmo ponto de máximo.

Proposição 3: (i) A hipótese (HA4) implica na hipótese (HA1). (ii) A hipótese (HA3) implica na hipótese (HA2).

Proposição 4: Os parâmetros da equação estrutural (62) são identificados sob as hipóteses (HA1), (HA2), (HL1) e (HL3).

A *Proposição 4* representa um avanço em termos de identificação. Um sistema estrutural e triangular é um caso pouco provável de ocorrer com dados econômicos. Além disso, na maioria dos casos, as hipóteses (HA1) e (HA2) são mais plausíveis do que a hipótese (HL2). No geral, parece mais razoável supor que existe uma variável que explique a forma funcional da variância de uma única curva do que supor que esta mesma variável explique a forma funcional da variância das duas curvas de forma diferente. Além disso, as hipóteses (HA1) e (HA2) são mais fáceis de justificar economicamente do que a hipótese (HL2) porque

envolvem restrições nos termos estruturais. A desvantagem em relação à hipótese (HL2) é que as hipóteses (HA1) e (HA2) não são testáveis conjuntamente. Isso ocorre porque ainda não foi possível derivar um conjunto de restrições testáveis que seja equivalente as hipóteses (HA1) e (HA2).

A *Proposição 2* mostra que, sob as hipóteses (HA3), (HA4) e (HA5), a variância da forma reduzida (73) possui o mesmo formato da variância da forma estrutural (63). A *Proposição 3* mostra que as hipóteses (HA3), (HA4) e (HA5) são mais fortes que as hipóteses de identificação do modelo triangular (HA1) e (HA2). Sendo assim, a observação do padrão desejado fornece uma evidência favorável a um conjunto de hipóteses mais fortes que as que as hipóteses de identificação do modelo triangular.

Proposição 5: Sob as hipóteses (HL1) e (HL3), as hipóteses (HA1) e (HL2) são mutuamente exclusivas.

Esse é um resultado negativo. Mostrou-se que as hipóteses de identificação dos dois modelos são mutuamente exclusivas. Isto quer dizer que não é possível obter estimativas consistentes a partir dos dois modelos. Apesar disso, esse resultado pode ajudar a rejeitar a identificação pelo modelo triangular. Evidências muito fortes a favor da hipótese (HL2) permitem concluir que a hipótese (HA1) não é válida. Apesar disso, a rejeição da hipótese (HL2) é apenas uma evidência a favor da hipótese (HA1).

Dadas as hipóteses (HL4), (HL5) e (HL6), pode-se montar um conjunto de condições de momento e estimar os parâmetros do sistema por GMM não-linear. Lewbel (2008) mostrou que os parâmetros da equação (72) podem ser estimados por GMM usando $(\mathbf{z} - \bar{\mathbf{z}})\hat{\mathbf{w}}_2$ como instrumentos para y_2 . Dado esse resultado, os parâmetros estruturais da equação (72) podem ser estimados pelo seguinte procedimento: (i) Estime a equação (73) por OLS, (ii) compute os resíduos e construa os instrumentos e (iii) estime a equação (72) por GMM. Esse resultado é importante porque existem casos em que o sistema simultâneo é muito complicado de computar. Dado que a heteroscedasticidade é uma condição necessária para a identificação, deve-se usar um estimador robusto da variância de GMM.

5.5 Contrapartida empírica do sistema estrutural e o sinal esperado de cada coeficiente

Considere as seguintes contrapartidas empíricas das equações de oferta de crime (14) e demanda por policiamento (34):

$$crime_i = \gamma_1 polic_i + \beta_1 x_i + \varepsilon_{1i} \quad (88)$$

$$polic_i = \gamma_2 crime_i + \beta_2 x_i + \varepsilon_{2i} \quad (89)$$

$$z_i = \begin{pmatrix} percent_sim_i \\ percent_sim_i^2 \end{pmatrix} \quad (90)$$

Em que, i denota o município; $polic$ é uma medida de polícia; $crime$ é uma medida de criminalidade; x é um vetor de controles exógenos; $percent_sim$ é o *vote-share* do Sim no Referendo sobre comercialização de armas de fogo de 2005. Os controles exógenos usados são: um polinômio de grau quarto na população por 100 mil habitantes, *dummies* de estado, renda per-capita medida em reais de 2000, média de anos de estudo, índice de *Theil* de desigualdade de renda de 2000, percentual de indivíduos abaixo da linha de pobreza no ano de 2000, percentual de jovens na população e percentual de homens na população.

O sinal do coeficiente da renda per capita é dúbio. Cidades com maior renda per capita estão associadas com maiores salários. Sendo assim, o retorno das atividades legais é maior e a criminalidade menor nessas cidades. Por outro lado, Cidades mais ricas possuem alvos mais lucrativos para roubo e um tráfico de drogas mais lucrativo. Sendo assim, o retorno das atividades ilícitas e a criminalidade são maiores nessas cidades. Se o sinal do coeficiente de renda per capita for positivo, o efeito sobre a escolha de atividades ilegais sobrepujará o efeito sobre a escolha de atividades legais. A conclusão inversa vale se o sinal do coeficiente for negativo. Sendo assim, um coeficiente positivo faz mais sentido nos crimes com motivação econômica.

O sinal do coeficiente de anos de estudo também é dúbio. Cidades com maior nível educacional estão associadas com maiores salários. Sendo assim, o retorno das atividades legais é maior e a criminalidade menor nessas cidades. Por outro lado, cidades com maiores

salários também estão associadas com atividades ilegais mais lucrativas e maior criminalidade. Se o sinal do coeficiente for positivo, o efeito sobre a escolha de atividades ilegais sobrepujará o efeito sobre a escolha de atividades legais. A análise é simétrica para um coeficiente negativo.

O sinal do coeficiente do índice de *Theil* também é dúbio. Cidades mais desiguais possuem uma rentabilidade líquida das atividades ilícitas maior para os criminosos e um nível maior de criminalidade. Por outro lado, cidades mais desiguais também recebem mais investimento das políticas sociais e, por isso, possuem um nível de criminalidade menor. Se o sinal do coeficiente do índice de *Theil* for positivo, o efeito da desigualdade sobre a escolha de atividades ilegais sobrepujará o efeito das políticas sociais. A análise é simétrica para um coeficiente negativo.

O sinal do coeficiente do percentual de pobres também é dúbio. Cidades mais pobres possuem ter um estoque maior de criminosos potenciais e, por isso, tem uma criminalidade maior. Cidades mais pobres também recebem mais investimentos públicos e, por isso, possuem um nível de criminalidade menor. Se o sinal do coeficiente do percentual de pobres for positivo, o efeito da pobreza sobre a escolha de atividades ilegais sobrepujará o efeito das políticas sociais. Espera-se que o sinal dos coeficientes do percentual de jovens seja negativo. O mesmo sinal é esperado para o coeficiente de percentual de homens. Cidades com mais jovens e homens possuem um estoque maior de criminosos e, por isso, uma criminalidade maior.

Dada a hipótese (18) sobre a utilidade marginal e a linearidade de (72), espera-se que o sinal de γ_1 seja positivo. Portanto, testar a hipótese de que $\gamma_1 > 0$ significa testar a hipótese de que a criminalidade aumenta a utilidade marginal do policiamento. Dada a hipótese (11) sobre o retorno da atividade criminosa e a linearidade de (73), espera-se que o sinal de γ_2 seja negativo. Portanto, testar a hipótese de que $\gamma_2 < 0$ significa testar a hipótese de que o policiamento municipal possui efeito deterrence na atividade criminosa. Isto é, testar se o aumento do número de policiais reduz o retorno da atividade criminosa e, conseqüentemente, reduz o crime na margem intensiva.

5.6 Discutindo as hipóteses de identificação do modelo simultâneo

O Teorema 1 de Lewbel (2009) afirma que o sistema descrito pelas equações (62) e (63) é identificado sob as hipóteses (HL1), (HL2) e (HL3). Suponha que as equações (88) e (89) sejam contrapartidas das equações (62) e (63). A pergunta que surge é: “As hipóteses (HL1), (HL2) e (HL3) são razoáveis neste caso?”. A hipótese de identificação (HL1) significa que as variáveis de controle são exógenas. Como todos os controles são provenientes do censo de 2000, é razoável considerá-las exógenas nas decisões de crime e polícia de 2004 e 2005. A hipótese (HL3) não é uma previsão do modelo teórico da seção anterior. Essa hipótese significa que a relação entre os choques estruturais é independente da proporção de eleitores de cada tipo.

A hipótese (HL2) significa que os regimes de variância são linearmente independentes. O modelo da seção anterior prevê que a variância condicional da equação de polícia é uma função parabólica do *vote-share* do Sim no referendo com pico em 50%. Para que a hipótese (HL2) seja válida, a variância da equação de crime deve ter uma estrutura de dependência diferente da variância de equação de polícia. Esse tipo de premissa deve valer se a expectativa sobre a proporção de eleitores em cada grupo altera a alocação do criminoso de uma forma diferente da que altera a do prefeito. Esse tipo de premissa é razoável se o conjunto de informação do criminoso é diferente do conjunto de informação do político. A *Proposição 5* deste trabalho afirma que as hipóteses (HL2) e (HA1) são mutuamente exclusivas. Isto é, a hipótese (HL2) será violada se a variância da equação de crime não for explicada pelo *vote-share* do Sim no referendo. A hipótese (HL2) pode ser testada através de testes de homoscedasticidade nos resíduos das formas reduzidas.

5.7 Discutindo as hipóteses de identificação no modelo triangular

A *Proposição 4* deste trabalho afirma que os parâmetros da equação (62) são identificados sob as hipóteses (HL1), (HA1), (HA2) e (HL3). Suponha que a equação (88) seja uma contrapartida da equação (62). A pergunta que surge é: “As hipóteses (HA1) e (HA2) são razoáveis neste caso?”. A hipótese (HA1) significa que o *vote-share* do Sim no referendo não explica a variância da equação de crime. Esse tipo de premissa vale se o criminoso possui

informação completa no modelo, ou seja, se ele conhece a proporção de eleitores de cada tipo. Como o tipo dos eleitores é uma informação relevante para o criminoso, é razoável supor que este tipo de informação circule livremente no seu próprio mercado.

A hipótese (HA2) é uma previsão direta do modelo teórico. Sendo assim, a plausibilidade dessa hipótese depende da plausibilidade da primitiva do modelo teórico que gera essa conclusão. A hipótese fundamental para que o *vote-share* explique a variância da equação de polícia é que o resultado do referendo represente uma *proxy* da expectativa do prefeito sobre a proporção de eleitores inseguros. Isto é, que o resultado do referendo revele informação para o econometrista sobre a forma como os prefeitos alocam o seu gasto. Conforme mostrado na seção de background institucional, existem evidências que: (i) O resultado no referendo refletiu uma insatisfação com a política de segurança pública. (ii) O prefeito possui alguma autonomia para ajustar os gastos à medida que recebe sinais dos eleitores. Essas duas evidências sugerem que a hipótese (HA2) é razoável.

O grande problema com as hipóteses (HA1) e (HA2) é que elas não podem ser testadas conjuntamente. Apesar disso, existem alguns resultados que permitem a construção de evidências empíricas que corroboram a validade de ambas. A *Proposição 4* deste trabalho afirma que a hipótese (HL5) será válida sob as hipóteses (HA1) e (HA2). Por outro lado, a hipótese (HL5) pode ser testada a partir de um teste de homoscedasticidade no quadrado do resíduo da forma reduzida da equação de polícia. Sendo assim, a rejeição da hipótese de homoscedasticidade é uma evidência favorável as hipóteses (HA1) e (HA2). O problema é que, mesmo sob as hipóteses (HA1) e (HA2), a forma funcional da variância da forma reduzida pode ser diferente da forma funcional da variância da forma estrutural.

A *Proposição 3* deste trabalho afirma variância da forma reduzida só possuirá o mesmo formato parabólico sob hipóteses mais restritivas que as hipóteses (HA1) e (HA2). Sendo assim, a rejeição desse padrão não significa necessariamente a rejeição das hipóteses de identificação. Além disso, é possível que a variância da forma reduzida da equação de polícia apresente um formato parabólico sob violações das hipóteses (HA1) e (HA2). Isto é, a aceitação desse padrão também não garante a validade das (HA1) e (HA2). Contudo, se a variância do resíduo da forma reduzida da equação de polícia apresentar o formato de uma parábola com pico em 50% existirá uma evidência de que hipóteses mais restritivas que (HA1) e (HA2) são verdadeiras. A *Proposição 5* deste trabalho permite rejeitar a identificação

pelo modelo triangular. Se a hipótese (HL2) não for aceita, então a hipótese de que (HA1) deve ser rejeitada. Apesar disso, a rejeição da hipótese (HL2) não garante a validade da hipótese (HA1).

6. RESULTADOS

6.1 Evidências empíricas e hipóteses de identificação

O teste de *Breush-Pagan* consiste no seguinte procedimento: (i) Estime a forma reduzida (91) da contrapartida empírica da equação de demanda por policiamento por OLS. (ii) Compute o quadrado dos resíduos em (92). (iii) Estime a equação (93) por OLS. (iv) Calcule a estatística do teste assintótico de significância conjunta de α_1 e α_2 .

$$polic_i = \boldsymbol{\theta}_2 \mathbf{x}_i + w_{2i} \quad (91)$$

$$\hat{w}_{2i}^2 = (polic_i - \hat{\boldsymbol{\theta}}_2 \mathbf{x}_i)^2 \quad (92)$$

$$\hat{w}_{2i}^2 = \alpha_1 percent_sim_i + \alpha_2 percent_sim_i^2 + \boldsymbol{\beta}_2 \mathbf{x}_i + \zeta_i \quad (93)$$

A tabela 6 mostra a estatística F e o p-valor dos testes de homoscedasticidade de *Breush-Pagan* da forma reduzida da equação de demanda por policiamento para cada amostra e cada medida de crime. Não existe evidência de heteroscedasticidade significativa para nenhuma das regressões do estudo das amostras 1 e 2. Na amostra 3, só existe evidência de heteroscedasticidade significativa para as regressões de furto e latrocínio. Dado que uma das equações não apresenta heteroscedasticidade significativa, a hipótese de identificação (HL2) é rejeitada. No geral, existem evidências contrárias à validade da hipótese (HA2). Contudo, essa evidência negativa pode ser explicada pelo fato de que a variância da forma reduzida possui uma estrutura diferente da variância da forma estrutural.

Tabela 6: Testes de homoscedasticidade para o quadrado do resíduo da forma reduzida da equação de demanda de polícia

medida de polícia	amostra	estatística	medida de crime					
			tent. homicídio (1)	roubo (2)	latrocínio (3)	furto (4)	estupro (5)	homicídio (6)
gasto_segpub_percap	1	percent_sim	10.93	-4.99	-177.5	-167.1	-3.566	-5.102
		percent_sim_sqr	-0.113	0.083	2.488	2.281	0.0639	0.0846
		F	0.222	0.122	0.245	0.522	0.0957	0.125
		p-valor	0.801	0.885	0.784	0.594	0.909	0.882
gasto_polic_percap	2	percent_sim	2.041	2.508	65.64	42.28	2.662	2.593
		percent_sim_sqr	-0.0286	-0.0334	-0.805	-0.604	-0.0368	-0.0342
		F	0.0716	0.0722	0.858	0.462	0.111	0.0726
		p-valor	0.931	0.93	0.429	0.631	0.895	0.93
num_guarda_100milhab	3	percent_sim	-1,071	-8,331	-13,771**	-21,600***	-4,057	-7,590
		percent_sim_sqr	8.133	98.94	183.7**	300.7***	40.86	87.49
		F	0.0752	0.437	4.15	5.378	0.307	0.447
		p-valor	0.928	0.646	0.0183	0.00525	0.736	0.64

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

controles: polinômio de grau 4 na população total dummies de estado, renda percapita anos de estudo, índice de theil, percentual de pobres, percentual de homens e percentual de pobres

percent_sim, percent_sim_sqr: estimativa pontual do coeficiente de percent_sim, percent_sim_sqr

F: estatística do teste de homoscedasticidade, p-valor: p-valor do testes de homoscedasticidade

A tabela 7 mostra à estatística F e o p-valor do testes de homoscedasticidade da forma reduzida da equação de oferta de crime para cada amostra e cada medida de crime. Na amostra 1, existe evidência de heteroscedasticidade significativa em todas as regressões com exceção de roubo. Na amostra 2, não existe evidência de heteroscedasticidade significativa para nenhuma das regressões. Na amostra 3, só existe evidência de heteroscedasticidade significativa para as regressões de latrocínio e homicídio. No geral, existem evidências contrárias à validade das hipóteses (HL5) e (HL2).

Tabela 7: Testes de homoscedasticidade para o quadrado do resíduo da forma reduzida da equação de oferta de crime

medida de polícia	amostra	estatística	medida de crime					
			tent. homicídio (1)	roubo (2)	latrocínio (3)	furto (4)	estupro (5)	homicídio (6)
gasto_segpub_percap	1	percent_sim	-221.5**	-555.1	-54.99***	-295,978***	-7.378	-22.75
		percent_sim_sqr	2.257	9.497	0.688***	3,819***	0.0349	0.458
		F	4.692	0.718	42.26	4.362	3.763	2.412
		p-valor	0.00945	0.488	0	0.0139	0.0237	0.0903
gasto_polic_percap	2	percent_sim	-30.94	82.42	-7.309	1820	0.782	2.067
		percent_sim_sqr	0.0616	-0.5	0.0964*	-198.6	-0.0588	0.0488
		F	1.413	0.0413	2.014	1.1	2.152	1.413
		p-valor	0.244	0.96	0.142	0.336	0.117	0.244
num_guarda_100milhab	3	percent_sim	97	2,742	-0.734	-166,266*	9	-194.6*
		percent_sim_sqr	-1.24	-34.86	0.00812	2,437*	-0.167	2.788**
		F	0.461	0.106	1.319	2.759	0.214	3.96
		p-valor	0.631	0.899	0.272	0.0655	0.807	0.0202

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

controles: polinômio de grau 4 na população total dummies de estado, renda percapita anos de estudo, índice de theil, percentual de pobres, percentual de homens e percentual de pobres

percent_sim, percent_sim_sqr: estimativa pontual do coeficiente de percent_sim, percent_sim_sqr

F: estatística do teste de homoscedasticidade, p-valor: p-valor do testes de homoscedasticidade

A Proposição 3 deste estudo diz que, sob as hipóteses (HA3), (HA4) e (HA5), a variância da forma reduzida da equação de polícia também deve apresentar o mesmo formato e o mesmo ponto de máximo da variância da equação estrutural. Vale ressaltar que a observação dessas

previsões não garante a validade das hipóteses (HA3), (HA4) e (HA5). Isto é, esse padrão pode ser observado sob violações de algumas destas hipóteses. Apesar disso, a observação desse padrão fornece uma evidência favorável à validade de um conjunto de hipóteses mais fortes que as hipóteses de identificação do modelo triangular (HA1) e (HA2).

As figuras 11, 12 e 13 mostram as regressões não paramétricas (*Nadaraya-Watson*) do quadrado do resíduo da forma reduzida da equação de polícia no *vote-share* do Sim no referendo para cada amostra e cada medida de crime. Considere o seguinte procedimento: (i) Estime a forma reduzida (91) da contrapartida empírica da equação de demanda por policiamento por OLS. (ii) Compute o quadrado dos resíduos (93) (iii) Calcule o estimador não-paramétrico de *Nadaraya-Watson* da média de \widehat{w}_{2i}^2 condicional em $percent_sim_i$ dado pela equação (94). Em que, $k()$ é o *kernel* ótimo de *Epanechinev* e h é a janela de suavização ótima associada a esse *kernel*.

$$E(\widehat{w}_{2i}^2 | \widehat{percent_sim}_i) = \frac{\sum_{i=1}^N k\left(\frac{percent_sim_i - percent_sim}{h}\right) \widehat{w}_{2i}^2}{\sum_{i=1}^N k\left(\frac{percent_sim_i - percent_sim}{h}\right)} \quad (94)$$

Os gráficos da figura 11 mostram um formato parabólico na vizinhança de 40%. Nesta vizinhança, os valores são significantes para 5%. Na figura 12, os gráficos mostram um formato parabólico para quase todos os valores do *vote-share*. A variância é significativa para 5% para quase todos os valores. Apesar disso, o pico das variâncias é em torno de 35%.

Figura 11: Não paramétrico do quadrado do resíduo da forma reduzida da equação de polícia para as regressões da amostra 1

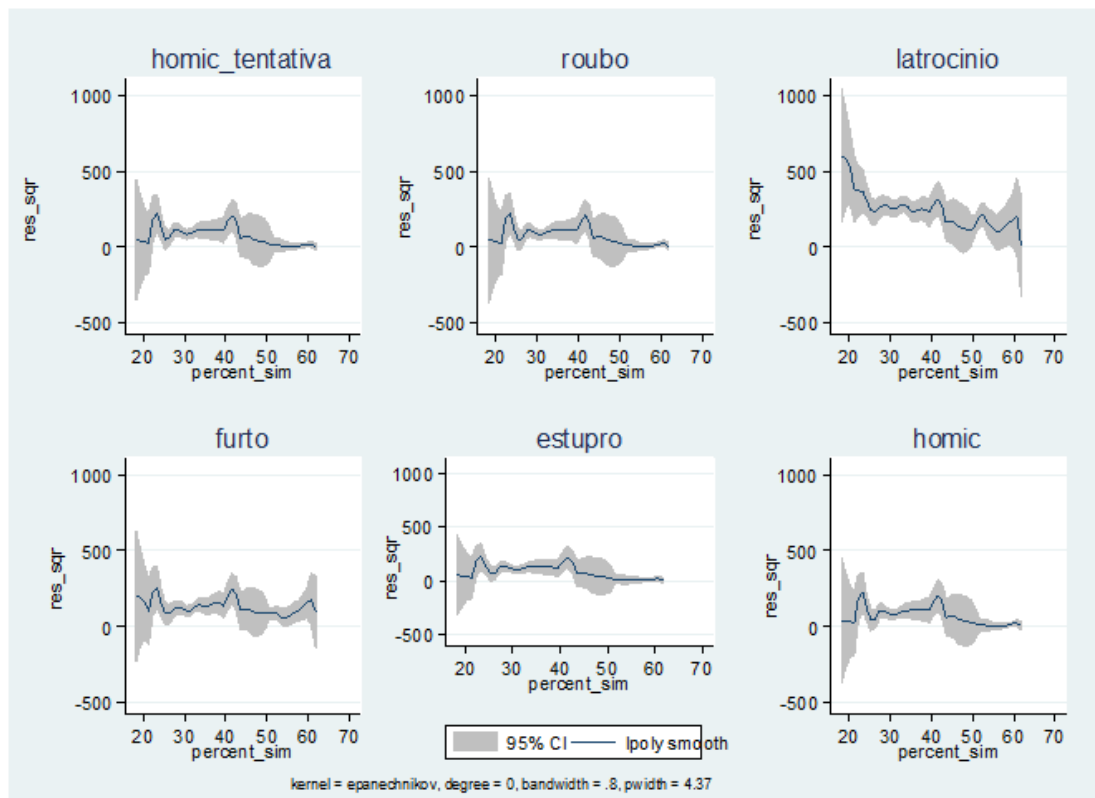


Figura 12: Não paramétrico do quadrado do resíduo da forma reduzida da equação de polícia para as regressões da amostra 2

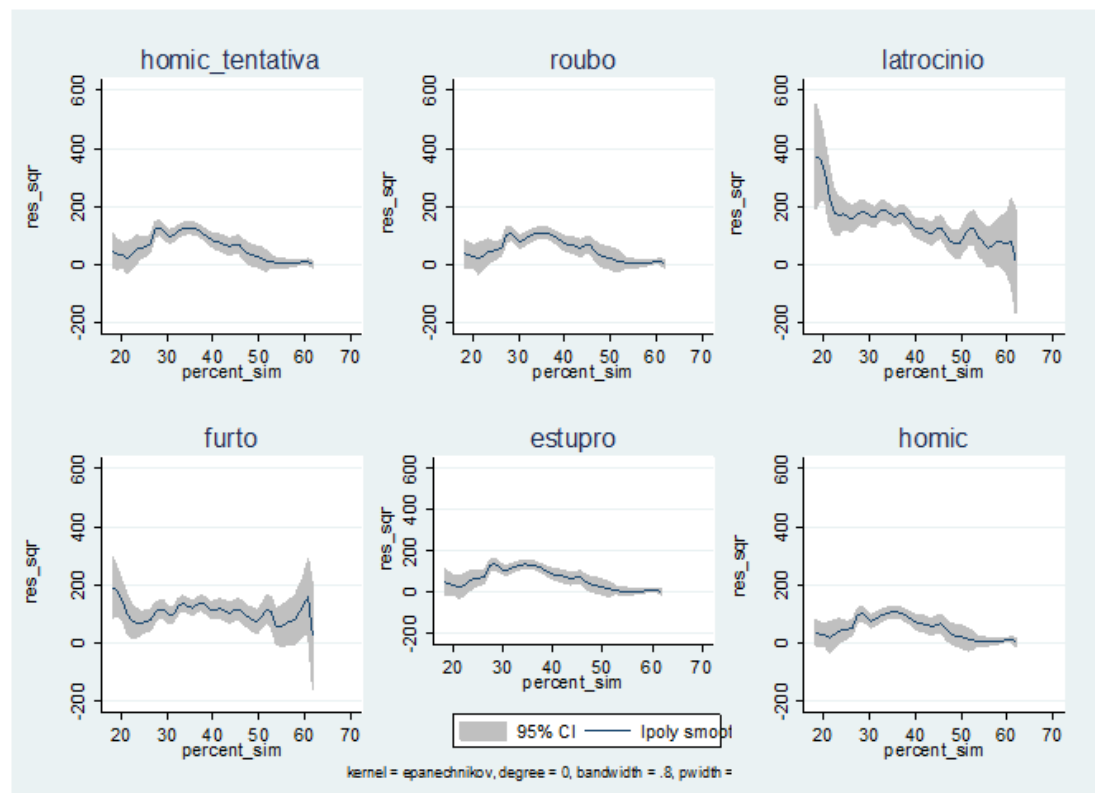
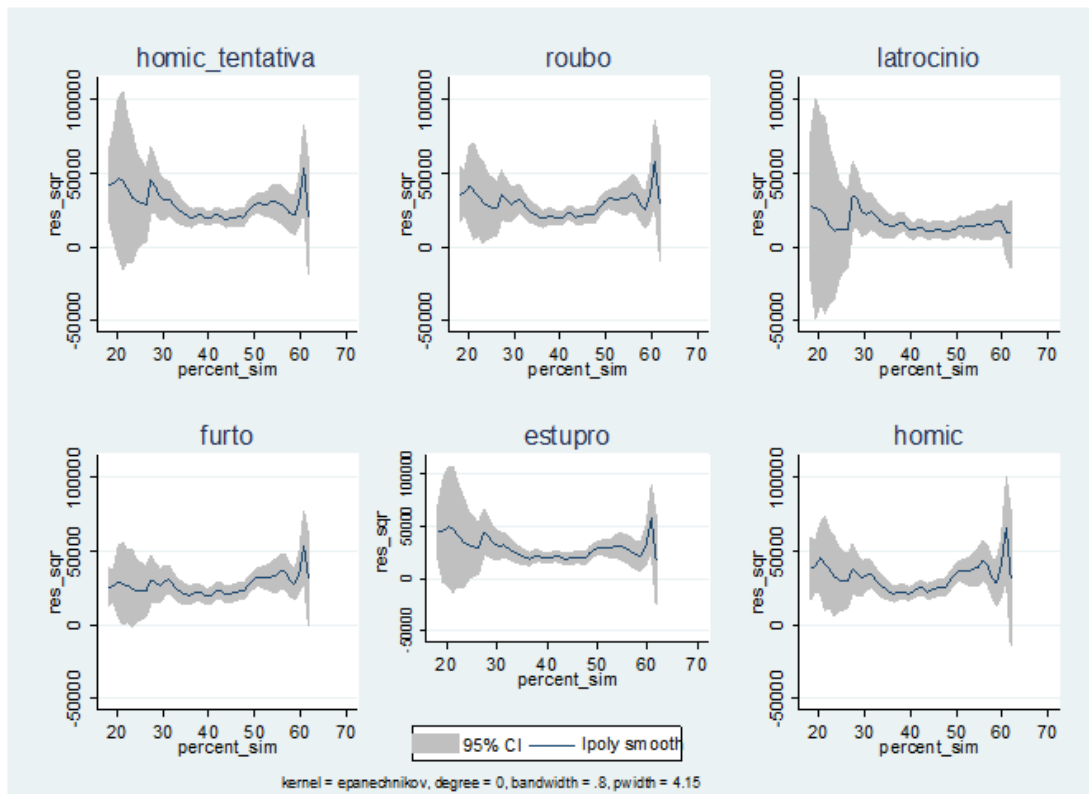


Figura 13: Não paramétrico do quadrado do resíduo da forma reduzida da equação de polícia para as regressões da amostra 3



Na figura 13, as variâncias não apresentam um formato parabólico se considerarmos todos os valores possíveis para o *vote-share*. No entanto, existem evidências de um formato parabólico na vizinhança de 50%. As regressões de tentativa de homicídio, roubo e homicídio apresentam máximos locais na vizinhança de 50%. Em todas as regressões, a variância é significativa para 5%. No geral, as regressões não paramétricas fornecem evidências fracas de que a variância da forma reduzida apresenta o mesmo padrão previsto para a variância da forma estrutural.

6.2 Modelo triangular

As tabelas 8, 9 e 10 mostram as estimativas da equação de oferta de crime (88) por OLS para as amostras 1, 2 e 3. Cada coluna mostra a regressão para cada medida de crime. As quatro últimas linhas mostram, respectivamente, o número de observações, o R-quadrado, a

estatística t da medida de polícia e o p-valor associado a essa estatística. De acordo com o modelo da seção 3, a equação de oferta de crime descreve uma relação negativa entre medidas de crime e medidas de polícia. No entanto, as estimativas de OLS sugerem que essa relação ocorre de maneira direta. A natureza dos dados também sugere que deve existir um viés de simultaneidade positivo nas estimativas de OLS. Sendo assim, esses resultados fornecem evidências de um viés positivo nas estimativas de OLS da equação de oferta de crime.

Tabela 8: Estimativas de OLS para a amostra 1 (cidades com gasto em segurança pública positivo)

variável explicativa	variável dependente (medida de crime)					
	tent. homicidio	roubo	latrocínio	furto	estupro	homicídio
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
gasto_segpub_percap	0.169 (0.131)	0.983*** (0.365)	0.00533 (0.0153)	2.099 (2.073)	-0.00206 (0.0350)	0.128* (0.0657)
pop_tot_100milhab	-1.537 (2.414)	82.98*** (7.301)	-0.514 (0.492)	-116.6 (70.76)	-1.062 (0.697)	-0.198 (1.317)
pop_tot_100milhab_sqr	0.162 (0.222)	-5.663*** (0.671)	0.0697 (0.0561)	6.862 (8.595)	0.0988 (0.0638)	0.0886 (0.121)
pop_tot_100milhab_cub	-0.00341 (0.00469)	0.112*** (0.0142)	-0.00150 (0.00121)	-0.121 (0.188)	-0.00202 (0.00135)	-0.00208 (0.00257)
pop_tot_100milhab_qua	1.87e-05 (2.61e-05)	-0.000609*** (7.92e-05)	8.30e-06 (6.74e-06)	0.000616 (0.00105)	1.10e-05 (7.52e-06)	1.18e-05 (1.43e-05)
dum_est_2	-3.650 (5.961)	50.62*** (18.03)	-1.496* (0.790)	0.920 (106.3)	8.194*** (1.713)	28.62*** (3.252)
dum_est_3	-9.567*** (4.080)	83.29*** (11.57)			9.212*** (1.202)	18.88*** (2.059)
renda_percapita	-0.0270 (0.0344)	0.693*** (0.103)	0.000692 (0.00666)	-0.839 (0.850)	-0.0107 (0.00993)	-0.00646 (0.0186)
ind_theil	34.90** (15.92)	-183.9*** (48.17)	-3.709 (4.859)	1,381*** (524.0)	7.752* (4.596)	12.49 (8.690)
anos_estudo	0.564 (2.951)	20.37** (8.818)	0.453 (0.847)	278.9*** (97.24)	-0.211 (0.848)	-2.904* (1.589)
perc_pobres	0.405** (0.177)	3.460*** (0.533)	0.00716 (0.0676)	-10.24 (7.703)	0.00381 (0.0512)	0.0181 (0.0960)
perc_jov	3.078*** (0.800)	10.59*** (2.400)	-0.530** (0.257)	33.50 (26.82)	-0.108 (0.230)	2.673*** (0.432)
perc_hom	-2.912** (1.266)	2.106 (3.825)	1.517*** (0.540)	97.35 (60.52)	0.0578 (0.365)	-1.202* (0.689)
constant	72.57 (76.09)	-634.8*** (228.9)	-59.00** (27.83)	-6,604** (3,153)	4.094 (21.96)	8.247 (41.25)
N	744	765	120	233	736	769
R2	0.149	0.690	0.243	0.179	0.098	0.251
t	1.651	7.263	0.122	1.025	0.00347	3.791
p-valor	0.199	0.00720	0.728	0.312	0.953	0.0519

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Desvios Padrões convencionais entre parênteses

N: Número de observações, R2: R-quadrado da regressão

t: estatística do teste de de significância individual da medida de polícia

p-valor: p-valor do teste de significância individual da medida de polícia

A dummy 1 não existe para as medidas de crime de furto e latrocínio. A dummy 3 foi excluída porque o modelo tem constante

Tabela 9: Estimativas de OLS para a amostra 2 (cidades com gasto em policiamento positivo)

variável explicativa	variável dependente (medida de crime)					
	tent. homicidio	roubo	latrocínio	furto	estupro	homicídio
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
gasto_polic_percap	0.236 (0.196)	1.891*** (0.502)	-0.0582** (0.0243)	1.312 (3.169)	-0.0388 (0.0567)	0.178* (0.0961)
pop_tot_100milhab	-2.002 (2.885)	85.53*** (7.598)	-0.419 (0.403)	-76.25 (77.40)	-0.424 (0.845)	1.092 (1.462)
pop_tot_100milhab_sqr	0.216 (0.241)	-5.742*** (0.635)	0.0450 (0.0452)	1.819 (9.276)	0.0458 (0.0703)	0.0197 (0.122)
pop_tot_100milhab_cub	-0.00459 (0.00497)	0.113*** (0.0131)	-0.000917 (0.000974)	-0.0110 (0.203)	-0.000948 (0.00145)	-0.000888 (0.00253)
pop_tot_100milhab_qua	2.53e-05 (2.74e-05)	-0.000611*** (7.24e-05)	4.94e-06 (5.42e-06)	4.37e-06 (0.00113)	5.17e-06 (7.99e-06)	5.68e-06 (1.39e-05)
dum_est_2	0.172 (7.438)	28.29 (19.72)	-2.152*** (0.668)	-29.61 (120.5)	5.854*** (2.165)	22.03*** (3.797)
dum_est_3	-8.551* (4.864)	75.54*** (11.90)			8.718*** (1.484)	18.56*** (2.247)
renda_percapita	-0.0316 (0.0372)	0.681*** (0.0977)	0.00627 (0.00520)	-0.592 (0.875)	-0.00256 (0.0109)	-0.0199 (0.0188)
ind_theil	31.46* (16.57)	-163.0*** (43.79)	1.094 (4.024)	789.4 (569.1)	4.056 (4.840)	16.26* (8.431)
anos_estudo	1.507 (3.037)	18.36** (8.007)	-0.427 (0.624)	240.2** (104.6)	-0.931 (0.890)	-3.254** (1.540)
perc_pobres	0.440** (0.184)	3.320*** (0.486)	0.0187 (0.0502)	-7.452 (7.845)	0.00262 (0.0541)	-0.0411 (0.0934)
perc_jov	3.821*** (0.844)	7.611*** (2.221)	-0.251 (0.190)	29.82 (29.19)	0.105 (0.247)	2.497*** (0.427)
perc_hom	-2.419* (1.283)	-1.076 (3.399)	0.757* (0.424)	51.88 (68.54)	-0.0655 (0.375)	-1.627** (0.654)
constant	23.28 (78.06)	-390.0* (206.5)	-27.56 (21.71)	-3,907 (3,607)	7.870 (22.89)	38.32 (39.71)
N	633	646	74	149	623	649
R2	0.155	0.734	0.350	0.176	0.073	0.250
t	1.458	14.20	5.749	0.171	0.469	3.419
p-valor	0.228	0.000180	0.0196	0.680	0.494	0.0649

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Desvios Padrões convencionais entre parênteses

N: Número de observações, R2: R-quadrado da regressão

t: estatística do teste de de significância individual da medida de polícia

p-valor: p-valor do teste de significância individual da medida de polícia

A dummy 1 não existe para as medidas de crime de furto e latrocínio. A dummy 3 foi excluída porque o modelo tem constante

Tabela 10: Estimativas de OLS para a amostra 3 (cidades com guarda municipal)

variável explicativa	variável dependente (medida de crime)					
	tent. homicídio (1)	roubo (2)	latrocínio (3)	furto (4)	estupro (5)	homicídio (6)
num_guarda_100milhab	0.0215** (0.0104)	0.118* (0.0699)	0.000230 (0.00116)	1.086*** (0.267)	0.0346*** (0.00484)	0.00861 (0.00838)
pop_tot_100milhab	-3.545* (1.839)	83.32*** (14.48)	-0.786*** (0.221)	-48.21 (74.59)	0.342 (0.798)	0.368 (1.798)
pop_tot_100milhab_sqr	0.350** (0.158)	-5.771*** (1.251)	0.0845*** (0.0286)	0.466 (9.294)	0.00711 (0.0687)	0.0518 (0.156)
pop_tot_100milhab_cub	-0.00723** (0.00332)	0.116*** (0.0263)	-0.00178*** (0.000586)	0.0105 (0.206)	-0.000293 (0.00144)	-0.00131 (0.00327)
pop_tot_100milhab_qua	3.98e-05** (1.86e-05)	-0.000641*** (0.000147)	9.90e-06*** (3.32e-06)	-0.000101 (0.00117)	1.89e-06 (8.06e-06)	7.47e-06 (1.83e-05)
dum_est_2	-7.919* (4.689)	82.56** (36.92)	-1.543*** (0.421)	-101.4 (101.2)	2.812 (2.029)	21.08*** (4.595)
dum_est_3	-9.173** (4.354)	119.7*** (33.74)			5.246*** (1.938)	18.78*** (4.163)
renda_percapita	-0.0539** (0.0260)	0.599*** (0.199)	-0.00317 (0.00255)	-1.763** (0.754)	-0.0153 (0.0114)	-0.0296 (0.0246)
ind_theil	35.07** (17.40)	-440.0*** (136.4)	2.774 (1.822)	1.428*** (507.1)	6.750 (7.752)	21.66 (16.89)
anos_estudo	4.166 (2.971)	64.76*** (23.09)	0.553* (0.300)	219.9*** (83.49)	-2.038 (1.356)	2.503 (2.845)
perc_pobres	0.110 (0.213)	5.497*** (1.652)	-0.0154 (0.0307)	-19.34*** (7.163)	-0.166* (0.0956)	-0.243 (0.205)
perc_jov	4.404*** (0.958)	26.52*** (6.723)	0.175 (0.111)	29.48 (24.25)	0.510 (0.423)	3.649*** (0.813)
perc_hom	-1.441 (1.904)	5.421 (14.39)	0.0932 (0.225)	17.60 (51.01)	-0.0689 (0.885)	2.661 (1.734)
constant	-40.78 (104.5)	-1.408* (776.6)	-10.03 (11.70)	-1.866 (2.668)	7.687 (48.90)	-232.6** (94.14)
N	249	264	125	232	230	273
R2	0.222	0.593	0.392	0.219	0.289	0.226
t	4.291	2.842	0.0391	16.52	51.00	1.057
p-valor	0.0394	0.0931	0.844	6.70e-05	0	0.305

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Desvios Padrões convencionais entre parênteses

N: Número de observações, R2: R-quadrado da regressão

t: estatística do teste de de significância individual da medida de polícia

p-valor: p-valor do teste de significância individual da medida de polícia

A dummie 1 não existe para as medidas de crime de furto e latrocínio. A dummie 3 foi excluída porque o modelo tem constante

A tabela 11 mostra as estimativas de primeiro estágio do estimador de GMM-IH (conforme procedimento descrito na seção 5.4) para as amostras 1, 2 e 3. *inst_1* e *inst_2* são os coeficientes dos instrumentos associados ao vote-share e ao quadrado do *vote-share* do Sim no referendo. F e p-valor se referem à estatística F e o p-valor do teste de significância conjunta dos coeficientes destes instrumentos. As estimativas de primeiro estágio seguem o seguinte procedimento: (i) Estime a forma reduzida (91) da contrapartida empírica da equação de demanda por policiamento por OLS. (ii) Compute os resíduos em (95). (iii) Compute os instrumentos em (96). (iv) Estime a equação (97) por OLS.

$$\hat{w}_{2i} = polic_i - \hat{\theta}_1 x_i \quad (95)$$

$$z_i = \begin{pmatrix} percent_sim_i \\ percent_sim_i^2 \end{pmatrix} e \quad inst_i = (z_i - \bar{z}) \hat{w}_{2i} \quad (96)$$

$$polic_i = \eta_1 inst_i + \eta_2 x_i + \mu_i \quad (97)$$

A tabela 11 abaixo mostra evidências de instrumentos fortes em quase todas as regressões. A estatística F é maior que 10 em quase todas as regressões. As exceções são as regressões de furto e latrocínio nas duas primeiras amostras e as regressões de roubo, furto e homicídio na terceira amostra. Vale ressaltar que essas estatísticas são próximas de 10.

Tabela 11: Estimativas de primeiro estágio de GMM-IH

medida de polícia	amostra	estatística	medida de crime					
			tent. homicídio (1)	roubo (2)	latrocínio (3)	furto (4)	estupro (5)	homicídio (6)
gasto_segpub_percap	1	z	1.052***	0.551***	-0.335**	-0.312***	0.582***	0.545***
		z_sqr	-0.0134***	-0.00794***	0.00485**	0.00474***	-0.00840***	-0.00785***
		F	343.3	101.5	2.523	6.4	117.4	99.32
		p-valor	0	0	0.0851	0.00199	0	0
gasto_polic_percap	2	z	0.933***	0.941***	0.902**	1.139***	0.959***	0.937***
		z_sqr	-0.0122***	-0.0124***	-0.0121**	-0.0147***	-0.0126***	-0.0123***
		F	228.8	235.1	3.667	7.692	261.1	231.8
		p-valor	0	0	0.0314	0.000686	0	0
num_guarda_100milhab	3	z	-0.610***	0	-1.483***	-0.378***	0	0
		z_sqr	0.00738***	-0.0000159	0.0182***	0.00528***	0.0000205	0.0000106
		F	21.71	7.749	19.46	9.67	11.34	7.034
		p-valor	2.25E-09	0.000475	0.000000361	0.000121	0.0000147	0.000954

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

controles: polinômio de grau 4 na população total dummies de estado, renda percapita anos de estudo, índice de theil, percentual de pobres, percentual de homens e percentual de pobres

z, z_sqr: estimativa pontual do coeficiente do instrumento associado a percent_sim, percent_sim_sqr

F: estatística do teste de significância conjunta dos instrumentos

p-valor do teste de significância conjunta dos instrumentos

A tabela 12 abaixo mostra as estimativas de GMM-IH para a amostra 1. Cada coluna mostra a regressão para cada medida de crime. As três últimas linhas mostram, respectivamente, o número de observações, o p-valor do teste de significância individual da medida de polícia e o p-valor do teste de sobre identificação dos resíduos. A equação de oferta de crime (88) é estimada por GMM usando *inst_1* e *inst_2* como instrumentos para *polic*. É importante frisar que o *Stata* retirou algumas variáveis de algumas regressões acusando elevada colinearidade. Esse fato ocorreu principalmente nas regressões que usaram as medidas de crime de furto e latrocínio. Pode-se observar que estas são as regressões com menor número de observações. Sendo assim, o problema de colinearidade entre algumas variáveis explicativas deve ser explicado pela pouca variabilidade amostral desses dados.

O coeficiente do gasto em segurança pública per capita é positivo em todas as regressões, com exceção de estupro. A regressão de estupro apresenta um coeficiente significativo para 10%. As regressões de furto e latrocínio apresentam coeficientes significantes para 5%. O teste de sobre identificação dos instrumentos aceita a hipótese de exogeneidade nas regressões de roubo, furto e estupro. Vale ressaltar que a única regressão que apresentou o coeficiente da medida de polícia negativo é a que apresenta maior evidência de exogeneidade (p-valor de 98%).

Tabela 12: Estimativas de GMM-IH para a amostra 1

variável explicativa	variável dependente (medida de crime)					homicídio
	tent. homicídio	roubo	latrocínio	furto	estupro	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
gasto_segpub_percap	1.744 (1.419)	14.49 (12.36)	0.348*** (0.0824)	18.66** (8.070)	-0.150* (0.0889)	0.289 (0.621)
pop_tot_100milhab	1.364 (3.339)	116.7*** (30.79)	0.0651 (0.203)		-1.464*** (0.562)	1.488 (1.675)
pop_tot_100milhab_sqr	0.0226 (0.213)	-7.356*** (1.785)			0.121*** (0.0439)	-0.0186 (0.122)
pop_tot_100milhab_cub	-0.00127 (0.00405)	0.139*** (0.0327)	-3.56e-05 (9.11e-05)	-0.00172 (0.00149)	-0.00239*** (0.000878)	-8.16e-05 (0.00242)
pop_tot_100milhab_qua	8.79e-06 (2.15e-05)	-0.000742*** (0.000172)	3.15e-07 (6.93e-07)	1.55e-05 (1.30e-05)	1.29e-05*** (4.76e-06)	1.23e-06 (1.31e-05)
dum_est_2	-16.57 (12.53)	-71.20 (106.6)	0.996 (1.347)	48.98 (96.29)	9.543*** (1.889)	20.87*** (4.666)
dum_est_3	-22.68* (12.22)	-18.83 (94.53)			10.63*** (1.550)	17.47*** (5.406)
renda_percapita	-0.147 (0.113)	-0.423 (1.070)	-0.0441*** (0.0171)	-1.506* (0.840)	0.000458 (0.00964)	-0.0353 (0.0462)
ind_theil	65.92** (32.82)	100.6 (288.6)	5.947 (8.968)	2.490*** (686.4)	4.829 (4.060)	16.68 (14.40)
anos_estudo	4.487 (3.782)	31.70 (21.85)	2.777** (1.401)		-0.373 (0.882)	-3.128* (1.762)
perc_pobres	0.187 (0.287)	0.735 (2.850)	-0.0707 (0.115)	-18.16** (7.171)	0.0283 (0.0442)	-0.0795 (0.125)
perc_jov	1.555 (1.686)	-2.313 (10.32)	-0.822** (0.409)		0.0249 (0.247)	2.358*** (0.663)
perc_hom	-2.696** (1.364)	-5.053 (6.705)	0.308 (0.244)	4.835 (5.341)	0.126 (0.366)	-1.852** (0.796)
constant	94.79 (94.85)	150.2 (640.3)			-3.306 (21.76)	56.90 (50.41)
N	744	765	120	233	736	769
p-valor teste t	0.219	0.241	2.44e-05	0.0208	0.0911	0.641
p-valor teste J	0.0008	0.7193	0.0481	0.6222	0.9874	0.0351

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Desvios Padrões robustos entre parênteses

N: Número de observações

p-valor teste t: p-valor do teste de significância individual da medida de polícia

p-valor teste J: p-valor do teste de sobre identificação dos resíduos

Algumas variáveis explicativas foram excluídas das regressões de furto e latrocínio por elevada colinearidade

A dummie 1 não existe para as medidas de crime de furto e latrocínio. A dummie 3 foi excluída porque o modelo tem constante

A tabela 13 abaixo mostra as estimativas de GMM-IH para a amostra 2. O modelo de tabela é idêntico ao da tabela 12. O coeficiente do gasto em policiamento per capita é positivo em todas as regressões, com exceção de latrocínio e estupro. Nenhum coeficiente é estatisticamente significativo nem para 10%. O teste de sobre identificação dos instrumentos aceita a hipótese de exogeneidade nas regressões de roubo, furto e estupro.

Tabela 13: Estimativas de GMM-IH para a amostra 2

variável explicativa	variável dependente (medida de crime)					
	tent. homicídio	roubo	latrocínio	furto	estupro	homicídio
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
gasto_polic_percap	2.241 (3.819)	5.679 (7.910)	-0.0290 (0.0357)	15.00 (12.98)	-0.113 (0.0991)	0.603 (0.744)
pop_tot_100milhab	2.330 (9.799)	91.66*** (23.46)	0.0223 (0.0616)	-43.22** (19.92)	-0.696 (0.572)	2.100 (2.237)
pop_tot_100milhab_sqr	0.00262 (0.486)	-5.944*** (1.290)			0.0572 (0.0386)	-0.0239 (0.132)
pop_tot_100milhab_cub	-0.00148 (0.00747)	0.114*** (0.0224)	1.28e-05 (3.01e-05)	0.0177* (0.0104)	-0.00111 (0.000722)	-0.000299 (0.00238)
pop_tot_100milhab_qua	1.16e-05 (3.48e-05)	-0.000615*** (0.000114)	-1.35e-07 (2.34e-07)	-0.000130 (8.12e-05)	5.87e-06 (3.80e-06)	3.23e-06 (1.23e-05)
dum_est_2	-6.291 (9.837)	22.51 (34.01)	1.713*** (0.540)	-18.89 (107.6)	5.848*** (1.353)	21.07*** (4.474)
dum_est_3	-29.42 (37.85)	39.95 (65.32)			8.969*** (1.576)	14.34** (6.492)
renda_percapita	-0.138 (0.205)	0.510 (0.575)	0.00439 (0.00439)	-1.441 (1.437)	0.00232 (0.00858)	-0.0452 (0.0429)
ind_theil	59.49 (49.99)	-128.3 (134.5)	1.660 (2.350)	941.0 (578.9)	2.914 (4.019)	19.55* (11.80)
anos_estudo	6.721 (4.417)	19.49** (9.070)	-1.069** (0.539)	232.6** (113.1)	-0.718 (0.886)	-3.242* (1.661)
perc_pobres	0.374 (0.427)	2.979* (1.564)	-0.0419 (0.0355)	-5.572 (6.608)	0.0191 (0.0422)	-0.114 (0.124)
perc_jov	1.772 (2.537)	5.067 (5.161)	-0.270** (0.105)	-13.51 (41.97)	0.237 (0.252)	2.205*** (0.760)
perc_hom	-2.155 (1.658)	-2.949 (3.590)	0.263*** (0.0758)	-2.688 (17.05)	-0.0278 (0.353)	-2.209*** (0.837)
constant	43.78 (139.4)	-215.3 (340.0)			0.690 (21.10)	80.21 (57.18)
N	633	646	74	149	623	649
p-valor teste t	0.557	0.473	0.417	0.248	0.253	0.418
p-valor teste J	0.0016	0.5896	0.0349	0.1136	0.2435	0.0358

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Desvios Padrões robustos entre parênteses

N: Número de observações

p-valor teste t: p-valor do teste de significância individual da medida de polícia

p-valor teste J: p-valor do teste de sobre identificação dos resíduos

Algumas variáveis explicativas foram excluídas das regressões de furto e latrocínio por elevada colinearidade

A dummie 1 não existe para as medidas de crime de furto e latrocínio. A dummie 3 foi excluída porque o modelo tem constante

A tabela 14 abaixo mostra as estimativas de GMM-IH para a amostra 3. O modelo de tabela é idêntico ao das tabelas 12 e 13. O coeficiente do número de guardas municipais por 100 mil habitantes é negativo para todas as todas as regressões, com exceção de furto. Curiosamente, somente o coeficiente de furto é estatisticamente significativo para 5%. O teste de sobre identificação dos instrumentos aceita a hipótese de exogeneidade nas regressões de tentativa de homicídio, roubo e homicídio. É importante ressaltar que as evidências de exogeneidade (p-valor do teste J mais elevado) são mais fortes nas regressões em que os coeficientes da medida de polícia são mais negativos. Isso fornece uma evidência de que existe um viés de positivo na regressão de OLS.

As regressões não paramétricas da variância das medidas de crime de tentativa de homicídio, roubo e homicídio mostraram evidências de heteroscedasticidade local. Isto é, a variância apresentou um formato parabólico com pico perto de 50% nessa vizinhança. As estimativas de primeiro estágio mostram estatísticas F próximas de 10 em todos os casos. Isto é, os instrumentos possuem algum poder explicativo. Além disso, a hipótese de endogeneidade foi rejeitada nas regressões de tentativa de homicídio, roubo e homicídio. Esse conjunto de

evidências favoráveis mostra que a estratégia de identificação pode ter funcionado para esse bloco de regressões.

Tabela 14: Estimativas de GMM-IH para a amostra 3

variável explicativa	variável dependente (medida de crime)					
	tent. homicídio	roubo	latrocínio	furto	estupro	homicídio
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
num_guarda_100milhab	-0.0346 (0.0919)	-0.220 (0.233)	-0.00288 (0.00235)	2.477*** (0.858)	-0.0148 (0.0688)	-0.0315 (0.0354)
pop_tot_100milhab	-4.517 (2.862)	67.98*** (21.34)	-0.168** (0.0786)		-1.450 (1.963)	-0.650 (2.166)
pop_tot_100milhab_sqr	0.408** (0.187)	-4.849*** (1.372)			0.114 (0.114)	0.114 (0.147)
pop_tot_100milhab_cub	-0.00828** (0.00355)	0.0990*** (0.0259)	9.59e-05*** (3.68e-05)	0.00123 (0.00172)	-0.00224 (0.00208)	-0.00245 (0.00282)
pop_tot_100milhab_qua	4.53e-05** (1.91e-05)	-0.000551*** (0.000138)	-7.66e-07*** (2.82e-07)	-1.04e-05 (1.49e-05)	1.21e-05 (1.10e-05)	1.34e-05 (1.52e-05)
dum_est_2	-3.534 (12.06)	117.1** (49.97)	-0.982 (0.811)	-228.4* (118.3)	9.562 (8.140)	23.33*** (7.305)
dum_est_3	-9.787* (5.771)	118.7*** (28.15)			6.843*** (2.417)	19.76*** (3.421)
renda_percapita	-0.0316 (0.0567)	0.977** (0.438)	0.000784 (0.00226)	-3.470** (1.514)	0.0104 (0.0363)	-0.00215 (0.0373)
ind_theil	34.71 (22.32)	-500.4*** (191.7)	1.683 (1.655)	1.769*** (512.5)	0.510 (8.802)	15.73 (14.02)
anos_estudo	4.312 (3.733)	59.58** (26.53)	0.312 (0.281)	252.7** (103.9)	-0.874 (2.619)	1.447 (2.547)
perc_pobres	0.200 (0.393)	7.235*** (2.734)	0.00566 (0.0308)	-28.11*** (8.061)	0.0735 (0.258)	-0.0920 (0.228)
perc_jov	4.317*** (1.206)	26.19*** (5.705)	0.129 (0.135)	26.45 (22.49)	1.169* (0.683)	3.381*** (0.915)
perc_hom	0.956 (5.779)	15.13 (17.50)	0.426 (0.293)	-15.33 (14.06)	1.386 (3.880)	3.064 (2.667)
constant	-160.4 (317.9)	-1.927* (1.012)	-25.44 (17.09)		-94.42 (227.6)	-243.4 (157.6)
N	249	264	125	232	230	273
p-valor teste t	0.706	0.345	0.220	0.00390	0.830	0.373
p-valor teste J	0.265	0.7302	0.0003	0.0043	0.0175	0.3359

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Desvios Padrões robustos entre parênteses

N: Número de observações

p-valor teste t: p-valor do teste de significância individual da medida de polícia

p-valor teste J: p-valor do teste de sobre identificação dos resíduos

Algumas variáveis explicativas foram excluídas das regressões de furto e latrocínio por elevada colinearidade

A dummy 1 não existe para as medidas de crime de furto e latrocínio. A dummy 3 foi excluída porque o modelo tem constante

A tabela 15 fornece à estimativa e o desvio-padrão do coeficiente da medida de polícia para cada regressão pelos métodos de OLS e GMM-IH. Fica claro que existe uma reversão de sinal nas regressões da amostra 3. No entanto, essa reversão de sinal não existe nas regressões das amostras 1 e 2. Esse resultado possui duas explicações potenciais: (i) Seleção em não observáveis. (ii) Heterogeneidade no coeficiente de uma endógena. Isto é, a equação de oferta crime seria um modelo de coeficiente aleatório de Carneiro, Heckman e Vytlačil (1998) de uma relação endógena.

Sabe-se que existe um problema de seleção na amostra. Para cada medida de polícia disponível, as cidades sem política de segurança pública foram eliminadas da amostra. Como as medidas de polícia são diferentes, é possível que as amostras 1 e 2 sejam representativas de uma população diferente da amostra 3. A seleção em não observáveis ocorrerá se a decisão de gastar em segurança pública (e policiamento) segurança pública for explicada por não observáveis de uma forma diferente da decisão de montar uma Guarda Municipal. A indisponibilidade de alguns dados gerou um erro de especificação no modelo: a omissão da

alocação de policiamento estadual como variável explicativa da equação de oferta de crime. Na seção de identificação, mostrou-se que o sinal do viés de OLS depende do sinal da correlação entre policiamento estadual e municipal. O viés de OLS será positivo se essas variáveis forem complementares e negativo se forem suplementares. Como não foi possível derivar uma fórmula analítica para o viés de GMM-IH, não se sabe se o viés de GMM-IH possui o mesmo sentido do viés de OLS. Diante deste fato, para efeito de análise, supõe-se que o viés de GMM-IH possui o mesmo sinal do viés de OLS

Na seção de estatísticas descritivas, mostraram-se evidências de que as duas primeiras amostras possuem observáveis diferentes da terceira. Isso aumenta a possibilidade de seleção em não observáveis. O fato mais curioso é que o estado de MG está sub-representado na terceira amostra. Isto significa que a maioria dos municípios de MG gasta em segurança pública e policiamento, porém não possui guarda municipal. Esse fato pode ocorrer porque o poder estadual de MG aloca um contingente de policiamento mais significativo nos municípios do interior. Dessa forma, os municípios mineiros ficariam com o encargo de dar suporte às ações das polícias estaduais. Esse tipo de ação pode não ser possível no RJ e em SP. A justificativa seria que a criminalidade na região metropolitana desses estados absorve todo contingente policial disponível. As ações conjuntas entre o poder municipal e estadual demonstram que o gasto municipal em segurança pública é complementar à alocação de policiamento nos estados. Sendo assim, o sinal do viés seria positivo neste caso. Isso explicaria porque as amostras com mais cidades de MG apresentam coeficientes de gasto em segurança pública e policiamento com sinal positivo.

As regressões das amostras 1 e 2 usam medidas de gasto como medida de polícia. Suponha que cada prefeito maximize a produção de atividade policial dado o seu orçamento de segurança pública e uma restrição tecnológica. Sendo assim, pode-se afirmar o custo dos fatores é usado como *proxy* para os fatores de produção de atividade policial. O custo dos fatores é uma função do preço e da produtividade de cada um dos fatores. O problema é que o preço e a produtividade dos fatores podem ser heterogêneos espacialmente. Esses dois fatos juntos gerariam um problema de heterogeneidade no coeficiente de uma variável endógena. Heckman e Vitlacyl (1998) mostraram que esse tipo de endogeneidade não é identificável sob as hipóteses de variáveis instrumentais. Isso explicaria porque os coeficientes de GMM-IH não apresentaram a reversão de coeficientes.

Tabela 15: OLS X GMM-IH

medida de polícia	amostra	método de estimação	medida de crime					
			tent. homicídio	roubo	latrocínio	furto	estupro	homicídio
			(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
gasto_segpub_percap	1	OLS	0.169 (0.131)	0.983*** (0.365)	0.00533 (0.0153)	2.099 (2.073)	-0.00206 (0.0350)	0.128* (0.0657)
	1	GMM-IH	1.744 (1.419)	14.49 (12.36)	0.348*** (0.0824)	18.66** (8.070)	-0.150* (0.0889)	0.289 (0.621)
gasto_police_percap	2	OLS	0.236 (0.196)	1.891*** (0.502)	-0.0582** (0.0243)	1.312 (3.169)	-0.0388 (0.0567)	0.178* (0.0961)
	2	GMM-IH	2.241 (3.819)	5.679 (7.910)	-0.0290 (0.0357)	15.00 (12.98)	-0.113 (0.0991)	0.603 (0.744)
num_guarda_100milhab	3	OLS	0.0215** (0.0104)	0.118* (0.0699)	0.000230 (0.00116)	1.086*** (0.267)	0.0346*** (0.00484)	0.00861 (0.00838)
	3	GMM-IH	-0.0346 (0.0919)	-0.220 (0.233)	-0.00288 (0.00235)	2.477*** (0.858)	-0.0148 (0.0688)	-0.0315 (0.0354)

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

OLS: Desvios Padrões convencionais entre parênteses, GMM-IH: Desvios Padrões robustos entre parênteses

controles: polinômio de grau 4 na população total dummies de estado, renda percapita anos de estudo, índice de theil, percentual de pobres, percentual de homens e percentual de pobres

Uma forma de testar a possibilidade de seleção em não observáveis é comparar as regressões das 3 medidas de polícia com uma amostra fixa. A tabela 16 mostra a resultados das regressões com observações da amostra 3 para cada uma das três medidas de polícia. A primeira coluna indica qual amostra é usada em cada regressão. A segunda coluna indica qual medida de polícia é usada em cada regressão. A primeira linha indica qual medida de crime é usada em cada regressão.

As regressões da tabela 16 mostram que a reversão de sinais de GMM-IH em relação à OLS não ocorre nas estimativas da amostra 4 com as medidas de crime de gasto em segurança pública e gasto e policiamento. Portanto, não existem evidências de que o viés positivo é explicado por seleção em não observáveis.

Por eliminação, conclui-se que a explicação mais plausível para a ausência de reversão de sinal nas estimativas das amostras 1 e 2 é heterogeneidade no coeficiente de uma endógena. Essa explicação faz sentido devido à omissão da alocação de policiamento estadual da equação de oferta de crime. A quantidade de policiais contratados pelo estado num município tem impacto direto no salário e na produtividade dos policiais contratados pela prefeitura. Essa é uma hipótese provável porque os dois mercados de trabalho devem ser altamente interdependentes. Sendo assim, a existência de heterogeneidade no coeficiente de uma endógena é bastante plausível.

Tabela 16: Estimacões de GMM-IH para as observacões da amostra 4 (cidades nas 3 amostras)

medida de polícia	amostra	estatística	método de estimacão	medida de crime					
				tent. homicídio (1)	roubo (2)	latrocínio (3)	furto (4)	estupro (5)	homicídio (6)
gasto_segpub_percap	1	estimador	OLS	0.169	0.983***	0.00533	2.099	-0.00206	0.128*
		desvio-padrão		0.131	0.365	0.0153	2.073	0.035	0.0657
		N		744	765	120	233	736	769
gasto_segpub_percap	4	estimador	OLS	0.193	1.61	-0.0346*	0.24	-0.0331	-0.0966
		desvio-padrão		0.14	1.164	0.0176	3.573	0.0475	0.125
		N		132	137	60	114	126	138
gasto_segpub_percap	1	estimador	GMM-IH	1.744	14.49	0.348***	18.66**	-0.150*	0.289
		desvio-padrão		1.419	12.36	0.0824	8.07	0.0889	0.621
		N		744	765	120	233	736	769
gasto_segpub_percap	4	estimador	GMM-IH	2.612*	4.762	0.0135	18.79*	0.0651	-0.163
		desvio-padrão		1.559	7.396	0.0299	9.802	0.137	0.712
		N		132	137	60	114	126	138
gasto_polic_percap	2	estimador	OLS	0.236	1.891***	-0.0582**	1.312	-0.0388	0.178*
		desvio-padrão		0.196	0.502	0.0243	3.169	0.0567	0.0961
		N		633	646	74	149	623	649
gasto_polic_percap	4	estimador	OLS	0.142	1.76	-0.0317	2.124	-0.0292	-0.0353
		desvio-padrão		0.15	1.236	0.0205	3.769	0.0505	0.133
		N		132	137	60	114	126	138
gasto_polic_percap	2	estimador	GMM-IH	2.241	5.679	-0.029	15	-0.113	0.603
		desvio-padrão		3.819	7.91	0.0357	12.98	0.0991	0.744
		N		633	646	74	149	623	649
gasto_polic_percap	4	estimador	GMM-IH	3.592	8.448	0.012	11.18	0.032	-0.222
		desvio-padrão		2.957	20.71	0.0414	10.64	0.155	0.827
		N		132	137	60	114	126	138

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

OLS: Desvios Padrões convencionais, GMM-IH: Desvios Padrões robustos

controles: polinômio de grau 4 na população total dummies de estado, renda percapita anos de estudo, índice de theil, percentual de pobres, percentual de homens e percentual de pobres

6.3 Modelo simultâneo

O sistema de equações não lineares descrito pelas equações (68) até (71) é exatamente identificado no nosso caso. Existem duas variáveis endógenas no sistema e duas variáveis que explicam o padrão da variância condicional da equação de demanda por crime. A identificação exata ocorre porque para cada variável que explica a variância condicional só fornece uma condição de momento adicional³.

³ As estimativas do modelo simultâneo por GMM não-linear apresentaram uma série de problemas técnicos. A forma quadrática não convergiu com métodos iterativos. Esse resultado foi robusto a variações nos seguintes fatores: diferentes métodos de gradientes (Newton, Newton-Rapson, Davidson-Fletcher-Powell e Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno), derivadas analíticas ou numéricas, diferentes especificações do processo gerador, GMM simultâneo ou em dois estágios, vários vetores de valores iniciais diferentes e varias matrizes de pesos iniciais diferentes.

Dados esses resultados, a solução mais recomendada nos guias práticos de GMM é a utilização de um algoritmo de procura numérica no *matlab*. A justificativa dada é que esse tipo de procedimento dá conta de eventuais descontinuidades e lisuras na função objetivo que fariam a forma quadrática explodir. A grande desvantagem deste método é que não existe garantia de solução global. Sendo assim, a solução do algoritmo sempre depende muito dos valores iniciais. Chutes iniciais confiáveis são fundamentais para resolver esse problema. Outro problema com este método é que ele é computacionalmente muito custoso.

O comando de procura numérica mais popular do *matlab* é o *fminsearch*. Este método executa buscas nos pontos extremos de um simplexo construído em torno do valor inicial de cada iteração. Repetem-se as iterações até que um critério de convergência seja atendido. O método de estimacão escolhido foi o de GMM iterativo com a identidade como matriz de pesos. Essa escolha se deve ao fato da variância das condições de momento ser uma matriz com determinante quase nulo. As várias fórmulas de inversão de matrizes do *matlab* acusam que os resultados são muito imprecisos. Essa escolha torna o estimador ineficiente.

A tabela 17 abaixo fornece as estimativas pontuais dos parâmetros da equação de oferta de crime para a amostra 1. A tabela 18 abaixo fornece as estimativas pontuais dos parâmetros da equação de demanda de polícia para a amostra 1. Os resultados da equação de oferta de crime não mostram evidências de efeito *deterrence* de polícia na criminalidade. O coeficiente do gasto em segurança pública é positivo para todas as medidas de crime. Isso pode representar mais uma evidência adicional de que existe o problema de heterogeneidade no coeficiente de uma endógena. Outra possibilidade é que esses valores caracterizem um mínimo local. As estimativas da tabela 18 mostram que o coeficiente de crime é positivo para todas as medias de crime menos homicídio.

Tabela 17: Estimativas da equação de oferta de crime pelo modelo simultâneo para a amostra 1 (cidades com gasto em segurança pública positivo)

variável explicativa	variável dependente (medida de crime)				
	tent. homicídio	roubo	latrocínio	estupro	homicídio
	(1)	(2)	(3)	(5)	(6)
gasto_segpub_percap	0.184	1.173	0.019	0.018	0.700
pop_tot_100milhab	-1.542	82.986	-0.545	-1.074	-0.210
pop_tot_100milhab_sqr	0.162	-5.666	0.070	0.099	0.089
pop_tot_100milhab_cub	-0.003	0.112	-0.001	-0.002	-0.002
pop_tot_100milhab_qua	0.000	-0.001	0.000	0.000	0.000
dum_est_2	-4.471	63.772	1.352	8.028	15.999
dum_est_3	-9.586	85.132		8.702	9.145
renda_percapita	-0.027	0.669	0.000	-0.012	-0.010
ind_theil	34.896	-186.219	-8.915	8.188	16.242
anos_estudo	0.575	20.024	0.165	-0.208	-2.801
perc_pobres	0.409	3.415	-0.141	-0.005	0.010
perc_jov	3.070	11.012	-0.771	-0.099	2.609
perc_hom	-2.910	2.048	1.617	0.056	-1.292
constante	72.436	-635.984	-51.216	4.295	12.514
N	744	765	120	736	769

A inferência também apresenta problemas técnicos. O erro padrão dos coeficientes apresenta valores muito próximos de zero se usarmos a matriz de variância robusta à heteroscedasticidade. Por outro lado, o erro padrão dos coeficientes praticamente apresenta valores muito elevados se usarmos a matriz de variância do GMM ótimo com a identidade como matriz de pesos. As estimativas de OLS para cada equação se mostraram os melhores chutes iniciais possíveis. Nenhum modelo que usou a media de crime de furto por cem mil habitantes convergiu em tempo hábil. Nenhum modelo que usou a medida de polícia de número de guardas municipais por 100 mil habitantes convergiu.

Tabela 18: Estimativas da equação demanda por policiamento pelo modelo simultâneo para a amostra 1 (cidades com gasto em segurança pública positivo)

variável explicativa	variável dependente (gasto_segpub_percap)				
	tent. homicídio	roubo	latrocínio	estupro	homicídio
	(1)	(2)	(3)	(5)	(6)
medida de crime	0.007	0.014	6.049	0.034	-0.051
pop_tot_100milhab	-1.979	-3.204	0.978	-2.734	-2.478
pop_tot_100milhab_sqr	0.096	0.176	-0.120	0.150	0.117
pop_tot_100milhab_cub	-0.002	-0.003	0.003	-0.003	-0.002
pop_tot_100milhab_qua	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
dum_est_2	8.976	-0.520	5.260	10.871	14.723
dum_est_3	8.520	1.178		9.786	9.568
renda_percapita	0.078	0.066	0.106	0.075	0.077
ind_theil	-19.623	-24.509	-3.892	-20.714	-23.608
anos_estudo	-1.799	-0.625	-5.264	-1.097	-0.677
perc_pobres	0.146	0.078	-0.088	0.167	0.207
perc_jov	0.870	0.769	0.967	0.899	0.964
perc_hom	0.384	0.629	6.097	0.454	0.690
constante	-42.402	-48.253	-328.155	-49.219	-64.670
N	744	765	120	736	769

A tabela 19 abaixo fornece as estimativas pontuais dos parâmetros da equação de oferta de crime para a amostra 2. A tabela 20 abaixo fornece as estimativas pontuais dos parâmetros da equação de demanda por policiamento para a amostra 2. Os resultados da equação de oferta de crime mostram evidências de efeito *deterrence* de polícia na criminalidade. O coeficiente do gasto em policiamento é negativo para as medidas de crime de roubo exceto latrocínio e estupro. Isso pode representar uma evidência de que existe um problema de endogeneidade que não era tratado no modelo triangular. Outra possibilidade é que esses valores caracterizem um mínimo local. As estimativas da tabela 20 mostram que o coeficiente de crime é negativo em todas as medidas de crime menos homicídio. Isso pode ser uma evidência de que essas estimativas não estão no ótimo.

Tabela 19: Estimativas da equação de oferta de crime pelo modelo simultâneo para a amostra 2 (cidades com gasto em policiamento positivo)

variável explicativa	variável dependente (medida de crime)				
	tent. homicídio	roubo	latrocínio	estupro	homicídio
	(1)	(2)	(3)	(5)	(6)
gasto_polic_percap	0.093	-4.033	-0.157	-0.034	0.178
pop_tot_100milhab	-1.966	78.542	-0.427	-0.423	1.089
pop_tot_100milhab_sqr	0.217	-5.714	0.045	0.046	0.020
pop_tot_100milhab_cub	-0.005	0.113	-0.001	-0.001	-0.001
pop_tot_100milhab_qua	0.000	-0.001	0.000	0.000	0.000
dum_est_2	0.654	358.751	-0.951	5.608	21.991
dum_est_3	-7.569	19.791		8.407	18.427
renda_percapita	-0.032	0.601	0.007	-0.003	-0.020
ind_theil	29.017	-140.913	1.870	4.189	16.331
anos_estudo	1.515	5.241	-0.462	-0.941	-3.220
perc_pobres	0.421	0.312	0.017	-0.002	-0.041
perc_jov	3.858	2.776	-0.248	0.113	2.502
perc_hom	-2.367	-1.133	0.765	-0.062	-1.630
constante	22.133	-47.225	27.595	7.698	38.176
N	633	646	74	623	649

Tabela 20: Estimativas da equação de oferta de crime pelo modelo simultâneo para a amostra 2 (cidades com gasto em policiamento positivo)

variável explicativa	variável dependente (gasto_polic_percap)				
	tent. homicídio	roubo	latrocínio	estupro	homicídio
	(1)	(2)	(3)	(5)	(6)
medida de crime	-0.062	-0.015	-0.993	-0.066	0.023
pop_tot_100milhab	-2.495	-2.186	1.796	-2.565	-2.222
pop_tot_100milhab_sqr	0.118	0.163	-0.224	0.126	0.092
pop_tot_100milhab_cub	-0.002	-0.003	0.005	-0.002	-0.001
pop_tot_100milhab_qua	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
dum_est_2	2.096	-36.724	-7.287	1.423	0.753
dum_est_3	9.146	-6.419		10.491	7.623
renda_percapita	0.051	-0.016	0.041	0.052	0.056
ind_theil	-11.045	49.376	15.256	-9.287	-12.457
anos_estudo	-0.651	-1.880	-2.689	-0.653	-0.271
perc_pobres	0.118	-0.700	-0.249	0.099	0.125
perc_jov	0.573	0.720	-0.025	0.556	0.642
perc_hom	0.292	0.343	6.085	0.370	0.483
constante	-30.379	-14.698	-288.765	-36.131	-46.674
N	633	646	74	623	649

7. CONCLUSÃO

O principal atributo deste estudo é que ele apresenta uma série de contribuições originais em relação às várias linhas de literatura com que dialoga. Em relação à literatura internacional de economia do crime, vale ressaltar o caráter inovador da estratégia de identificação. Outra diferença em relação a essa literatura é que, nos outros artigos, as equações do processo gerador e as hipóteses de identificação não estão teoricamente fundamentadas como previsões de um modelo teórico.

Este estudo também representa algumas inovações na literatura de identificação com heteroscedasticidade. Existe uma pequena contribuição em relação aos artigos teóricos. Adaptou-se um resultado válido somente para sistemas estruturais triangulares para identificar os parâmetros de umas das equações de um sistema estrutural simultâneo. Esse procedimento permite identificação sob hipóteses mais razoáveis em certos contextos. Além disso, ao meu conhecimento, nunca se usou identificação com heteroscedasticidade para tentar identificar a equação de oferta crime.

No entanto, se considerarmos a dimensão dos resultados na literatura internacional, fica claro que contribuição é praticamente irrelevante. Os instrumentos se mostraram significantes. Apesar disso, os coeficientes negativos não são significantes para 10% em nenhuma das regressões. As regressões mostraram evidências inconclusivas sobre a validade das hipóteses de identificação tanto para o modelo triangular tanto para o modelo simultâneo.

Na revisão de literatura, mostrou-se que existem resultados conflitantes na literatura internacional. Levitt (1996) encontrou evidências de que as elasticidades dos crimes violentos são maiores em módulo do que as elasticidades dos crimes contra o patrimônio. Por sua vez, Kelly (2000) encontrou o resultado oposto. A tabela 21 mostra as elasticidades calculadas na média a partir das estimativas da terceira amostra. O resultado não é conclusivo. A maior e a menor elasticidade (em módulo) são dos crimes violentos. Além disso, as elasticidades das diferentes categorias de crime são muito parecidas. Portanto, não existe contribuição relevante nessa controvérsia

Tabela 21: Elasticidades calculadas na média a partir das estimativas da amostra 3

estatística	medida de crime					
	tent. homicídio	roubo	latrocínio	furto	estupro	homicídio
dcrime/dpolic	-0.0346	-0.2200	-0.0029	2.4770	-0.0148	-0.0315
media polic	122.5899	130.1450	129.6133	135.9122	120.9473	133.7783
media crime	27.8484	226.9882	1.5226	948.5359	9.9926	29.2157
(dcrime/crime)/(dpolic/polic)	-0.1523	-0.1261	-0.2452	0.3549	-0.1791	-0.1442

dcrime/dpolic: estimativas do coeficiente de polícia das estimativas da amostra 3

media polic: média do número de guardas municipais por 100 mil habitantes

media crime: média da medida de crime

(dcrime/crime)/(dpolic/polic): elasticidade calculada na média

Outro fato curioso é que as elasticidades se mostraram menores (em módulo) do que os encontrados na literatura internacional. Como os municípios não possuem poder de polícia, a guarda municipal só possui efeito *deterrence* sobre a criminalidade. Isto é, ela só atua na vigilância das áreas próximas ao patrimônio do município. O efeito dos guardas municipais sobre o número de prisões é limitado a algumas ações conjuntas com as polícias estaduais. Sendo assim, espera-se que o efeito de um guarda municipal sobre a criminalidade seja menor que o efeito de um policial comum. Portanto, esse resultado é coerente com a forma de atuação das guardas municipais.

Se considerarmos a dimensão dos resultados na literatura nacional, fica claro que a contribuição não é tão irrelevante. Na revisão de literatura, mostrou-se que existem evidências conflitantes sobre a existência ou não de efeito *deterrence* do policiamento. Este é o primeiro estudo a encontrar alguma evidência de um efeito *deterrence* de polícia no crime usando uma técnica diferente de painel dinâmico. Além disso, encontraram-se evidências de que medidas de gasto em segurança pública e policiamento estão sujeitas a problemas de endogeneidade que não são tratáveis por variáveis instrumentais. Isso pode explicar porque alguns artigos não encontraram evidências de efeito *deterrence* de polícia no crime.

O principal problema com a estratégia de identificação usada neste artigo é que as hipóteses de identificação do modelo triangular não são testáveis empiricamente. Apesar disso, existem alguns resultados que permitem construir evidências que justifiquem a sua utilização. O primeiro grande problema com os resultados é a falta de evidências empíricas conclusivas sobre a validade das hipóteses de identificação. Os testes de homoscedasticidade rejeitam a hipótese de que o *vote-share* explica a variância da forma reduzida da equação de polícia. As regressões não paramétricas mostram evidências fracas de que as hipóteses possam valer.

Diante da falta de evidências empíricas, surge a seguinte pergunta: “Qual o sinal do viés que é gerado pela violação de cada hipótese de identificação?”. Como não foi possível encontrar uma forma analítica para o viés do estimador de GMM-IH, a resposta para esta pergunta passa inevitavelmente pela elaboração de experimentos de Monte-Carlo. A preocupação é que possa existir algum padrão de violações das hipóteses de identificação do modelo triangular que seja capaz de gerar um viés negativo nas estimações. Um dos próximos passos do estudo será tentar responder essa pergunta.

O método de identificação apresentado neste trabalho só permite tratar o viés de simultaneidade. Apesar disso, a seção de identificação deixou claro que deve existir erro de medida e omissão de variável relevante no modelo. A pergunta que surge é: “Sob que hipóteses adicionais, o método de identificação com heteroscedasticidade é capaz de tratar ao mesmo tempo os três tipos de endogeneidade?”. Esse resultado pode ser derivado analiticamente. Além de derivar essas condições deve-se responder se elas são razoáveis dentro do contexto do modelo teórico da seção 2. Um dos próximos passos do estudo será tentar responder essa pergunta.

O segundo grande problema com os resultados é a falta de convergência da forma quadrática do GMM do modelo simultâneo. A Proposição 5 deste estudo mostrou que as hipóteses de identificação do modelo simultâneo e do modelo triangular são mutuamente exclusivas. Sendo assim, somente a obtenção de estimativas confiáveis para o modelo simultâneo permitirá a responder qual dos modelos está correto.

É importante ressaltar que ainda existem algumas fontes de dados de polícia e crime que podem ser incorporadas na nossa base de dados. O Data-Sus divulgou uma atualização de seus dados de mortalidade recentemente. O DataSeg-RS também possui dados de crime que estão disponíveis para os pesquisadores. A Senasp recentemente disponibilizou uma base de dados com medidas de crime para as cem maiores cidades do Brasil. A RAIS é uma fonte alternativa de dados de guarda municipal nos anos em que a Munic não abordou do tema. A incorporação dessas fontes alternativas de dados delineará os próximos passos deste trabalho. Um aumento no número de graus de liberdade das regressões pode permitir uma melhora nas evidências empíricas e a elaboração de testes de robustez que aumentem a confiabilidade das estimativas.

REFERÊNCIAS

- ARAÚJO JUNIOR, A. F.; FAJNZYLBER, P. *O que causa a criminalidade violenta no Brasil? Uma análise a partir do modelo econômico do crime: 1981 a 1996. Texto para Discussão 162*. Universidade Federal de Minas Gerais - CEDEPLAR, 2001.
- BECKER, Gary. S.; *Crime and punishment: an economic approach. The Journal of Political Economy*, Vol. 76, n.2, p. 169-217, 1968.
- CORMAN, H.; MOCAN, H. N. *A time-series analysis of crime, deterrence, and drug abuse in New Cork city, The American Economic Review*, Vol., n. , p. 584-604, 2000.
- CNT-SENSUS. *Relatório Síntese da Pesquisa de opinião pública nacional rodada 75*. São Paulo. 8 de setembro de 2005.
- CNT-SENSUS. *Relatório Síntese da Pesquisa de opinião pública nacional rodada 76*. São Paulo. 23 de dezembro de 2005.
- DATA-FOLHA. *Pesquisa de opinião pública sobre o desarmamento*. São Paulo. 21 de setembro de 2005.
- DI TELLA, Rafael; SCHARGRODSKY, Ernesto. *Do Police Reduce Crime? Estimates Using the Allocation of Police Forces after a Terrorist Attack. American Economic Review*. Vol. 94, March, n.1, p. 115-133, 2004.
- FAJNZYLBER, P.; ARAÚJO JUNIOR, A. F.; *Violência e criminalidade*. In Lisboa, M. B. & Menezes Filho, N. A., editores, *Microeconomia e Sociedade no Brasil*, p.333-394. Contra Capa, Rio de Janeiro. 2001
- GREENE, William. *Econometric Analysis*. 6th ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall, 2007.
- IBAM. *As despesas municipais com a função segurança pública em 2003. Série Estudos Especiais n° 110*. Rio de Janeiro. 2005.
- IBAM. *As despesas municipais com as funções de competência dos estados e municípios em 2004. Série Estudos Especiais n° 155*. Rio de Janeiro. 2006.
- IBOPE. *Pesquisa de opinião pública sobre o desarmamento. São Paulo*. 22 de setembro de 2003.
Disponível<http://www.ibope.com.br/opp/pesquisa/opiniaopublica/download/relatorio_desarmamento_set2003.pdf>
- IBOPE. *Pesquisa de opinião pública sobre o referendo do dia 23 de outubro. São Paulo*. 22 de outubro 2005. Disponível em:<http://www.ibope.com.br/opiniao_publica/downloads/opp130_referendo_out2005.pdf>

IBOPE. *Pesquisa de opinião pública sobre o referendo do dia 23 de outubro. São Paulo.* 14 de outubro 2005. Disponível em: <http://www.ibope.com.br/opinia_publica/downloads/opp129.pdf>

IMBENS, G.; *Weak Instruments and Many Instruments. Lectures on Evaluation Methods.* NBER, 2010

KAHN, T.; *Os custos da violência: quanto se gasta ou deixa de ganhar por causa do crime no estado de São Paulo.* Fórum de Debates, IPEA - CESeC, Novembro, 2000.

KELLY, M.; *Inequality and crime. The Review of Economics and Statistics.* Vol. 82, n.4, p. 530-539, 2000.

KUME, L.; *Uma estimativa dos determinantes da taxa de criminalidade brasileira: Uma aplicação em painel dinâmico.* In XXIII Encontro Nacional de Economia. ANPEC, João Pessoa. (2004)

LEVITT, S. D.; *Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect of police on crime. The American Economic Review.* Vol. 87, June, n.3, p. 270-290, 1997.

HECKMAN, J. *Micro Data, Heterogeneity, and the Evaluation of Public Policy: Nobel Lecture. The Journal of Political Economy.* Vol. 109, August, n.4, p. 673-748, 2001.

LEWBEL, A.; *Using Heteroskedasticity to Identify and Estimate Mismeasured and Endogenous Regressor Models. Working paper,* 2009. Disponível em: <<http://www2.bc.edu/~lewbel>>

LOTT, John; KENNY, Lawrence. *Did Women's Suffrage Change the Size and Scope of Government? Journal of Political Economy.* Vol. 107, n.1, p. 1163-1198, 1999.

MENDONÇA, M. J. C.; *Criminalidade e violência no Brasil: Uma abordagem teórica e empírica. Revista Brasileira de Economia de Empresas.* Vol. 2, n. 1, p. 33-49, 2002.

MILLER, G.; *Women's Suffrage, Political Responsiveness, and Child Survival in American History. Quarterly Journal of Economics.* Vol.123, August, n. 3, 1287-1327, 2009.

MOTA, Maria A. R.; *O referendo de outubro/2005: das conquistas plurais à derrota singular. Referendo do Sim ao Não: uma experiência da democracia brasileira.* p. 4-18, ISER, 2006.

ONG CIDADE. *Desdobrando o orçamento municipal.* Porto Alegre. 2009. Disponível em: <http://www.ongcidade.org/site/arquivos/biblioteca/edicao_02.pdf>

ONG DEFENDE. *Cartilha do desarmamento.* Rio de Janeiro. 2005. Disponível em: http://www.defendebrasil.org.br/novo/site/cartilha_detalhes.php?idCartilha=5

OLIVEIRA, C. A.; *Criminalidade e o tamanho das cidades brasileiras: Um enfoque da economia do crime.* In XXXIII Encontro Nacional de Economia. ANPEC, Natal, 2005.

PAGAN, A.; ULLAH, A.; *Non Parametric Econometrics.* MIT Press, 1999.

RIGOBON, R.; *Identification Through Heteroskedasticity. Review of Economics and Statistics*. Vol. 85, November, n.4, p. 777-792, 2003.

SANTOS, M. J.; KASSOUF, A. L.; *Uma investigação econômica da influência do mercado de drogas ilícitas sobre a criminalidade brasileira. Revista Economia*. Vol. 8, n.2, p. 187-210, 2007.

SANTOS, M. J.; KASSOUF, A. L.; *Economia e Criminalidade no Brasil: Evidências e Controvérsias Empíricas*, Vol. 9, n.2, p. 343-372, 2008.

SENASP. *Pesquisa do Perfil Organizacional das Guardas Municipais (2003)*. Brasília 2005. Disponível

em:<http://www.oas.org/dsp/Observatorio/Tablas/Brasil/Brasil_Perfil_das_Guardas_Municipais_2003.pdf>

SOARES, R.; NARITOMI, J.; *Understanding High Crime Rates in Latin America: The Role of Social and Policy Factors. NBER Inter-American Seminar on Economics* Chicago: NBER and University of Chicago Press, 2007.

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

APÊNDICES

Apêndice A – Demonstração das Proposições 1 a 5

A – DEMONSTRAÇÃO DAS PROPOSIÇÕES 1 A 5

Demonstração da *Proposição 1*: (i) Dado que $\varepsilon_1, \varepsilon_2$ são erros aditivos nas equações (62) e (63), o termo de erro da forma reduzida é uma combinação linear dos termos de erro das equações estruturais. Matematicamente, temos que:

$$w_2 = \lambda_1 \varepsilon_1 + \lambda_2 \varepsilon_2 \quad (77)$$

$$\lambda_1 = \lambda_1(\gamma_1, \gamma_2, \boldsymbol{\beta}_1, \boldsymbol{\beta}_2) \text{ e } \lambda_2 = \lambda_2(\gamma_1, \gamma_2, \boldsymbol{\beta}_1, \boldsymbol{\beta}_2) \quad (78)$$

$$w_2^2 = \lambda_1^2 \varepsilon_1^2 + 2\lambda_1 \lambda_2 \varepsilon_1 \varepsilon_2 + \lambda_2^2 \varepsilon_2^2 \quad (79)$$

Como w_2 é uma função linear e determinística de ε_1 e ε_2 , temos que:

$$E(\mathbf{x}w_2) = E(\mathbf{x}(\lambda_1 \varepsilon_1 + \lambda_2 \varepsilon_2))$$

$$E(\mathbf{x}w_2) = \lambda_1 E(\mathbf{x}\varepsilon_1) + \lambda_2 E(\mathbf{x}\varepsilon_2)$$

Se $E(\mathbf{x}\varepsilon_1) = 0$ e $E(\mathbf{x}\varepsilon_2) = 0$, temos que:

$$E(\mathbf{x}w_2) = 0 \quad (80). \blacksquare$$

(ii) Substituindo (77) em (HL6), pode-se escrever a hipótese (HL6) em função dos erros estruturais:

$$COV(\mathbf{z}, \varepsilon_1 w_2) = COV(\mathbf{z}, \varepsilon_1 (\lambda_1 \varepsilon_1 + \lambda_2 \varepsilon_2))$$

$$COV(\mathbf{z}, \varepsilon_1 w_2) = \lambda_1 COV(\mathbf{z}, \varepsilon_1^2) + \lambda_2 COV(\mathbf{z}, \varepsilon_1 \varepsilon_2)$$

Se $COV(\mathbf{z}, \varepsilon_1^2) = 0$ e $COV(\mathbf{z}, \varepsilon_1 \varepsilon_2) = 0$, temos que:

$$COV(\mathbf{z}, \varepsilon_1 w_2) = \lambda_2 COV(\mathbf{z}, \varepsilon_1 \varepsilon_2) = 0 \quad (81). \blacksquare$$

Demonstração da *Proposição 2*: (i) Substituindo (79) em (HL5), pode-se escrever a hipótese (HL5) em função dos erros estruturais:

$$COV(\mathbf{z}, w_2^2) = COV(\mathbf{z}, \lambda_1^2 \varepsilon_1^2 + 2\lambda_1 \lambda_2 \varepsilon_1 \varepsilon_2 + \lambda_2^2 \varepsilon_2^2)$$

$$COV(\mathbf{z}, w_2^2) = \lambda_1^2 COV(\mathbf{z}, \varepsilon_1^2) + 2\lambda_1\lambda_2 COV(\mathbf{z}, \varepsilon_1\varepsilon_2) + \lambda_2^2 COV(\mathbf{z}, \varepsilon_2^2)$$

Se $COV(\mathbf{z}, \varepsilon_1^2) = 0$, $COV(\mathbf{z}, \varepsilon_2^2) \neq 0$ e $COV(\mathbf{z}, \varepsilon_1\varepsilon_2) = 0$, temos que:

$$COV(\mathbf{z}, w_2^2) = \lambda_2^2 COV(\mathbf{z}, \varepsilon_2^2) \neq 0 \quad (82). \blacksquare$$

(ii) A esperança do quadrado do erro da forma reduzida (73) é dada por:

$$\begin{aligned} E(w_2^2/\mathbf{z}) &= E(\lambda_1^2\varepsilon_1^2 + 2\lambda_1\lambda_2\varepsilon_1\varepsilon_2 + \lambda_2^2\varepsilon_2^2/\mathbf{z}) \\ E(w_2^2/\mathbf{z}) &= \lambda_1^2 E(\varepsilon_1^2/\mathbf{z}) + 2\lambda_1\lambda_2 E(\varepsilon_1\varepsilon_2/\mathbf{z}) + \lambda_2^2 E(\varepsilon_2^2/\mathbf{z}) \end{aligned}$$

Se $E(\varepsilon_1^2/\mathbf{z}) = E(\varepsilon_1^2)$ e $E(\varepsilon_1\varepsilon_2/\mathbf{z}) = E(\varepsilon_1\varepsilon_2)$, temos que:

$$\begin{aligned} E(w_2^2/\mathbf{z}) &= \lambda_2^2 E(\varepsilon_2^2/\mathbf{z}) + k \\ E(w_2^2/\mathbf{z}) &= \lambda_2^2(\tau_1 h + \tau_2 h^2 + c) + k \\ E(w_2^2/\mathbf{z}) &= \lambda_2^2\tau_1 h + \lambda_2^2\tau_2 h^2 + l \\ E(w_2^2|\mathbf{z}) &= \xi_1 h + \xi_2 h^2 + m \quad (83) \end{aligned}$$

Como $\lambda_2^2 > 0$, o sinal dos coeficientes de $E(w_2^2/\mathbf{z})$ será o mesmo de $E(\varepsilon_2^2/\mathbf{z})$. Segue que:

$$-\frac{\tau_1}{2\tau_2} = -\frac{\lambda_2^2 \xi_1}{\lambda_2^2 2\xi_2} = -\frac{\xi_1}{2\xi_2} \quad (84). \blacksquare$$

Demonstração da *Proposição 3*: (i) Pela lei das expectativas iteradas:

$$COV(\mathbf{z}, \varepsilon_1^2) = E_{\mathbf{z}}(\mathbf{z}E(\varepsilon_1^2/\mathbf{z})) + E(\mathbf{z})E_{\mathbf{z}}(E(\varepsilon_1^2/\mathbf{z}))$$

Se $E(\varepsilon_1^2/\mathbf{z}) = 0$, temos que:

$$\begin{aligned} COV(\mathbf{z}, \varepsilon_1^2) &= E_{\mathbf{z}}(\mathbf{z}0) + E(\mathbf{z})E_{\mathbf{z}}(0) \\ COV(\mathbf{z}, \varepsilon_1^2) &= 0 \quad (85). \blacksquare \end{aligned}$$

(ii) Se $E(\varepsilon_2^2|\mathbf{z}) = \tau_1 h + \tau_2 h^2 + c$ tal que $\tau_1 > 0$ e $\tau_2 < 0$, temos que:

$$\tau_1 = \frac{COV(h, \varepsilon_1^2)}{V(h)} > 0 \Rightarrow COV(h, \varepsilon_1^2) \neq 0$$

$$\tau_2 = \frac{COV(h^2, \varepsilon_1^2)}{V(h^2)} < 0 \Rightarrow COV(h^2, \varepsilon_1^2) \neq 0 \quad (86). \blacksquare$$

Demonstração da *Proposição 4*: As *Proposições 1 e 2* garantem as hipóteses (HA1), (HA2), (HL1) e (HL3) implicam nas hipóteses (HL4), (HL5) e (HL6). De acordo com o Teorema 1 de Lewbel (2009), os parâmetros da equação estrutural (62) são identificados sob essas hipóteses. ■

Demonstração da *Proposição 5*: (\Rightarrow) Se $COV(z, \varepsilon_1^2) = 0$, temos que:

$$\Phi_\varepsilon = (0 \quad COV(z, \varepsilon_2^2)) \Rightarrow \text{posto}(\Phi_\varepsilon) = 1$$

O Lema 1 de Lewbel (2009) afirma que, sob as hipóteses (HL1) e (HL3), o posto de Φ_w é igual a 2 se, e somente se, o posto de Φ_ε é igual a 2. Matematicamente, temos que:

$$\text{posto}(\Phi_\varepsilon) = 2 \Leftrightarrow \text{posto}(\Phi_w) = 2$$

Como a equivalência também vale para as negações:

$$\text{posto}(\Phi_\varepsilon) = 1 \Rightarrow \text{posto}(\Phi_\varepsilon) < 2 \Rightarrow \text{posto}(\Phi_w) < 2$$

(\Leftarrow) Pelo Lema 1 de Lewbel (2008), sob as hipóteses (HL1), (HL2) e (HL3), temos que:

$$\text{posto}(\Phi_w) = 2 \Rightarrow \text{posto}(\Phi_\varepsilon) = 2 \Rightarrow COV(z, \varepsilon_1^2) \neq 0 \quad (87). \blacksquare$$