

# CRIMES PATRIMONIAIS NÃO REGISTRADOS: MENSURAÇÃO E DETERMINANTES

## Área 12 - Economia Social e Demografia Econômica

**Gustavo Carvalho Moreira**

Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de São Carlos – UFSCar/Sorocaba

**Ana Lucia Kassouf**

Professora Titular do Departamento de Economia da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz – Esalq/USP

**Marcelo Justus**

Professor do Instituto de Economia da Universidade de Campinas – IE/Unicamp

### Resumo

O ato de não registrar um crime às autoridades competentes pode trazer consequências negativas tanto para a sociedade quanto para a eficácia das políticas de segurança pública. Isso porque, as decisões sobre essas políticas são embasadas em estatísticas oficiais de criminalidade, que, por sua vez, são viesadas pelo subregistro. Visando contornar este problema, algumas instituições tentam estimar a real taxa de crimes a partir de pesquisas de vitimização. No entanto, estas pesquisas apresentam algumas limitações, como o fato de não possuírem técnicas de amostragem e periodicidade bem definidas. Então, o objetivo deste estudo foi mensurar o subregistro de crimes por uma abordagem alternativa capaz de contornar essas limitações, aplicando a Análise de Fronteira Estocástica para dados do estado de Minas Gerais. Os principais resultados do estudo indicaram que: em Minas Gerais, os crimes patrimoniais apresentaram taxa de subregistro de 32,7% no período analisado; o subregistro afeta a interpretação das estatísticas oficiais; este fenômeno pode influenciar a decisão de participação na atividade criminosa e; a decisão de registrar um crime é tomada pelo indivíduo por meio de uma avaliação de benefício-custo.

Palavras-chave: Subregistro; Economia da criminalidade; Segurança pública

### Abstract

Failure to report a crime to the competent authorities may have negative consequences for both society and the effectiveness of public security policies. This happens because decisions about these policies are based on official crime statistics, which in turn are biased by underreporting. In order to circumvent this problem, some institutions try to estimate the real crime rate from victimization surveys. However, these studies have some limitations, such as the lack of well-defined sampling techniques and periodicity. The objective of this study was, therefore, to measure underreporting of crimes by taking an alternative approach capable of circumventing these limitations, applying Stochastic Frontier Analysis to data from the State of Minas Gerais. The main results of the study indicated that, in Minas Gerais, property crimes had a 32.7% underreporting rate in the analyzed period; that underreporting affects the interpretation of official statistics; that this phenomenon may influence the decision to participate in criminal activity, and that the decision to file a crime report is made by the individual through a cost-benefit analysis.

Keywords: Underreporting; Economy of crime; Public security

JEL: C35, K14, I31

## 1. Introdução

A criminalidade gera sensação de insegurança e consequente perda de bem-estar para a população, e o Brasil se posiciona como um dos países mais violentos do mundo. Em 2013, contabilizou-se mais de 57 mil homicídios no País, o que equivale a mais de seis mortes por hora, ou uma taxa de 28,1 mortes para cada 100 mil habitantes (BRASIL, 2013). Esta taxa é muito superior à dos países europeus e asiáticos, que é de aproximadamente 10 mortes para cada 100 mil habitantes (ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS, 2013). Haja vista a importância deste problema para o País, torna-se relevante a elaboração de estudos que visem propor um melhor entendimento sobre tal fenômeno e que, através da análise de indicadores criminais, possam subsidiar com informações os formuladores e gestores das políticas de segurança pública.

Um dos problemas encontrados na abordagem empírica destas questões é que as estatísticas criminais, disponibilizadas pela Polícia Militar, Secretarias de Segurança e Organizações Não Governamentais, estão sujeitas a erros de mensuração, principalmente relacionados à subnotificação ou ao subregistro de crimes. Os crimes de roubo, roubo à mão armada, furto e estupro, por exemplo, somente farão parte das estatísticas e, consequentemente, gerarão inquérito policial, no caso de registro da vitimização às autoridades competentes. O crime com estatísticas mais realistas é o homicídio, que envolve um atestado de óbito para cada vítima.

Este viés de subregistro e consequente erro de mensuração da real taxa de crimes é um problema grave para o combate e a prevenção do crime. Justus e Scorzafave (2014) destacam como principais consequências desse viés: distorção da alocação de recursos destinados à segurança pública; impossibilidade de avaliar corretamente a eficiência das autoridades competentes e; maior criminalidade, causada por um número menor de inquéritos policiais e, consequentemente, elevação da probabilidade de sucesso na atividade ilegal.

Diante do problema de viés de subregistro, algumas pesquisas buscam estimar a real taxa de crimes a partir de informações de vitimização. Estas pesquisas de vitimização surgiram nos Estados Unidos na década de 1960, com o objetivo de mensurar os crimes sofridos pela população e que não foram reportados ou registrados. No Brasil, a primeira pesquisa com abrangência nacional foi realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE, em 1988. As mais recentes foram as realizadas pelo IBGE, em 2009, e pela Secretaria Nacional de Segurança Pública, em 2012. Goudriaan e Assen (2006) e Justus e Kassouf (2008a) destacam que há algumas desvantagens nas pesquisas de vitimização, quando comparadas às estatísticas oficiais: falta de memória do entrevistado, quando perguntado a respeito de ter sofrido um crime há muito tempo; a realização desta em domicílios, de modo que a pessoa de referência responde pelos outros e; o fato de não existir uma pesquisa com periodicidade e método de amostragem definidos, impedindo comparações. Segundo Reichel e Albanese (2014), ainda há a possibilidade de a informação dada pelo entrevistado ser falsa, como nos casos em que a vítima conhece o criminoso e prefere não declarar o crime.

Uma alternativa para a mensuração do subregistro foi proposta por Chaudhuri, Chowdhury e Kumbhakar (2015), estimando um modelo econômico do crime por meio da Análise de Fronteira Estocástica. Esta análise permite isolar o termo de erro em um componente aleatório e outro determinístico. O termo determinístico, denominado ineficiência técnica no caso de uma função de produção, representa a distância entre o crime observado e a fronteira. A partir deste termo, mensura-se subregistro de crimes. O resultado destes autores indicou um subregistro médio de 27% na Índia, no período de 1980 a 2010, para um índice de crimes composto por homicídio, sequestro, estupro, assalto à mão armada e roubo. Ao nosso conhecimento, este foi o primeiro e o único estudo a propor a aplicação desta análise para o fenômeno em questão. Além disso, essa abordagem não é influenciada pelos vieses contidos nas pesquisas de vitimização.

O objetivo deste estudo é mensurar o subregistro de crimes no estado de Minas Gerais, aplicando, a exemplo de Chaudhuri, Chowdhury e Kumbhakar (2015), a Análise de Fronteira Estocástica. Em posse disso, especificamente, objetiva-se: verificar a influência desse fenômeno para a política de segurança pública; avaliar a eficiência das autoridades e o seu papel na redução da real taxa de crimes; e investigar se um maior subregistro eleva o benefício líquido da atividade criminosa. Por fim, para testar a hipótese de que os indivíduos realizam uma análise de benefício-custo para registrar ou não a vitimização, os determinantes deste fenômeno foram analisados.

As unidades de análise são os municípios do estado de Minas Gerais. Tal escolha foi motivada pela existência de dados criminais capazes de fornecer evidências empíricas ao problema de pesquisa deste estudo. O mesmo pode ser realizado para as demais regiões geográficas, condicionado à existência de dados. Os crimes analisados são os patrimoniais relacionados ao roubo e ao roubo à mão armada.

O restante do estudo está dividido em quatro seções. A Seção 2 apresenta as causas e consequências do subregistro. A Seção 3 apresenta as estratégias de modelagem empírica e, a Seção 4, as estimativas do subregistro criminal, dos seus determinantes e consequente discussão. As considerações finais estão na Seção 5.

## 2. Causas e consequências do subregistro de crimes

No contexto das causas do subregistro, tem-se que o ato de não notificar um crime possui duas principais explicações. Primeiro, a escolha racional enfatiza que vítimas de crimes consideram os benefícios e custos deste ato. Os benefícios estão relacionados à proteção policial, possibilidade de o criminoso ser detido e redução do risco de vitimização. Os custos, às inconveniências dos processos judiciais, medo de vingança e represália, ou custo de oportunidade da denúncia. Desse modo, a vítima reportará o crime somente se o resultado líquido da decisão for positivo. Evidências empíricas dessa relação entre custos e benefícios da notificação podem ser verificadas em Soares (2004a), Justus e Kassouf (2008a) e Madalozzo e Furtado (2011).

Segundo, há na literatura a ênfase de que a confiança dos cidadãos nas autoridades competentes tem um importante papel na disposição de o indivíduo registrar a vitimização (MACDONALD, 2001; SILVER; MILLER, 2004; SOARES, 2004b; GOUDRIAAN et al., 2005; WARNER, 2007). Ratificando esse argumento, a Figura 1 apresenta as razões para não procurar a polícia no Brasil, após a vitimização por roubo, furto e agressão. Também percebe-se que, dependendo do tipo de crime, as motivações para o subregistro são distintas.

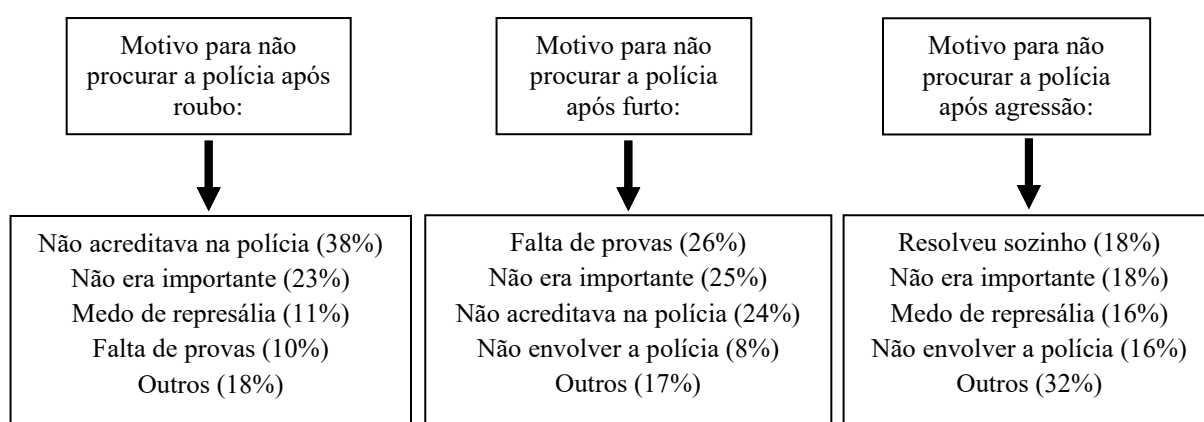


Figura 1 – Motivos para não procurar a polícia, por tipo de crime, em 2009

Fonte: IBGE (2009).

Com relação às consequências do subregistro, podemos separá-las em três principais. Primeiro, Justus e Kassouf (2008a) indicam que este fenômeno impede uma interpretação precisa das estatísticas criminais. A Figura 2, por exemplo, traz indícios de que a taxa de crimes contra o patrimônio em Minas Gerais elevou-se no período de 2001 a 2007. No entanto, essa tendência pode ser proveniente de outras duas fontes: do aumento da taxa de registro, diante de uma melhoria da eficiência da polícia em combater estes tipos de crimes; ou, do aumento do número de registros desse crime por parte da população, pela percepção de maior confiança nas autoridades competentes.

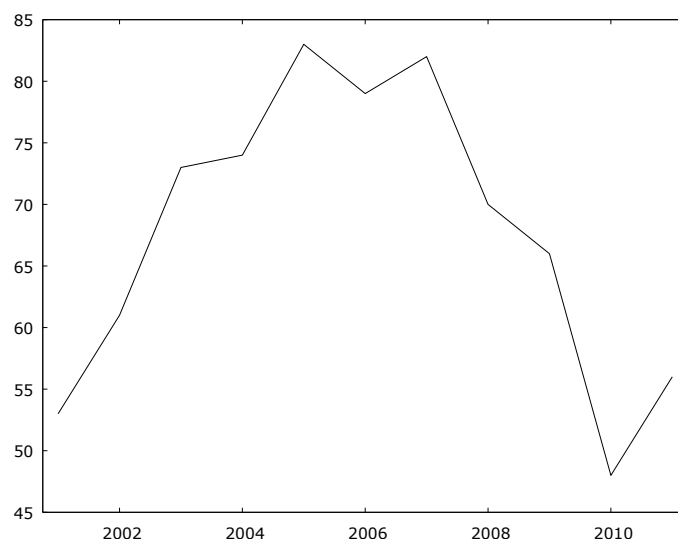


Figura 2 - Taxa de crimes contra o patrimônio em Minas Gerais, por 100 mil habitantes, para os anos de 2001 a 2011

Fonte: Fundação João Pinheiro (2015).

Em segundo lugar, o subregistro afeta a alocação de recursos em segurança pública, tornando-a diferente da alocação ótima. De modo geral, os gestores decidem esta alocação com base em indicadores criminais observáveis, que já vimos serem passíveis de interpretação dúbia. Para ilustrar, considere a Tabela 1 com unidades municipais hipotéticas. Aparentemente, o município 1 seria aquele com a menor necessidade de recursos em segurança pública por apresentar a menor taxa de crimes observável (90). No entanto, o alto índice de subregistro em tal unidade (50%) faz com que a real taxa de crimes seja a maior entre os quatro municípios. Para o município 4, a quantidade de recursos destinados seria a mais elevada. No entanto, diante de subregistro nulo, indica-se uma menor necessidade de recursos, quando este município é comparado aos demais. Este fenômeno causa uma distorção na quantidade de recursos destinados à prevenção e ao combate do crime.

Tabela 1 – Taxa de crimes observável e subregistro, para municípios hipotéticos

Município	Taxa de crimes	Subregistro (em %)	Taxa de crime corrigida
1	90	50	135
2	100	30	130
3	110	10	121
4	120	0	120

Por fim, o modelo econômico do crime de Becker (1968) enfatiza a racionalidade econômica dos agentes. De acordo com este modelo, todos os indivíduos são potenciais criminosos, e a decisão é tomada a partir da avaliação de uma relação entre retorno da atividade ilegal, custo de oportunidade e severidade das penas. Se os indivíduos não registram o crime após a vitimização, nenhum inquérito policial é gerado e, portanto, menor é a probabilidade de o criminoso ser capturado. Sob essas hipóteses, o subregistro contribuiria para elevar o benefício líquido do crime. Este argumento também foi discutido por Justus e Scorzafave (2014).

### 3. Referencial metodológico e modelagem empírica

#### 3.1 Análise de Fronteira Estocástica e a mensuração do subregistro de crimes

Na teoria microeconômica, uma função de produção é definida como o máximo de produto que pode ser gerado dado um conjunto de insumos e tecnologia disponível. Kumbhakar e Lovell (2000) citam vários estudos empíricos em que a produção tende a ser ineficiente, não atingindo o máximo de produto dada a disponibilidade tecnológica e de fatores. Esta ineficiência pode advir, por exemplo, como resultado de motivação, informação, monitoramento, estruturas de mercado e problemas de gerenciamento.

De acordo com Kumbhakar e Lovell (2000), os trabalhos seminais que buscaram estimar teoricamente uma função distância, com o objetivo de captar o grau de ineficiência das unidades, foram os de Debreu (1951) e Shepard (1953). Com o avanço metodológico, destacaram-se os métodos não-paramétricos de programação linear, por meio da Análise Envoltória de Dados (*Data Envelopment Analysis – DEA*) e os métodos paramétricos, como a Análise de Fronteira Determinística. Em ambas as abordagens, visava-se considerar que existem unidades produtivas que não atuam eficientemente. Como destaca Coelli (1995), a crítica para ambas as análises advém do fato de que a mensuração da eficiência não pode ser controlada pelos componentes aleatórios que a afeta.

Para contornar tal limitação, surge a Análise de Fronteira Estocástica (*Stochastic Frontier Analysis – SFA*). Nesta, calcula-se a distância ou ineficiência técnica de uma unidade de produção a partir da decomposição do componente estocástico da função estimada, ou seja, a partir do termo de erro desta função. De acordo com Kumbhakar e Lovell (2000), o modelo geral da SFA pode ser expresso conforme eq. (1):

$$y_i = f(x_i; \beta) \cdot \exp\{v_i - u_i\} \quad (1)$$

em que  $y_i$  refere-se à produção da unidade  $i$ ,  $x_i$  é o vetor de insumos utilizados pela unidade  $i$  e  $\beta$  os parâmetros de tecnologia.  $v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$  é o termo de erro aleatório e  $u_i \geq 0$  capta o efeito da ineficiência técnica. Então, os produtores irão operar abaixo da sua função de produção ( $y = f(x; \beta) \cdot \exp\{v\}$ ) de acordo com  $u = 0$  ou  $u > 0$ .

Apesar de existirem muitas aplicações voltadas à eficiência produtiva, a fronteira estocástica é relevante também para o estudo de outros fenômenos. Com relação à Economia Social, a SFA tem sido frequentemente utilizada na análise do mercado de trabalho, visando verificar em quanto o salário individual se distancia da produtividade marginal desse fator (GROOT; OOTERBEEK, 1994; POLACHEK; ROBST, 1998; PRIETO et al., 2005; ADAMCHIK; KING, 2007; SÁNCHEZ, 2011). Kumbhakar et al. (2015) fornecem diversas outras aplicações. Ao nosso conhecimento, a utilização para a Economia do Crime foi explorada apenas em Chaudhuri, Chowdhury e Kumbhakar (2015).

Aplicando a equação (1) ao nosso objetivo, tem-se que, para cada município de Minas Gerais  $i$ :  $y_i$  é a taxa de crimes de roubo e roubo à mão armada por 100 mil habitantes, que está registrada nas estatísticas criminais (doravante: taxa de crimes);  $x_i$  é o vetor de variáveis socioeconômicas que influenciam a ocorrência de crimes;  $\beta$  é o vetor de parâmetros a ser estimado, e  $v_i$  e  $u_i$  compõem o termo de erro, sendo não correlacionados.  $v_i$  é identicamente e independentemente distribuído (i.i.d.) e nele estão contidos componentes não observáveis e erros de especificação e de medida. E o componente  $u_i$  é definido por Chaudhuri, Chowdhury e Kumbhakar (2015) como sendo o subregistro de crimes para a unidade  $i$ . Assume-se, para  $u_i$ , comportamento normal truncado de média  $\mu$  e variância  $\sigma_u^2$  ( $u_i \sim iidN^+(\mu, \sigma_u^2)$ ). Esta forma será a adotada por promover flexibilidade na distribuição do subregistro a ser estimado. Cabe ressaltar, que há outras possíveis suposições para a distribuição deste termo, como a exponencial, a truncada com média 0 e a *gamma* (COELLI et al., 2005). Mas, os valores médios preditos de  $u_i$  tendem a ser semelhantes, independentemente da distribuição assumida, como destacado por Kumbhakar e Lovell (2000).

Aplicando os argumentos de Coelli et al. (2005), a forma mais comum de predizer  $u_i$  é dada pela eq. (2), que representa a razão entre o número de crimes observado ( $y_i$ ) e o número de crimes obtido por fronteira estocástica:

$$subregistro_i = \frac{y}{\exp(x' \beta + v)} = \frac{\exp(x' \beta + v - u)}{\exp(x' \beta + v)} = \exp(-\hat{u}_i) \quad (2)$$

em que  $\hat{u}_i = E(u_i | \varepsilon_i)$ , sendo  $\varepsilon_i = u_i + v_i$ . Para maiores detalhes sobre a distribuição adotada e a obtenção do termo de ineficiência, ver Kumbhakar e Lovell (2000).

### 3.2 Fonte de dados e variáveis selecionadas

Os dados utilizados nesta pesquisa são da base do Índice Mineiro de Responsabilidade Social, disponibilizados pela Fundação João Pinheiro. Há informações sobre saúde, educação, segurança pública, finanças municipais, meio ambiente e habitação, esporte e turismo, renda e emprego, assistência social e cultura, para todos os 853 municípios de Minas Gerais entre 2001 e 2011.

Para estimar o subregistro através de um modelo de fronteira estocástica, faz-se necessária a construção de um modelo de regressão que explique a taxa de crimes. A seleção das variáveis para este modelo foi embasada no referencial teórico de Becker (1968) e em estudos empíricos sobre o tema. A Tabela 2 descreve sucintamente estas variáveis, bem como o sinal esperado para o coeficiente estimado destas. As estatísticas descritivas podem ser consultadas na Tabela A1 do Apêndice.

O modelo econômico da racionalidade criminosa, desenvolvido por Becker (1968), define que um indivíduo decidirá sobre cometer, ou não, o crime, ao avaliar o retorno da atividade sujeito ao seu custo. Neste último item, inclui-se a severidade das penas e a probabilidade de punição, que serão controladas no modelo pela variável *numpol*. Estudos empíricos que também controlaram tal aspecto, ainda que tenham utilizado outras proxies (gastos com segurança pública, por exemplo), são: Araújo Junior e Fajnzylber (2001), Loureiro e Carvalho Junior (2007), Loureiro (2009) e Teixeira (2011).

Tabela 2 – Descrição das variáveis utilizadas no modelo empírico e sinal esperado do coeficiente estimado

	Descrição	s.e.
<i>crimevcp</i>	Número de ocorrências registradas de crimes contra o patrimônio por 100 mil habitantes	
<i>crimevcp(-1)</i>	Taxa de crimes violentos contra o patrimônio defasado em um período.	+
<i>crimedefesp</i>	Taxa de crimes violentos contra o patrimônio por 100 mil habitantes defasado espacialmente.	+
<i>numpol</i>	Número de policiais militares lotados no município por 100 mil habitantes.	-
<i>rendmed</i>	Valor do rendimento total dos empregados do setor formal no mês de dezembro, dividido pelo número de empregados.	-
<i>PIBpct</i>	Produto Interno Bruto per capita.	+/-
<i>pop1529</i>	Percentual de indivíduos residentes no município com idade entre 15 e 29, por 100 mil habitantes.	+
<i>popurb</i>	Percentual da população do município que vive em área urbana.	+
<i>vuln</i>	Valor das transferências do programa Bolsa Família no ano, por 100 mil habitantes.	+

Nota: s.e.: sinal esperado; Todos os valores monetários foram deflacionados pelo IGP-DI a preços de 2011.

Outro componente do item “custos da atividade criminosa” refere-se ao custo de oportunidade da atividade ilegal, que será controlado no modelo pela variável *rendmed* e pela variável *vuln*. No caso da primeira, tem-se como hipótese que maiores salários no setor formal reduzirão os incentivos para a prática de atividades ilegais. Por sua vez, isso também eleva o retorno da atividade criminosa, visto que potenciais vítimas tornar-se-ão mais atrativas (JUSTUS; KASSOUF, 2008b). Para a variável *vuln*, espera-se que uma maior vulnerabilidade socioeconômica seja capaz de criar um ambiente mais propício à criminalidade. Embora utilizando outras proxies, esta última relação já foi constatada empiricamente em Carvalho e Lavor (2008), Resende e Andrade (2011), Shikida e Oliveira (2012), dentre outros.

Já o retorno da atividade criminosa será controlado pela variável *PIBpct*, *proxy* para a riqueza do município. O que se espera do sinal da relação entre a riqueza do município e retorno da atividade criminosa é ambíguo. Por um lado, renda maior implica em uma população com maior poder aquisitivo, o que, eventualmente, permite acesso a uma cesta de bens composta por itens de segurança e defesa, inibindo a atividade criminosa. Por outro lado, maior renda implica em potenciais vítimas economicamente mais atrativas (ver Cohen, Kluegel e Land, 1981), o que pode contribuir para elevar o retorno da atividade criminosa.

A variável *pop1529* capta a influência da parcela da população jovem sobre a taxa de crimes. A inclusão foi motivada pelo fato de que 55% dos homicídios consumados em alguma situação de conflito, em 2013, ocorreram nesta faixa etária (Classificação Internacional de Doenças X85 – Y09). Outro controle demográfico foi realizado pela variável *popurb*, assim como em Teixeira (2011). Conforme tal autor, tem-se como hipóteses que, em conglomerados urbanos: o efeito punição de Becker (1968) seja percebido pelos criminosos como pouco eficaz, e; a interação de criminosos com futuros criminosos ocorra de maneira mais intensa.

Já a variável *crimevc(-1)* foi incluída ao modelo pela constatação empírica do efeito inércia ou do fenômeno *learning-by-doing* na taxa de crimes. Conforme Justus (2009), as estimativas para o Brasil apontaram que metade dos crimes cometidos em um período são transferidos para o próximo. Detalhes de estudos que também controlaram este aspecto podem ser consultados em Araújo Junior e Fajnzylber (2001), Kume (2004) e Teixeira (2011).

Diante das evidências empíricas da aglomeração das atividades criminosas, a variável *crimedefesp* controla o efeito espacial da taxa de crimes. A metodologia da sua construção é discutida na próxima subseção. Estudos empíricos que constatarem tal característica, mas para a taxa de homicídios, são: Peixoto (2003), Almeida et al. (2005), Justus e Santos Filho (2011). Destaca-se também o trabalho de Tolentino e Diniz (2014) para a dependência espacial do tráfico de drogas na cidade de Belo Horizonte.

### 3.3 Modelagem empírica

Há diversas vantagens na utilização de dados em painel para modelos de fronteira estocástica. Podemos destacar o controle de características não observáveis e constantes no tempo e a possibilidade de a ineficiência variar ao longo do tempo (caso de modelos de eficiência denominados “*time-variant*”) (KUMBHAKAR; LOVELL, 2000).

O primeiro passo da modelagem empírica consistiu em estimar modelos *baseline* de Efeito Fixo (EF) e de Efeito Aleatório (EA), para então optar por uma dessas alternativas e prosseguir com as técnicas de estimação. Estas técnicas, por sua vez, foram aplicadas a fim de controlar a dependência espacial da taxa de crimes e a endogeneidade do modelo econômico do crime. Matematicamente, o modelo EF a ser estimado pode ser descrito pela eq. (3):

$$\begin{aligned} \ln y_{it} &= \beta_{0t} + \sum_n \beta_n \ln x_{nit} + v_{it} - u_{it} \\ &= \beta_{it} + \sum_n \beta_n \ln x_{nit} + v_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

em que  $y_{it}$  representa a taxa de crimes do município  $i$  para o período  $t$ ,  $x_{nit}$  são as  $n$  variáveis de controle apresentadas na Tabela 2, para cada período  $t$  e município  $i$ , excluindo-se *crimevc(-1)* e *crimedefesp*,  $u_{it}$  é o termo de subregistro ( $u_{it} \sim iid N^+(\mu, \sigma_u^2)$ ).  $\beta_0$  é o intercepto, comum a todos os municípios em cada período  $t$ , e  $\beta_{it} = \beta_{0t} - u_{it}$  é o intercepto para o município  $i$  no período  $t$ .

De modo análogo, o modelo EA é dado pela eq. (4):

$$\begin{aligned} \ln y_{it} &= [\beta_{0t} - E(u_{it})] + \sum_n \beta_n \ln x_{nit} + v_{it} - [u_{it} - E(u_{it})] \\ &= \beta_{0t}^* + \sum_n \beta_n \ln x_{nit} + v_{it} - u_{it}^* \end{aligned} \quad (4)$$

Para dar a possibilidade de o subregistro variar, seja no modelo de EF ou EA, considerou-se que  $f(t)$  representa uma função do comportamento do subregistro ao longo do tempo, sendo essa função definida conforme eq. (5):

$$sub_{it} = f(t) sub_i \quad (5)$$

em que, de acordo com Battese e Coelli (1992),  $f(t)$  é dada pela eq. (5.1):

$$f(t) = \exp(-\eta(t - T)) \quad (5.1)$$

em que  $\eta$  é um parâmetro a ser estimado e  $t$  representa a unidade de tempo dentro do conjunto  $T$ . Se  $\eta > 0$ , o subregistro decresce ao longo do tempo.

Assumida esta hipótese, o subregistro passa a não mais ser predito como a eq. (2), mas, sim, como a eq. (6):

$$\exp(-u_{it}) = sub_{it} = sub_i \exp(-\eta(t - T)) \quad (6)$$

Os modelos de efeito fixo e de efeito aleatório descritos foram estimados pelo método de máxima verossimilhança, e o detalhamento sobre este método pode ser consultado em diversos livros-texto sobre o tema, como Kumbhakar e Lovell (2000), Coelli et al. (2005) e Kumbhakar et al. (2015).

Comparando-se a consistência dos estimadores obtidos nos modelos EF e EA (Tabela 3), por meio de um teste de Hausman (1978), constatou-se que o primeiro é preferível ao segundo. De acordo com Justus (2009), especificamente no caso de análises de criminalidade, é realmente mais plausível a utilização de modelos de efeitos fixos. Isso ocorre pelo fato de que as características municipais não observáveis são potencialmente correlacionadas com as variáveis exógenas do modelo. Vale frisar, que além dos modelos supramencionados, cujos resultados estão apresentados na Tabela 3, foram estimadas e testadas duas especificações adicionais: DEF e END, que são apresentados e discutidos a seguir.

Tabela 3 – Estimativa dos modelos empíricos

	EA	EF	DEF	END
<i>numpol</i>	0,1026*** (0,0231)	0,0088 (0,0159)	0,0016* (0,0010)	-0,0004*** (0,0000)
<i>rendmed</i>	0,0021 (0,0034)	-0,0120*** (0,0019)	0,0003*** (0,0001)	-0,0300*** (0,0001)
<i>PIBpct</i>	-0,0005*** (0,0001)	-0,0002** (0,0000)	-0,0001 (0,0001)	0,0267* (0,0153)
<i>pop1529</i>	0,0015** (0,006)	-0,0007* (0,0000)	0,0006** (0,0000)	0,0001*** (0,0000)
<i>popurb</i>	4,4334*** (0,2116)	0,1012 (0,0809)	3,0476*** (0,6452)	0,0030*** (0,0004)
<i>vuln</i>	-0,2439 (0,0201)	-0,0206** (0,0094)	0,0520* (0,0359)	0,0020*** (0,0000)
<i>crimedefesp</i>			0,1666*** (0,0178)	0,3389*** (0,0141)
<i>crimevc(-1)</i>				0,0058*** (0,0000)
<i>N</i>	9.097	9.097	9.097	6.616

Notas: Erros padrão entre parênteses; \*\*\*, \*\* e \* indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente. As fontes dos dados estão na Seção 3.2.

Partindo do modelo EF, o próximo passo consiste em controlar o efeito espacial da taxa de crimes (modelo DEF). De fato, uma região com elevado índice de criminalidade tende a influenciar a criminalidade das regiões vizinhas, ou seja, a taxa de criminalidade não é espacialmente independente. Alguns trabalhos já encontraram evidências dessa relação, como Peixoto (2003), Almeida et al. (2005) e Justus e Santos Filho (2011). Além disso, conforme Almeida (2013), a não inclusão da defasagem espacial viola as hipóteses básicas dos estimadores *BLUE*, implicando em viés dos estimadores e inconsistência nos



modelos. A Figura 3 traz evidências de que a taxa de crimes em Minas Gerais possui dependência espacial, uma vez que municípios com altas taxas são circundados por outros com a mesma característica.

Apesar das evidências e intuições a respeito da dependência espacial da taxa de crimes, fez-se um teste para verificar empiricamente a existência dessa dependência nos municípios de Minas Gerais. No caso, calculou-se o  $I$  de Moran de acordo com a eq. (7):

$$I = \frac{n}{S_0} \left( \frac{z'Wz}{z'z} \right) \quad (7)$$

em que  $n$  representa o número de regiões (neste caso, os 853 municípios mineiros),  $z$  representa o vetor de valores da variável de interesse,  $W$ , a matriz de ponderação espacial e  $S_0$ , a soma de todos os elementos da matriz de pesos espaciais  $W$  ( $S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j}$ ). O valor  $z_I$ , utilizado para testar a presença da correlação espacial, é computado pela eq. (7.1):

$$z_I = \frac{I - E(I)}{\sqrt{V(I)}} \quad (7.1)$$

em que  $E(I)$  e  $V(I)$  são definidos pela eq. (7.2) e eq. (7.3), respectivamente:

$$E(I) = -1/(n-1) \quad (7.2)$$

$$V(I) = E(I^2) - E(I)^2 \quad (7.3)$$

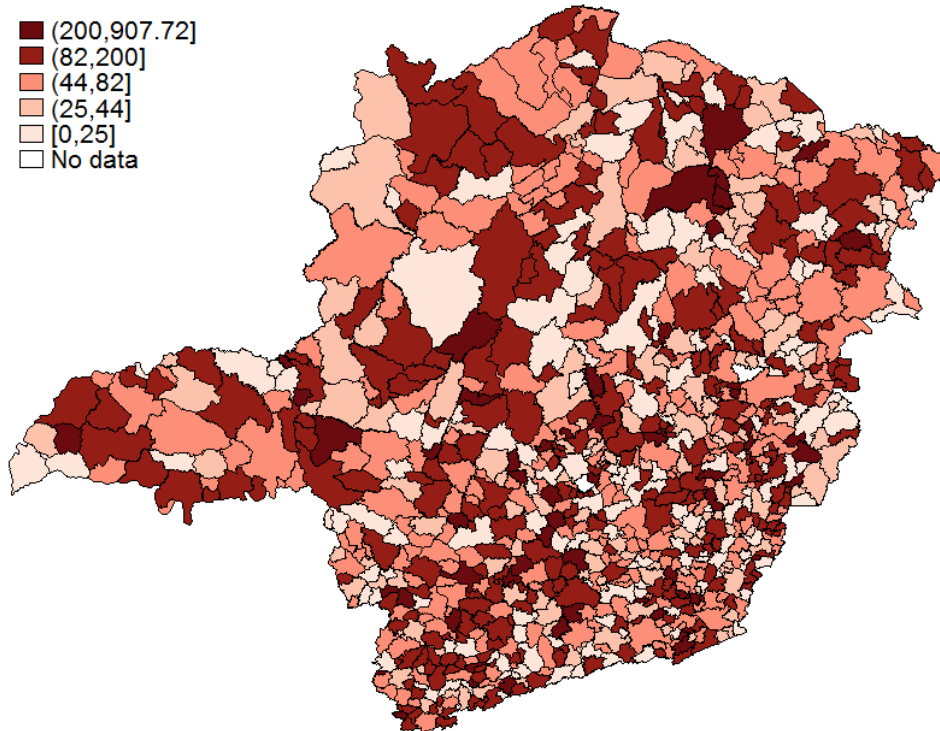


Figura 3 – Taxa de crimes violentos contra o patrimônio, por cem mil habitantes, em Minas Gerais, no ano de 2011

A matriz de ponderação espacial adotada é quadrada (853x853) e definida conforme eq. (7.4):

$$W = \begin{bmatrix} 0 & w_{kj}(d_{k,j}) & \dots & w_{kl}(d_{k,l}) \\ w_{jk}(d_{j,k}) & 0 & \dots & w_{jt}(d_{j,t}) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ w_{lk}(d_{l,k}) & w_{lj}(d_{l,j}) & \dots & 0 \end{bmatrix} \quad (7.4)$$

em que cada elemento representa a distância euclidiana inversa ao quadrado normalizada, calculada a partir dos dados de latitude e longitude dos municípios ( $i, j, \dots, t$ ), obtidas diretamente com o IBGE. A distância entre os municípios  $i$  e  $j$  é definida pelo sistema representado na eq. (7.5):

$$w_{ij}^* = \begin{cases} \frac{1}{(x_i - x_j)^2 + (y_i - y_j)^2}, & \text{se } i \neq j \\ 0, & \text{se } i = j \end{cases} \quad (7.5)$$

em que  $x_i, x_j, y_i, y_j$  são coordenadas dos centroides das unidades  $i$  e  $j$ . Para obter os componentes da matriz  $W$ , por fim, normaliza-se cada um dos elementos, de acordo com a eq. (7.6):

$$w_{ij} = \frac{w_{ij}^*}{\sum_j w_{ij}^*} \quad (7.6)$$

Conforme Tsyzler (2006), tal modelo tem sido o mais utilizado em econometria espacial e é do tipo “todo mundo influencia, quem está mais perto influencia mais”. A Figura 4 apresenta a dispersão da taxa de crimes para os anos de 2001 e 2011 com relação a sua respectiva defasagem espacial. O aglomerado de observações indica correlação espacial entre a taxa de crimes dos municípios.

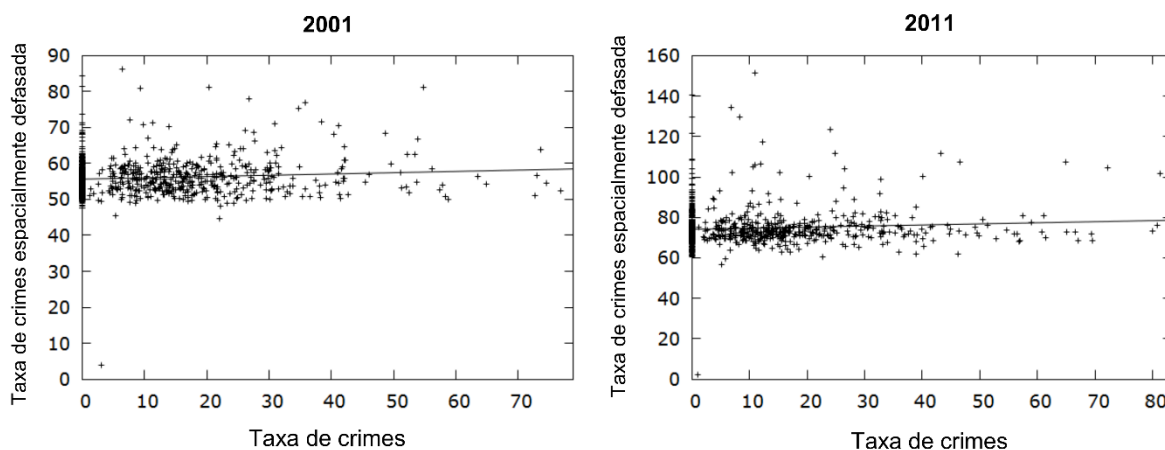


Figura 4 – Gráficos de Moran para dependência espacial da taxa de crimes, em 2001 e 2011

Adicionalmente, realizou-se o teste do Multiplicador de Lagrange robusto (LM) para a detecção de autocorrelação espacial (Tabela 4). Foi verificado se o modelo a ser especificado deve conter lag espacial na variável dependente, no termo de erro ou em ambos (ver Justus e Santos Filho, 2011 p. 139-140). Ao nível de significância de 1%, rejeitou-se a hipótese de ausência de autocorrelação espacial apenas na variável dependente (*crimevc*).

Tabela 4 – Teste do Multiplicador de Lagrange robusto (LM) para dependência espacial

Variável	Valor LM	P-valor
<i>crimevc</i>	6,1170	0,0000
<i>erro</i>	0,7010	0,4024
<i>crimevc</i> e <i>erro</i>	0,7010	0,7043

Nota: Hipótese nula: ausência de autocorrelação espacial.

A partir dos resultados da Tabela 4, temos um modelo autoregressivo espacial (SAR) de fronteira estocástica que é definido pela eq. (8), satisfazendo as premissas apresentadas na eq. (8.1):

$$\ln y_{it} = \rho W y_{it} + \beta_{0t} + \sum_n \beta_n \ln x_{nit} + v_{it} - u_{it} \quad (8)$$

$$E(v_{it}) = 0; E(v_i v_t') = \sigma^2 \mathbf{I}_n \quad (8.1)$$

em que,  $W y_{it} = \text{crimedefesp}_{it}$  representa a taxa de crimes defasada espacialmente pela matriz de distância  $W$ , e  $\rho$  o parâmetro de correlação espacial a ser estimado ( $1 \leq \rho \leq -1$ ). O termo  $\sum_n \beta_n \ln x_{nit}$  contém todas as várias descritas na Tabela 2, com exceção da variável *crimevc(-1)*. As estimativas podem ser consultadas na Tabela 3 (Modelo DEF). Estas foram conjuntamente significativas ao nível de 1% de probabilidade (Teste  $F$ ).

Por fim, o problema de endogeneidade, a exemplo do que ocorre em modelos tradicionais, também afeta as estimativas de fronteira estocástica. Pelas variáveis da Tabela 2, há potencialidade de problema de endogeneidade para quatro variáveis explicativas: i) correlação entre a variável *crimevc(-1)*, que é defasada temporalmente, e o termo de erro; ii) correlação entre a variável dependente defasada espacialmente (que é utilizada como explicativa) e o termo de erro; iii) simultaneidade entre a variável *numpol* e a dependente e; iv) simultaneidade entre a variável rendimento no setor formal (*rendmed*) e a dependente. Não há evidências empíricas para a presença de endogeneidade nas demais variáveis explicativas do modelo.

Para resolver este problema, utilizamos os procedimentos de Tran e Tsionas (2013), através de estimadores de fronteira estocástica obtidos pelo Método dos Momentos Generalizados (MMG) – modelo END desta pesquisa. A proposta assemelha-se, assintoticamente, ao método de inclusão dos resíduos em dois estágios (*two-stage residual inclusion*), proposto por Terza et al. (2008).

Com base em Tran e Tsionas (2013), considera-se um modelo geral de fronteira estocástica com regressor endógeno de acordo com a eq. (9) e a eq. (9.1):

$$y_{it} = z'_{1,it} \alpha + x'_{it} \beta + v_{it} - u_{it} \quad (9)$$

$$x_{it} = z_{2,it} + \varepsilon_{it} \quad (9.1)$$

em que  $x_{it}$  é um vetor de regressores endógenos,  $z'_{1,it}$  de regressores exógenos e  $z_{2,it}$  é assumido como um instrumento estritamente exógeno, de modo que  $E(\varepsilon_{it} | z_{2,it}) = 0$  e  $E(\xi_{it} | z_{it}, \varepsilon_{it}) = E(\xi_{it} | \varepsilon_{it})$ , sendo  $\xi_{it} = v_{it} - u_{it}$  e  $z_{it} = z_{1,it} + z_{2,it}$ . O procedimento adotado consiste em aplicar o método de inclusão de resíduos em dois estágios de Terza et al. (2008), substituindo o  $\varepsilon_{it}$  predito a partir de (9.1) em  $x'_{it}$ , termo endógeno da equação (9). A descrição detalhada da obtenção do estimador por meio do MMG pode ser consultada em Tran e Tsionas (2013).

Seguindo este procedimento, para a correção da endogeneidade contida nas variáveis dos itens de i a iv, o instrumento utilizado foi a própria variável, mas defasada em dois e três períodos. De acordo com Wooldridge (2003), estes são bons instrumentos, uma vez que é muito provável que não sejam correlacionados com o termo de erro. O primeiro estágio consistiu em estimar as eqs. de (10.1) a (10.4), obtendo-se a partir delas os respectivos resíduos estimados:

$$\text{crimedefesp}_{it} = \alpha_1 \text{crimedefesp}_{i(t-2)} + \theta_1 \text{crimedefesp}_{i(t-3)} + \varepsilon_{1,it} \quad (10.1)$$

$$\text{crimevc}(-1)_{it} = \alpha_2 \text{crimevc}(-1)_{i(t-2)} + \theta_2 \text{crimevc}(-1)_{i(t-3)} + \varepsilon_{2,it} \quad (10.2)$$

$$\text{numpol}_{it} = \alpha_3 \text{numpol}_{i(t-2)} + \theta_3 \text{numpol}_{i(t-3)} + \varepsilon_{3,it} \quad (10.3)$$

$$\text{rendmed}_{it} = \alpha_4 \text{rendmed}_{i(t-2)} + \theta_4 \text{rendmed}_{i(t-3)} + \varepsilon_{4,it} \quad (10.4)$$

Em posse dos resultados das eqs. de (10.1) a (10.4), as variáveis potencialmente endógenas que compõem o termo  $\sum_n \beta_n \ln x_{nit}$  da eq. (8) e que foram descritas nos itens de i a iv foram substituídas por esses termos. Depois de substituídas as variáveis, novo modelo foi estimado, e os parâmetros deste foram

conjuntamente significativos ao nível de 1% de probabilidade e podem ser consultados na Tabela 3 (Modelo END).

Após a construção dos modelos empíricos, os valores preditos de  $\hat{u}_{it}$ , conforme descrito pela eq. (5), foram estimados, sendo possível captar o nível de subregistro de crimes.

#### 4. Resultados e discussão

A Tabela 5 apresenta estatísticas descritivas do subregistro estimado nos modelos de efeito fixo (EF), controle espacial (DEF) e controle para endogeneidade (END). As estimativas foram geradas para 827 dos 853 municípios do estado, pois, para os 26 municípios restantes, ou não havia observações, ou a taxa de crimes era nula. Como modelo principal deste estudo, e que dá embasamento à discussão desta seção, selecionou-se o mais completo, ou, aquele que controla os problemas de autocorrelação espacial e de endogeneidade (END). Isso porque, tais problemas levariam a vieses e inconsistências, que afetariam o subregistro – foco deste estudo. Ademais, ele é o modelo que apresenta os sinais dos coeficientes estimados mais condizentes com os sinais esperados.

É importante destacar que foi realizado um teste simples para verificar a robustez dos resultados, através da utilização de uma variável placebo: o modelo END foi estimado considerando como variável dependente a Taxa de Homicídios por cem mil habitantes. Este crime deveria ser o menos subnotificado, uma vez que é necessário o registro do crime no IML. Ao realizar tal procedimento, os resultados indicaram um nível de subnotificação médio para tal crime de 0,0004, com desvio padrão de 0,01653. Assim, corrobora-se a lógica dos resultados obtidos a partir do Modelo END, que trata dos crimes patrimoniais.

Tabela 5 – Nível de subregistro estimado para os modelos EF, DEF e END

	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
EF	0,2120	0,0407	0,1999	0,4998
DEF	0,2500	0,0327	0,2034	0,3820
END	0,3273	0,1235	0,0077	0,8204

Para o modelo END, o nível de subregistro médio estimado em Minas Gerais foi de 32,73% no período de 2004<sup>1</sup> a 2011, com desvio-padrão de 0,1235. Se considerarmos a distribuição de frequência (Figura 5), 532 dos 827 municípios de Minas Gerais analisados situavam-se entre os níveis de 32% e 49% de subregistro, e 318 apresentaram uma taxa entre 41 e 49%. Apenas 17 municípios apresentaram um nível de subregistro superior a 65%, e 37, níveis abaixo de 10%. A Figura 6 ilustra a distribuição espacial do subregistro da taxa de crimes estimado.

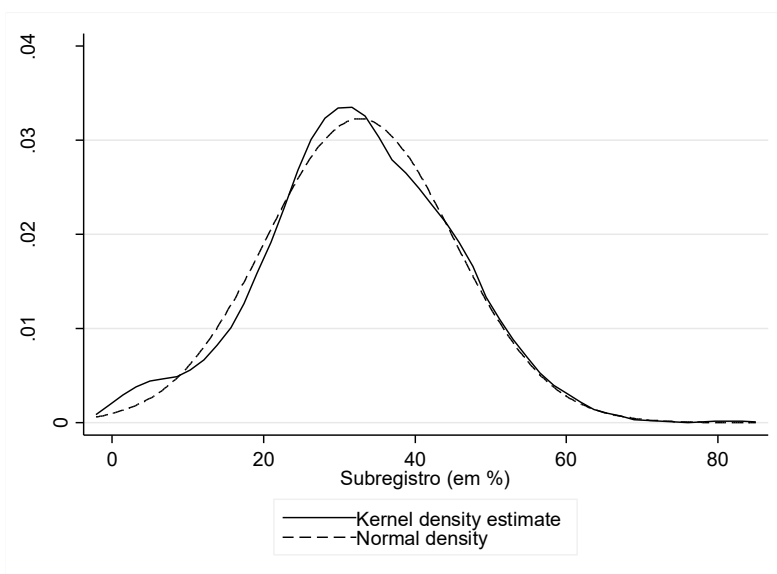


Figura 5 – Distribuição de frequência relativa acumulada do subregistro estimado nos

<sup>1</sup> Não houve estimativas para os anos de 2001 a 2003, pois, o modelo END foi estimado com defasagens temporais, o que elimina os primeiros anos da amostra.

Estes resultados aproximam-se dos encontrados em pesquisas de vitimização, apesar de estas adotarem metodologias e técnicas de amostragem distintas das aqui consideradas. Em IBGE (2009), por exemplo, o subregistro para roubos em Minas Gerais foi de 43%. Na pesquisa realizada pela Secretaria Nacional de Segurança Pública (2012), a média para o estado foi de 40,6%.

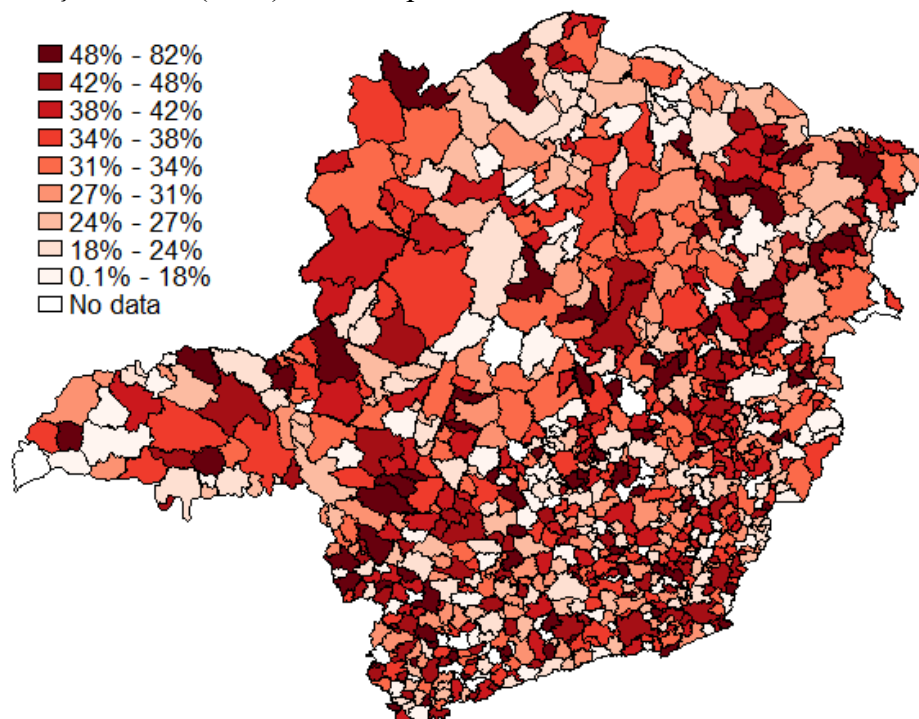


Figura 6 – Distribuição espacial do subregistro em Minas Gerais, média entre 2004 e 2011

Como anteriormente discutido, o subregistro causa viés na interpretação da taxa de crimes. Pela Figura 7, esta taxa reduziu-se em 48% entre 2005 e 2011, passando de 83 para 56 crimes para cada 100 mil habitantes. No entanto, se analisarmos a taxa de crimes corrigida, ou adicionando-se o subregistro, houve uma redução de 112 para 79 (41%) no período. Há, portanto, evidências de que a redução da taxa de crimes em Minas Gerais foi 7 pontos percentuais inferior ao que as estatísticas oficiais apontam. Esse viés afeta a tomada de decisão na política de segurança pública, restringindo o alcance do resultado ótimo de políticas de prevenção e combate ao crime em Minas Gerais.

Pelo lado direito da Figura 7, observa-se que o subregistro não é constante ao longo do tempo. Este resultado evidencia a necessidade de cautela ao controlá-lo sob a hipótese de característica não observável e temporalmente invariante, assim como argumentado por Justus e Kassouf (2008a). Isto se dá pelos múltiplos fatores que afetam este fenômeno, como a avaliação de benefício-custo e, também, a percepção de eficiência das autoridades competentes.

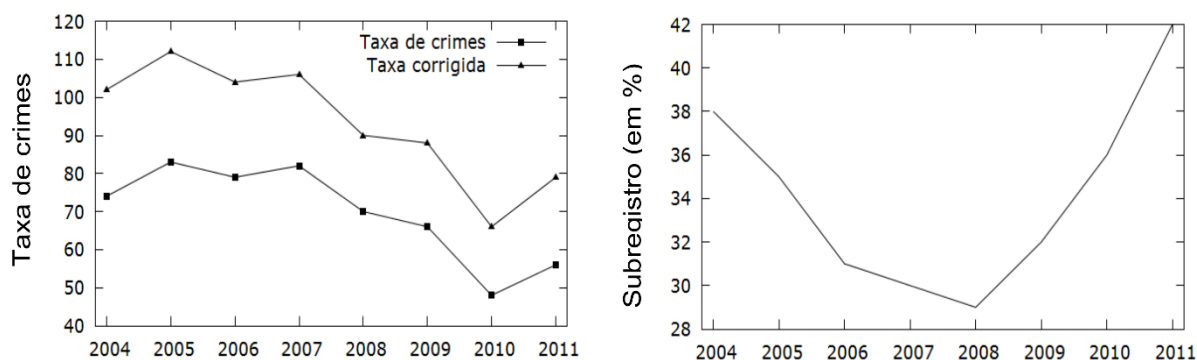


Figura 7 – Taxa de crimes e subregistro (em %) entre os anos de 2004 e 2011

Ainda pela Figura 7, verifica-se baixa variabilidade da taxa de crimes entre 2004 e 2007. No entanto, neste mesmo período, o subregistro caiu de 38% para 30%. Esta relação de estabilidade e queda na taxa de crimes e no subregistro, respectivamente, evidencia uma maior efetividade da polícia em inibir o crime entre esses anos. Já a partir de 2008, há uma mudança de tendência do subregistro, e este atinge 42% em 2011. Neste período também se observa uma queda na taxa de crimes. Isto sugere que a confiança da população nas instituições competentes tem se deteriorado, e que o benefício líquido do registro tem diminuído, mesmo com as estatísticas oficiais se reduzindo. Pelo fato de não possuímos informações sobre o tipo de bem subtraído, nem se foi utilizado violência no ato, torna-se difícil levantar hipóteses sobre esta relação. Uma possibilidade seria de que a maior eficiência da polícia em combater o crime no período anterior contribuiu para elevar o risco de punição da atividade criminosa, inibindo crimes com características de alto risco-retorno e, conseqüentemente, desestimulando o registro após a vitimização.

O último objetivo deste artigo foi verificar os possíveis determinantes do fenômeno de subregistro. De acordo Justus e Scorza (2014), embasados no modelo econômico da racionalidade criminosa de Becker (1968), é esperado que o subregistro eleve a probabilidade de sucesso da atividade, uma vez que não haverá inquérito policial. Encontramos evidências que corroboram esta hipótese. A Tabela 6 apresenta a relação entre subregistro e crime para os 10 municípios com as maiores e as menores taxas de subregistro. O coeficiente de correlação de Pearson entre essas duas variáveis foi de 0,25, ao nível de significância de 1%. A dispersão desses dados, apresentada na Figura 8, auxilia na ilustração dessa associação positiva.

Tabela 6 – Os 10 municípios com maiores e menores taxas de subregistro em Minas Gerais, para o crime de roubo e roubo à mão armada

10 maiores taxas de subregistro			10 menores taxas de subregistro		
Município	Sub	crim	Município	Sub	crim
Pirapora	82%	544,06	São José do Mantimento	1%	6,62
Ribeirão das Neves	69%	420,85	Chapada do Norte	1%	3,80
Montes Claros	66%	618,96	Paiva	1%	10,54
Ibirité	63%	382,46	Piedade do Rio Grande	1%	8,44
Ouro Preto	63%	161,61	Brás Pires	2%	15,39
Perdigão	62%	124,71	Consolação	3%	9,72
Uberaba	62%	567,57	José Gonçalves de Minas	3%	3,62
Santa Luzia	61%	473,65	Marmelópolis	3%	13,13
Itamonte	61%	21,97	Tocos do Moji	3%	12,88
Carmo do Paranaíba	61%	282,25	Santa Rita do Ibitipoca	3%	8,96

Nota: crim: média da taxa de crimes entre os anos de 2004 e 2011

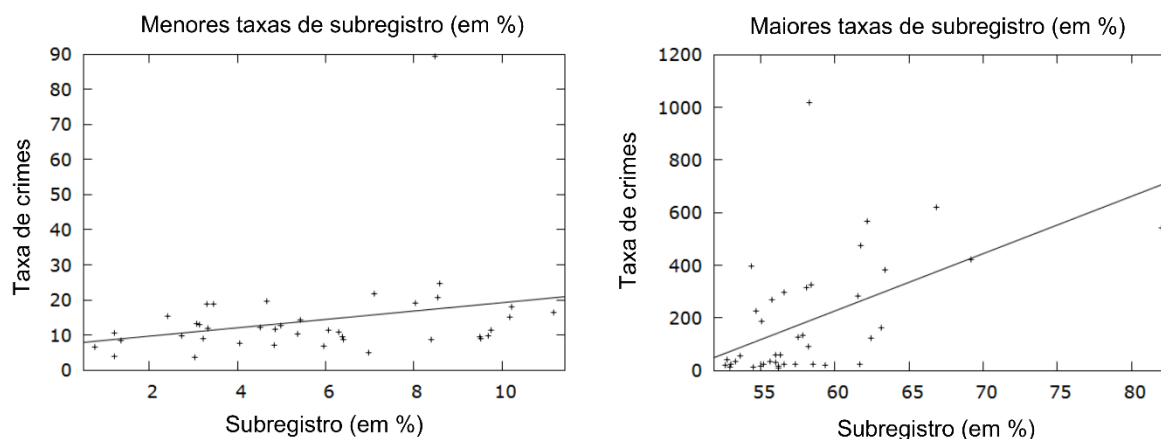


Figura 8 – Dispersão entre taxa de crimes e subregistro

Especificou-se também um modelo de efeitos fixos, descrito conforme eq. (11):

$$\%subregistro_{it} = \theta_i + f(x_{it}; \beta) + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

em que  $\theta_i$  representa o controle de efeitos fixos das características não observáveis e constantes no tempo dos municípios analisados, e  $\beta$ , os coeficientes estimados.

A variável dependente (taxa de subregistro) foi aquela estimada no modelo END. As explicativas foram divididas em três grupos: características socioeconômicas; demográficas; e de segurança pública. Considerou-se, ainda, que os agentes são racionais. Para Justus e Kassouf (2008a) isso significa que a decisão de reportar um crime contra o patrimônio depende da violência aplicada, do valor monetário do bem subtraído e do custo do tempo em registrar o ato às autoridades. Acrescenta-se a percepção de que registrar gera benefícios ao combate e à redução do crime. A descrição das variáveis utilizadas para estimar a eq. (11) é a mesma que a apresentada na Tabela 2, com a adição das variáveis: *rendmed2*, ou *rendmed* elevado ao quadrado, para captar a possível não linearidade da relação; e *empform*, que indica o nível de emprego em cada município (considerando apenas o setor formal), visando controlar a disponibilidade de tempo para registrar um crime. Infelizmente, por possuímos dados agregados, não conseguimos captar a natureza do bem subtraído, nem mesmo o *modus operandi* associado ao uso da violência. Os resultados dessas estimativas foram:

$$\begin{aligned} \hat{Y} = & 0,018649^{***} \text{rendmed} - 0,000002^* \text{rendmed2} + 1,369396 \text{ numpol} + 0,089408^* \text{popurb} \\ & (0,01) \quad (0,00) \quad (2,31) \quad (0,06) \\ & + 0,006664^{***} \text{vuln} + 0,006945^{***} \text{pop1529} + 0,292684^* \text{empform} - 62,26359 \\ & (0,00) \quad (0,00) \quad (0,16) \quad (14,10) \end{aligned}$$

Notas: Erros padrão entre parênteses; \*\*\*, \*\* e \* indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente. As fontes dos dados estão na Seção 2.3.2. Número de observações: 3.444.

em que  $\hat{Y}$  é a taxa de subregistro. A primeira constatação é de que a relação entre subregistro e rendimento médio não é linear. Para os baixos estratos de renda, por exemplo, espera-se que o custo de oportunidade em dispendar tempo em registrar o crime seja baixo – fator corroborado pelo sinal positivo da variável *vuln*. Para os altos estratos de renda, espera-se que o valor monetário dos bens subtraídos neste tipo de crime compense mais que proporcionalmente o custo de oportunidade em registrá-lo. Assim, haveria baixo subregistro nos extremos da distribuição dos rendimentos. Em modelos de decisão individual, Justus e Kassouf (2008a) encontraram uma relação negativa entre subregistro e renda para baixos estratos e Myers (1980) encontrou a mesma relação para os níveis de renda alta, ratificando os resultados aqui encontrados.

Para a percepção dos indivíduos de que o registro do crime é racionalmente viável, utilizamos a variável *numpol*, como controle para a eficiência institucional. Os resultados aqui apresentados indicaram que um maior contingente policial não influencia o subregistro. Assim como ressaltado por Justus e Kassouf (2008a), que utilizaram a mesma *proxy* e obtiveram os mesmos resultados, esta tende a não ser a mais adequada, uma vez que o julgamento da eficiência da polícia é feito apenas após a ocorrência criminal. Outra medida mais interessante, porém, não disponível, seria a utilização de uma *proxy* que refletisse o nível de satisfação para com as autoridades. Cabe ressaltar que apesar de as evidências para o Brasil serem de não significância da relação, Levitt (1998) encontrou uma associação positiva entre número de policiais e a probabilidade de registro de um crime, ao considerar o caso dos Estados Unidos.

No que diz respeito ao controle de idade, encontrou-se que o subregistro é maior para os municípios com maior parcela da população entre 15 e 29 anos de idade. Esse resultado se assemelha aos de Goldberg e Nold (1980) para os Estados Unidos, que consideraram uma classe de indivíduos com idade inferior a 25 anos e aos de Levitt (1998), que controlou a presença de indivíduos com idade entre 15 e 24 anos. Zhang et al. (2007) também encontraram uma relação positiva entre anos de vida e a probabilidade de reportar um crime.

Também se controlou pela taxa de emprego no município, como *proxy* para o tempo disponível em registrar um crime, assim como em Levitt (1998), Zhang et al. (2007) e Justus e Kassouf (2008a). A relação esperada e corroborada pelos resultados é positiva. Resultado semelhante também foi encontrado por Goudriaan e Assen (2006), para a Holanda, ao realizar o controle pelo tipo de ocupação dos indivíduos. Além disso, em regiões economicamente mais dinâmicas geralmente há menor disponibilidade de tempo para o registro do crime, o que foi corroborado pelo sinal positivo da variável *popurb*. Esta última relação também foi encontrada por Levitt (1998).

## 5. Considerações finais

Foram encontradas algumas implicações para o subregistro que merecem ser sintetizadas e destacadas. O subregistro médio estimado para o crime de roubo e roubo à mão armada foi de 32,7% e isto inibe a interpretação correta da real taxa de crimes. Em Minas Gerais, a taxa de crimes reduziu 7 pontos percentuais a menos do que as estatísticas oficiais revelaram, considerado o período de 2004 a 2011. Este viés é um grave problema para a segurança pública que, normalmente, define a sua estratégia de ação com base nos indicadores criminais oficiais.

Em trabalhos que utilizam a análise de regressão para explicar a taxa de crimes, as hipóteses amplamente adotadas são que o subregistro não varia ao longo do tempo, e que a sua omissão não afeta a robustez do modelo. No entanto, nesta pesquisa, foram encontradas evidências que não sustentam essas hipóteses.

Outro relevante resultado encontrado foi a correlação positiva entre a quantidade de crimes e o subregistro. Isto indica que potenciais criminosos são racionais, no sentido de considerar, mesmo que subjetivamente, se o seu ato gerará um inquérito policial ou não.

Por fim, a análise dos determinantes do subregistro trouxe evidências de que a decisão individual sobre reportar ou não um crime às autoridades é, efetivamente, racionalizada por meio de uma análise de custo-benefício. Infelizmente, uma limitação deste exercício foi a carência de variáveis de controle. É importante destacar que nosso objetivo não foi esgotar o assunto. Todas as evidências encontradas neste estudo merecem ser estudadas de modo mais aprofundado, dada a importância do subregistro para a Economia do Crime e para a correta gestão da segurança pública.

## Referências

ADAMCHIK, V. A.; KING, A. E. Labor Market Efficiency in Poland: A Stochastic Wage Frontier Analysis. **The International Journal of Business and Finance Research**, Hilo – Hawaii, v. 1, n. 2, p. 41-50, 2007.

ALMEIDA, E. S.; HADDAD, E. A.; HEWINGS, G. J. D. The spatial pattern of crime in Minas Gerais: an explanatory analysis. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 9, n. 1, p. 39-55, 2005.

ALMEIDA, E. S. **Econometria Espacial Aplicada**. Campinas: Alinea, 2. ed., 498 p., 2013.

ARAÚJO JR, 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**, Belo Horizonte, 88p., 2001.

BATTESE, G. E.; COELLI, T. J. Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with applications to paddy farms in India. *Journal of Productivity Analysis*, Dordrecht, v. 3, n. 1-2, p. 153-169, 1992.

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

BRASIL. Ministério da Saúde. **Taxa de homicídios**. Sistema de Informações sobre Mortalidade - SIM. Acesso em Janeiro de 2015. 2013.



- CARVALHO, J. R.; LAVOR, S. C. Repeat Property Criminal Victimization and Income Inequality In Brazil. **Revista Economia**, Brasília, v. 9, n. 4, 2008.
- CHAUDHURI, K., K.; CHOWDHURY, P.; KUMBHAKAR, S. B. Crime in India: specification and estimation of violent crime index. **Journal of Productivity Analysis**, Chicago, v. 43, n. 1, p. 13–28, 2015.
- COELLI, T.J. Recent developments in frontier modelling and efficiency measurement. **Australian Journal of Agricultural Economics**, Queensland, v. 39, n. 3, p. 219-245, 1995.
- COELLI, T.; PRASADA RAO, D. S.; O'DONNELL, C. J.; BATTESE, G. E. **An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis**. 2nd ed, New York: Springer, 2005. 356 p.
- COHEN, L. E.; KLUEGEL, J. R.; LAND, K. C. Social inequality and predatory criminal victimization: an exposition and test of a formal theory. **American Sociological Review**, Washington, v. 46, n. 5, p. 505-524, 1981.
- DEBREU, G. The Coefficient of Resource Utilization. **Econometrica**, Oxford, n. 19, p. 273-292, jul., 1951.
- FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO. **Índice Mineiro de Responsabilidade Social**. Belo Horizonte, 2015.
- GOLDBERG, G.; NOLD, F.C. Does reporting deter burglars? An empirical analysis of risk and return in crime. **Review of Economics and Statistics**, Amsterdam, v. 62, n. 3, p. 424-431, 1980.
- GOUDRIAAN, H.; WITTEBROOD, K.; NIEUWBEERTA, P. Neighborhood characteristics and reporting crime. **British Journal of Criminology**, Oxford, v. 46, n. 1, p. 719–42, 2005.
- GOUDRIAAN, H.; ASSEN, G. T. Reporting crime: Effects of social context on the decision of victims to notify the police. **Veenendaal: Universal Press**. 212 p. 2006.
- GROOT, W.; OOTERBEEK, H. Stochastic reservation and offer wages. **The Journal of Labour Economics**, Oxford, v. 1, n. 3–4, p. 383–390, 1994.
- HAUSMAN, J.A. Specification Tests in Econometrics. **Econometrica**, Oxford, v. 46, n. 6, p. 1251–1271. 1978.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio - PNAD**, Rio de Janeiro, 2009.
- JUSTUS, M. J.; KASSOUF, A. L. Existe explicação econômica para o sub-registro de crimes contra a propriedade? **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 12, n. 1, p. 5-27, 2008a.
- JUSTUS, M. J.; KASSOUF, A. L. Estudos Econômicos das Causas da Criminalidade no Brasil: Evidências e Controvérsias. **Revista Economia**, Brasília v. 9, n. 2, 2008b.
- JUSTUS, M. J. Dinâmica Temporal da Criminalidade: Mais Evidências Sobre o “Efeito Inércia” nas Taxas de crimes Letais nos Estados Brasileiros. **Revista Economia**, Brasília, v. 10, n. 1, 2009.
- JUSTUS, M. J.; SANTOS FILHO, J. I. Convergência das Taxa de crimes no Território Brasileiro. **Revista Economia**, Brasília, v. 12, n. 1, 2011.
- JUSTUS, M.; KASSOUF, A. L. Evidence of the Effect of Wealth Observed by Criminals on the Risk of Becoming a Victim of Property Crimes. **Revista Economia**, Brasília, v. 14, n. 1, p. 1-14, 2013.

- JUSTUS, M.; SCORZAFAVE, L. G. Underreporting of Property Crimes: An Empirical Economic Analysis. **Economic Analysis of Law Review**, Brasília, v. 5, n. 2, p. 271-284, 2014.
- KUMBHAKAR, S. C.; LOVELL, N. **Stochastic Frontier Analysis**. Cambridge, 2000. 333 p.
- KUMBHAKAR, S. C.; WANG, H. HORNCastle, A. P. **A practitioner's Guide to stochastic frontier analysis using Stata**. Cambridge: Cambridge University Press, 2015. 290 p.
- 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. **Anais eletrônicos...** João Pessoa: ANPEC 2004. Disponível em: <<http://econpapers.repec.org/paper/anpen2004/148.htm>>. Acesso em 30 de maio de 2016.
- LEVITT, S. D. The relationship between crime reporting and police: implications for the use of uniform crime reports. **Journal of Quantitative Criminology**, New York, v. 14, n. 1, 1998.
- LOUREIRO, A. O. F. Uma Avaliação dos Determinantes da Criminalidade no Ceará. IN ENCONTRO ECONOMIA DO CEARÁ EM DEBATE, Fortaleza, 2009.
- LOUREIRO, A. O. F.; CARVALHO JR., J. R. A. O Impacto dos Gastos Públicos sobre a Criminalidade Brasileira. IN ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, XXXV, Recife, 2007.
- MACDONALD, Z. Revisiting the Dark Figure: A Microeconometric Analysis of the UnderReporting of Property Crime and Its Implications. **British Journal of Criminology**, Oxford, v. 41, n. 1, p. 127-149, 2001.
- MADALOZZO, R.; FURTADO, G. M. Um estudo sobre a vitimização para a cidade de São Paulo. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 31, n. 1, p. 160-180, Mar. 2011.
- MYERS, S. L. Jr. Why are crimes underreported? What is the crime rate? Does it really matter? **Social Science Quarterly**, Austin, v. 61, n. 1, p. 23-43, 1980.
- ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS. United Nations Office on Drugs and Crime. **Global Study on Homicide**, Vienna, 2013.
- PEIXOTO, B. T. **Determinantes da criminalidade no município de Belo Horizonte**. Dissertação (Mestrado em Economia), Universidade Federal de Minas Gerais, CEDEPLAR, Belo Horizonte, 2003.
- POLACHEK, S. W.; ROBST, J. Employee labor market information: comparing direct world of work measures of workers' knowledge to stochastic frontier estimates. **The Journal of Labour Economics**, Oxford, v. 5, n. 2, p. 231-242, 1998.
- PRIETO, C. G.; ROMÁN, A. M.; DOMÍNGUEZ, C. P. Actual and Potential Returns to Schooling in Spain. **The Journal of Education Economics**, Standford, v. 13, n. 4, 2005.
- REICHEL, P.; ALBANESE, J. **Handbook of Transnational Crime and Justice**. SAGE Publications, Inc., 2014.
- RESENDE, J. P.; ANDRADE, M. V. Crime social, castigo social: o efeito da desigualdade de renda sobre as taxas de criminalidade nos grandes municípios brasileiros. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 41, n. 1, 2011.
- SÁNCHEZ, M. A. D. R. Gender and potential wage in Europe: a stochastic frontier approach, **International Journal of Manpower**, Maryland, v. 32, n. 4, p. 410 – 425, 2011.

SECRETARIA NACIONAL DE SEGURANÇA PÚBLICA. **Pesquisa Nacional de Vitimização**, Belo Horizonte, 2013. Disponível em: [http://www.crisp.ufmg.br/wp-content/uploads/2013/10/Relat%C3%B3rio-PNV-Senasp\\_final.pdf](http://www.crisp.ufmg.br/wp-content/uploads/2013/10/Relat%C3%B3rio-PNV-Senasp_final.pdf). Acesso em Janeiro de 2016.

SHEPARD, R. W. **Cost and Production Functions**. Princeton: Princeton University Press. 1953.

SHIKIDA, P. F. A.; OLIVEIRA, H. V. N. Crimes violentos e desenvolvimento socioeconômico: um estudo sobre a mesorregião Oeste do Paraná. **Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional**, Taubaté, v. 8, n. 3, 2012.

SILVER, E.; MILLER L. L. Sources of informal social control in Chicago neighborhoods. **Criminology**, Oxford, v. 42, n. 3, p. 551–83, 2004.

SOARES, R. R. Crime Reporting as a Measure of Institutional Development. **Economic Development and Cultural Change**, Chicago, v. 52, n. 4, 2004a.

SOARES, R. R. Development, crime, and punishment: accounting for the international differences in crime rates. **Journal of Development Economics**, Chicago, v. 73, p. 155-184, 2004b.

TEIXEIRA, E. C. Dois ensaios acerca da relação entre criminalidade e educação. Tese em Economia Aplicada. Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz - ESALQ/USP. 102 p. 2011.

TERZA, J. V.; BASU, A.; RATHOUZ, P. J. Two-Stage Residual Inclusion Estimation: Addressing Endogeneity in Health Econometric Modeling. **Journal of Health Economics**, New York, v. 27, n. 3, p. 531–543, 2008.

TOLENTINO, N. F.; DINIZ, A. M. A. A distribuição geográfica do tráfico de drogas em belo horizonte e suas correlações espaciais. **Revista do Instituto de Ciências Humanas**, Belo Horizonte, v. 9, n. 12, 2014.

TRAN, K. C.; TSIONAS, E. G. GMM estimation of stochastic frontier model with endogenous regressors. **Economics Letters**, Oxford, v. 118 n. 1, p. 233–236, 2013.

TSYZLER, M. **Econometria Espacial: Discutindo medidas para a matriz de ponderação espacial**. Fundação Getúlio Vargas. Dissertação (Mestrado em Administração Pública e Governo), Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2006.

WARNER, B. Directly interence or call the authorities? A study of forms of neighborhood social control within a social disorganization framework. **Criminology**, Oxford, v. 45, n. 1, p. 99–129, 2007.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross-Sectional and Panel Data**, London: MIT Press, 2003. 735 p.

ZHANG, L.; MESSNER, S. F.; LIU, J. An exploration of the determinants of reporting crime to the police in the city of Tianjin, China. **Criminology**, Oxford, v. 45 n. 4, p. 959-984, 2007.

## Apêndice

Tabela A1 – Estatísticas descritivas das variáveis selecionadas para o modelo empírico

Variável		Média	Erro-padrão	Mínimo	Máximo
<i>crimevcp</i>	<i>Total</i>	69,86	109,80	0,00	1.694,71
	<i>between</i>		98,77	0,00	1.149,69
	<i>within</i>		48,06	-442,58	714,54
<i>crimedefesp</i>	<i>Total</i>	69,89	13,82	39,02	219,97
	<i>between</i>		6,87	56,52	149,80
	<i>within</i>		11,99	10,78	140,07
<i>numpol</i>	<i>Total</i>	142,39	88,81	0,00	1.222,13
	<i>between</i>		83,18	25,36	771,50
	<i>within</i>		31,22	-383,22	649,69
<i>rendmed</i>	<i>Total</i>	1.992,23	588,06	79,23	7.057,84
	<i>between</i>		496,78	1.003,39	6.769,22
	<i>within</i>		315,09	-32,23	5.755,11
<i>PIBpct</i>	<i>Total</i>	112.74,78	13.585,00	2.267,44	283.298,20
	<i>between</i>		12.497,83	3.157,57	194.581,40
	<i>within</i>		5.340,11	-148.016,30	203.612,20
<i>pop1529</i>	<i>Total</i>	25.498,18	2.389,90	16.493,26	45.506,51
	<i>between</i>		2.083,49	19.223,92	36.710,41
	<i>within</i>		1.172,65	17.737,01	38.774,15
<i>popurb</i>	<i>Total</i>	66,52	19,38	14,60	100,02
	<i>between</i>		18,34	16,86	100,00
	<i>within</i>		6,26	2,33	134,02
<i>vuln</i>	<i>Total</i>	162,53	100,09	4,32	550,31
	<i>between</i>		74,73	27,69	363,97
	<i>within</i>		66,62	-94,61	412,80

Nota: *within*: variância entre os municípios; *between*: variação média no tempo entre os municípios. As estatísticas descritivas foram geradas antes da logaritimização das variáveis.