

Convergência das Taxas de Crimes no Território Brasileiro

Marcelo Justus dos Santos

Professor do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Ponta Grossa (UEPG) e Doutorando em Economia Aplicada pela Universidade de São Paulo (ESALQ/USP), Brasil

Jonas Irineu dos Santos Filho

Doutor em Economia Aplicada pela Universidade de São Paulo (ESALQ/USP) e Pesquisador da Embrapa Suínos e Aves, Brasil

Resumo

Especialistas dizem que a criminalidade está se espalhando por todo o território brasileiro e suspeitam de uma possível convergência nas taxas de crimes ao longo dos anos. Diante disso, o objetivo deste estudo é testar a hipótese de convergência nas taxas de crimes entre as localidades brasileiras. Utilizando a taxa de homicídios como *proxy* para a criminalidade, e controlando a dependência espacial nos dados regionalmente agrupados por microrregiões, essa hipótese não foi refutada. Apoiando-se na teoria da escolha racional do criminoso (Becker 1968) busca-se uma explicação econômica para a convergência diagnosticada. Por fim, conclui-se que, se as condições do período analisado forem mantidas ao longo dos próximos anos, a diferença na incidência de crimes entre as microrregiões será gradativamente reduzida, acompanhada de elevação na taxa média de crimes.

Palavras-chave: Criminalidade, Economia do Crime, Convergência

Classificação JEL: C21, K42

Abstract

Experts have asserted that criminal activity is spreading throughout the entire Brazilian territory, and suspect that there is convergence in intra-regional crime rates over time. Thus, the objective of this study was to evaluate the hypothesis of convergence in crime rates among different areas in Brazil. Using homicide rates as a proxy for criminality and controlling for spatial dependence in empirical regional analysis, this hypothesis was not rejected. Based on the rational choice economic model (Becker 1968), the observed convergence was explained. Finally, we concluded that, if the conditions present from the analyzed period are maintained, over time, the intra-regional difference in crime rates will be gradually reduced. This convergence will be followed by an increase in Brazilian criminality.

1. Introdução

No Brasil, assim como em muitos outros países, a criminalidade é um dos principais problemas contemporâneos. Infelizmente as estatísticas criminais, principalmente as sobre homicídios, mostram uma expansão desenfreada da atividade criminosa por todo o território brasileiro. Áreas que no passado eram consideradas seguras ou pouco violentas hoje são fortemente afetadas pela criminalidade. Apesar de poucas, há áreas onde o contrário ocorreu. Em média, porém, a criminalidade cresceu desde que foram divulgadas as primeiras estatísticas sobre o assunto.

A elevação na taxa média de crimes no Brasil e as diferenças nas suas taxas de crescimento intra-regionais sugerem que a atividade criminosa está se espalhando por todo o território nacional. Inclusive já se ouve dizer entre especialistas sobre uma possível convergência nessas taxas. Scalco (2007), ao obter evidências de tal fenômeno nos municípios de Minas Gerais, encontra os primeiros indícios desse fenômeno na criminalidade brasileira.¹ Mas, será que realmente está ocorrendo convergência nas taxas de crimes entre as diversas localidades brasileiras? Na busca de uma resposta, o principal intuito deste estudo é testar essa hipótese no território brasileiro utilizando dados de suas microrregiões geográficas. Mais do que isso, assumindo que essa hipótese é verdadeira, busca-se uma explicação na teoria econômica do crime proposta por Becker (1968).

Após essa Introdução apresentam-se, na Seção 2, as informações da base de dados utilizada. A hipótese de convergência nas taxas de crimes intra-regionais é formalizada na Seção 3. Uma análise exploratória dos dados espacialmente agrupados por microrregiões é feita na Seção 4. Os resultados são apresentados e analisados na Seção 5, na qual também constam informações sobre a especificação do modelo empírico estimado e do método de estimação. Na Seção 6 busca-se explicar a convergência observada no Brasil. Por fim, a Seção 7 conclui o estudo.

2. Mensuração da Criminalidade

Assim como na maioria dos estudos econômicos do crime, assume-se a taxa de homicídios por cem mil habitantes² como *proxy* para a taxa de crimes.

* Recebido em outubro de 2009, aprovado em fevereiro de 2011. Os autores agradecem ao Professor Rodrigo Reis Soares pelos valiosos comentários feitos durante a discussão da primeira versão deste estudo no 32º Encontro Brasileiro de Econometria. Erros e omissões são de inteira responsabilidade dos autores.

E-mail addresses: marcelojustus@hotmail.com.br, jonas@cnpssa.embrapa.br

¹ Quando a primeira versão deste artigo estava quase pronta para ser submetida à discussão e possível publicação dos resultados, teve-se conhecimento do estudo feito por Scalco (2007), no qual foi analisada uma possível convergência nas taxas de crimes nos municípios de Minas Gerais, embora essa análise não tenha sido o objetivo principal do estudo. De forma geral, as evidências encontradas são reforçadas pelas encontradas aqui. Assim, os dois estudos reforçam-se mutuamente com relação ao problema diagnosticado.

² Os dados de registros de homicídios e estimativas populacionais foram obtidos no Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), do Ministério da Saúde.

Além de uma elevada taxa de sub-registro³ nos outros tipos de crimes, não há disponibilidade de uma série histórica de dados que permita testar a hipótese deste estudo com outra mensuração para a criminalidade brasileira.

Outro problema que pode surgir quando são usados dados espacialmente agrupados é a possibilidade de dependência espacial entre localidades próximas.

Da Geografia espera-se que essa dependência seja diretamente relacionada com a proximidade geográfica. No caso da criminalidade, essa dependência seria praticamente nula entre estados, exceto entre municípios na fronteira dos estados, o que provavelmente não causaria dependência espacial significativa. A justificativa é o elevado custo de deslocamento da atividade criminosa para outros estados. Entre municípios, porém, essa dependência espacial certamente é significativa devido ao maior grau de mobilidade dos recursos para a prática de delitos. Disso se conclui que o ideal seria utilizar dados dos municípios brasileiros. Contudo, entre os anos analisados (1991 a 2005) houve criação e extinção de municípios, o que impossibilitou a construção da base de dados necessária para as inferências empíricas e construção de mapas do crime. A alternativa foi agregá-los em microrregiões geográficas.

Visando minimizar a possibilidade de choques exógenos nas taxas de crimes anuais optou-se por transformá-las em médias móveis trienais, sendo 1991/1993 o período inicial e 2003/2005 o período final.

3. Hipótese

Constata-se, pela Figura 1, que o crescimento da atividade criminosa diferiu significativamente entre as microrregiões brasileiras no período analisado por este estudo. Além disso, ao passo que houve diminuição na criminalidade em algumas localidades, houve elevação em outras.⁴ Diante desses fatos, coloca-se, para que seja testada empiricamente, a hipótese: “está ocorrendo convergência nas taxas de crimes no território brasileiro”.

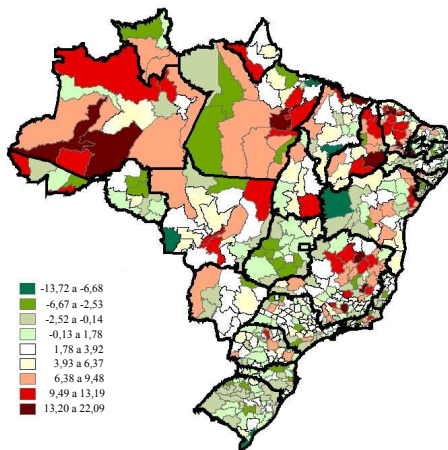
Se verdadeira essa hipótese, a criminalidade afetará com a mesma intensidade todas as localidades brasileiras, ou seja, ao longo dos anos, não haverá nenhum lugar que possa ser considerado “mais” ou “menos” seguro para se viver, pois a atividade criminosa estará presente com a mesma intensidade em todo o território brasileiro.

4. Análises Preliminares

Nas Figuras 2 e 3 expõe-se, respectivamente, a distribuição espacial das taxas de homicídios nas microrregiões brasileiras nos períodos em análise. Nelas a

³ Crimes não registrados implicam erro de medida nas taxas de crimes.

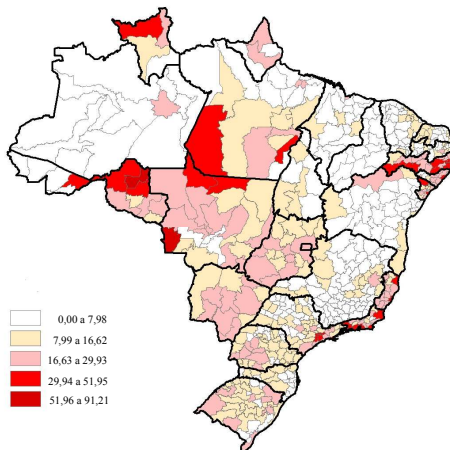
⁴ Como será visto mais adiante, em média, a criminalidade cresceu no Brasil ao longo dos anos analisados.



Fonte: Elaborado pelos autores.

Fig. 1. Distribuição das taxas de crescimento ao ano das taxas de homicídios (por cem mil hab.) nas microrregiões brasileiras entre 1991/1993 e 2003/2005

intensidade da criminalidade é representada do branco (menor intensidade) para o vermelho escuro (maior intensidade).



Fonte: Elaborado pelos autores.

Fig. 2. Distribuição espacial das taxas de homicídios (por cem mil habitantes) nas microrregiões brasileiras, 1991/1993

Primeiramente, nota-se que, em ambos os períodos, a taxa de homicídios não se distribuiu homoganeamente dentro do território brasileiro. Contudo, comparativamente, o grau de heterogeneidade diminui entre os dois períodos.

Felizmente, em 2005, restam algumas áreas do país onde a violência letal ainda não atingiu taxas alarmantes. Mas, infelizmente, a comparação entre os dois

períodos revela um significativo aumento de áreas com elevadas taxas de homicídios (manchas vermelhas).

Entre os dois períodos há expansão significativa da área coberta por manchas em tom vermelho escuro (indicando as mais altas taxas de homicídios) em parte do estado de Rondônia e do Mato Grosso. É interessante notar que essa mancha cobre parte da fronteira entre os dois estados, e que, apesar de diminuir a intensidade para vermelho claro, alastrou-se para grande parte do Mato Grosso e do Mato Grosso do Sul. O fato de haver uma mancha vermelha indicadora de crimes do Acre até as proximidades de Ponta Porã, no estado do Mato Grosso do Sul, sugere a existência de um tipo de *spillover effect*⁵ do crime entre regiões geograficamente próximas. O surgimento de uma mancha em tom vermelho escuro, de menor dimensão, é visível também nas proximidades da divisa entre os estados do Pará, Tocantins e Maranhão e, isoladamente, nos municípios de Foz de Iguaçu, Rio de Janeiro e Belo Horizonte.

O deslocamento das manchas vermelhas do extremo norte do estado de Roraima (na fronteira com a Venezuela) para o centro do estado é um fato interessante. No estado do Pará uma grande mancha vermelha indicadora de homicídios se deslocou visivelmente de um lado para o outro do estado, avançando para dentro do estado do Mato Grosso.

Nesse período surgem manchas vermelhas significativas também em parte do Amapá, Bahia (na fronteira com Piauí e Pernambuco), no Distrito Federal e parte de Goiás, e em outros municípios, como, por exemplo, Curitiba. Vale ressaltar que a incidência de altas taxas de crimes em parte do estado do Rio de Janeiro perpetuou-se no período em análise.

O padrão observado na distribuição espacial das taxas de homicídios é um forte indício de que a atividade criminosa está se espalhando pelo território brasileiro. Portanto, assumir que há um elevado grau de mobilidade dos fatores na atividade criminosa é, pelo menos, razoável.

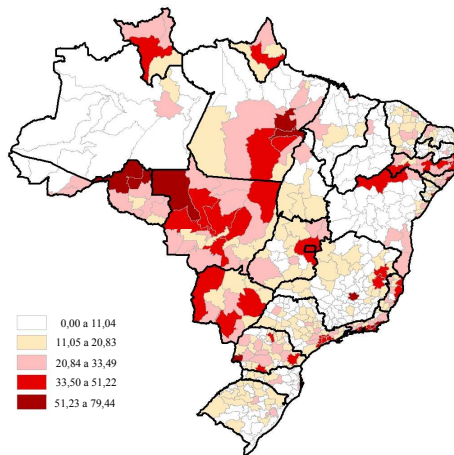
Antes de testar a hipótese de convergência nas taxas de crimes entre as microrregiões brasileiras, por utilizarmos dados espacialmente agrupados, é pré-requisito uma análise explanatória de dados espaciais (ESDA). No caso da criminalidade brasileira, há evidências de dependência espacial nas taxas de homicídios (Sartoris Neto 2000; Peixoto 2003; Almeida et alii 2005; Scalco 2007).

Como medidas de dependência são analisadas: o indicador *I-Moran*, para apontar a tendência geral de agrupamento dos dados; o diagrama de dispersão de Moran, para revelar a existência de padrões locais de associação espacial; o indicador *I-Moran Local*, para testar a hipótese de distribuição aleatória das taxas de homicídios.⁶

Quantificando os aspectos locais das taxas de homicídios, as observações espaciais foram mapeadas utilizando-se a proximidade (vizinhança) como fonte de informação locacional para refletir a posição relativa no espaço de uma microrregião

⁵ Esse tipo de efeito na criminalidade foi analisado por Fabrikant (1979) e Bronars e Lott Jr (1998).

⁶ Detalhes metodológicos em Anselin (1995).



Fonte: Elaborado pelos autores.

Fig. 3. Distribuição espacial das taxas de homicídios (por cem mil habitantes) nas microrregiões brasileiras, 2003/2005

em relação a outra microrregião. Foi construída uma matriz de vizinhança (**W**) do tipo *Queen*,⁷ em que cada linha contém informação de todas as microrregiões (*w*). Os elementos w_{ij} assumem valor 1 quando microrregião *j* é vizinha da microrregião *i* em análise, e zero em caso contrário.

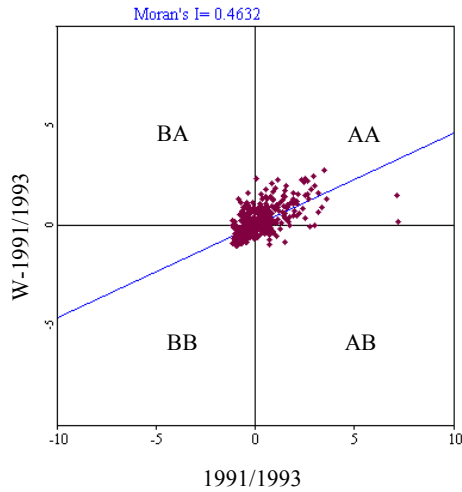
Estatisticamente significativos a 1%, os indicadores *I*-Moran calculados foram 0,4632 e 0,4586, respectivamente nos períodos em análise indicando que distribuição espacial das taxas de homicídios não ocorreu de forma aleatória e uniforme.

Pelos diagramas de dispersão de Moran (Figuras 4 e 5), verifica-se que as taxas de homicídios de cada microrregião se ajustam positivamente às taxas espacialmente defasadas, isto é, podemos ver uma tendência geral de associação espacial positiva nas taxas de homicídios entre as microrregiões.

Ainda por esses diagramas as associações espaciais locais das microrregiões e suas vizinhas podem ser classificadas em quatro padrões: microrregiões de alta criminalidade circundadas por outras de alta criminalidade (Alto-Alto – AA), microrregiões de baixa criminalidade circundadas por outras também de baixa criminalidade (Baixo-Baixo – BB), microrregiões de alta criminalidade circundadas por outras de baixa criminalidade (Alto-Baixo – AB), e microrregiões de baixa criminalidade circundadas por outras de alta criminalidade (Baixo-Alto – BA). Os padrões AA e BB revelam associação espacial positiva, enquanto que BA e AB revelam associação espacial negativa.

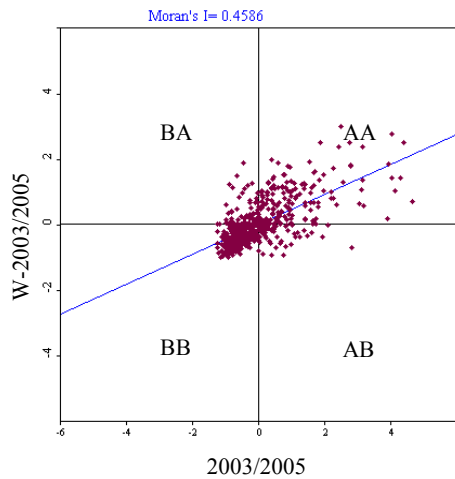
Utilizando os indicadores *I*-Moran Local, e adotando 5% de nível de significância estatística, foram elaborados os mapas de agrupamentos na atividade criminosa classificando o território brasileiro de acordo com as quatro categorias de associação espacial (Figuras 6 e 7).

⁷ Para outras formas de construção, ver Anselin (1988) e Lesage (1999).



Fonte: Elaborado pelos autores.

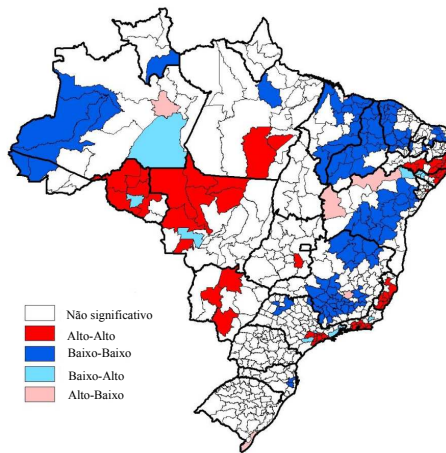
Fig. 4. Diagrama de dispersão de Moran das taxas de homicídios (por cem mil hab.), 1991/1993



Fonte: Elaborado pelos autores.

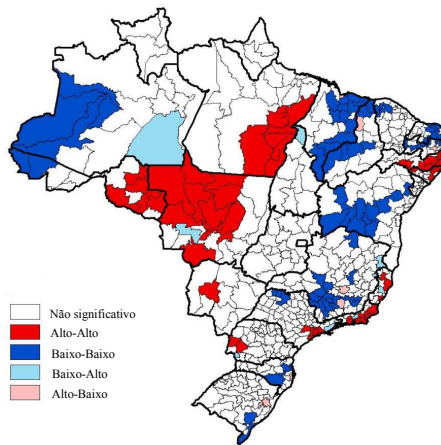
Fig. 5. Diagrama de dispersão de Moran das taxas de homicídios (por cem mil hab.), 2003/2005

Conclui-se que existem padrões espaciais estatisticamente significativos e, portanto, que há associação espacial local entre as taxas de homicídios microrregionais. As três medidas de dependência espacial corroboram para a expectativa de dependência espacial nas taxas de homicídios.



Fonte: Elaborado pelos autores.

Fig. 6. *Clusters* das taxas de homicídios (por cem mil hab.) nas microrregiões brasileiras, 1991/1993 (5% de significância)



Fonte: Elaborado pelos autores.

Fig. 7. *Clusters* das taxas de homicídios (por cem mil hab.) nas microrregiões brasileiras, 2003/2005 (5% de significância)

5. Testes Empíricos

A hipótese da convergência das taxas de crimes no território brasileiro é testada utilizando-se o teste de β -convergência,⁸ e, adicionalmente, o teste σ -convergência

⁸ Usualmente empregados para testar convergência na renda *per capita* em estudos de crescimento econômico. Para detalhes dos testes, entre outros autores, consultar Valdés (1999).

proposto na literatura para dar maior confiabilidade aos resultados do primeiro teste.

O ponto de partida é o seguinte modelo:

$$\frac{1}{T} \log \left(\frac{y_{i,T}}{y_{i,0}} \right) = \alpha + \beta \log y_{i,0} + \varepsilon_{i,[0,T]} \quad (1)$$

em que T é o tempo entre os dois períodos analisados, $y_{i,T}$ é a taxa de homicídios por cem mil habitantes no período final, $y_{i,0}$ é a taxa de homicídios por cem mil habitantes no ano inicial e $\varepsilon_{i,[0,T]}$ é o erro aleatório com as pressuposições usuais.

Na seção anterior foram observados indícios de dependência espacial nas taxas de homicídios microrregionais. Por esse motivo o modelo proposto na equação 1 é reformulado para controlar possíveis fontes de dependência espacial; em notação matricial:

$$\mathbf{y}_{[0,T]} = \alpha \mathbf{i} + \rho \mathbf{W}_1 \mathbf{y}_{[0,T]} + \beta \mathbf{y}_0 + \varepsilon_{[0,T]} \quad (2)$$

com

$$\varepsilon_{[0,T]} = \lambda \mathbf{W}_2 \varepsilon_{[0,T]} + \xi_{[0,T]} \text{ com } \xi_{[0,T]} \sim N(0, \sigma^2 \mathbf{I}) \quad (3)$$

em que $\mathbf{y}_{[0,T]}$ é o vetor com as n observações de $\frac{1}{T} \log \left(\frac{y_{i,T}}{y_{i,0}} \right)$, \mathbf{i} é um vetor coluna de uns, \mathbf{y}_0 é o vetor com as n observações de $\log y_{i,0}$, $\varepsilon_{[0,T]}$ é o vetor de erros, ρ é o coeficiente da variável dependente espacialmente defasada, λ é o coeficiente na estrutura espacial autorregressiva do termo erro, \mathbf{W}_1 e \mathbf{W}_2 são as matrizes de pesos espaciais, respectivamente associadas a um processo autorregressivo na variável dependente e no termo erro.

Se $\rho \neq 0$ e $\lambda = 0$, tem-se apenas um modelo com *lag* espacial (LAG). Se $\rho = 0$ e $\lambda \neq 0$, tem-se apenas um modelo com erro espacial (ERRO). Entretanto, se $\rho \neq 0$ e $\lambda \neq 0$, tem-se um modelo autorregressivo espacial tanto na variável dependente quanto no erro (SARMA).

Na Tabela 1 são relatados os resultados dos testes do Multiplicador de Lagrange (LM), simples e robusto, utilizados para detectar a presença de autocorrelação espacial no termo erro e na variável dependente espacialmente defasada.

Estatisticamente significativos a 1% os testes indicam, de acordo com Anselin (2005), que ambas as fontes de autocorrelação espacial devem ser controladas. Diante disso, rearranjando as equações 2 e 3, o modelo empírico é:

$$\mathbf{y}_{[0,T]} = \alpha \mathbf{i} + \rho \mathbf{W}_1 \mathbf{y}_{[0,T]} + \beta \mathbf{y}_0 + (\mathbf{I} - \lambda \mathbf{W}_2)^{-1} \xi_{[0,T]} \quad (4)$$

Os coeficientes desse modelo, estimados por máxima verossimilhança, foram todos são estatisticamente significativos a 1% (Tabela 2).

Uma vez que $\hat{\beta} < 0$ e homicídios *proxy* para a criminalidade, a hipótese de convergência nas taxas de crimes não é rejeitada.

Assim como nos estudos de convergência de renda, é possível que a presença de β -convergência não implique σ -convergência; o inverso, porém, é demonstravelmente verdadeiro. Então, para confirmar os resultados obtidos pela

Tabela 1
Resultados dos testes de autocorrelação espacial

Modelo	Teste	Hipóteses	Valor
LAG	LM	$H_0 : \rho = 0$ $H_A : \rho \neq 0$	32,365 (0,000)
	LM Robusto	$H_0 : \rho = 0$ $H_A : \rho \neq 0$	8,528 (0,000)
ERRO	LM	$H_0 : \lambda = 0$ $H_A : \lambda \neq 0$	60,828 (0,000)
	LM Robusto	$H_0 : \lambda = 0$ $H_A : \lambda \neq 0$	36,985 (0,000)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Valor-*p* entre parênteses.

Tabela 2
Coeficientes estimados

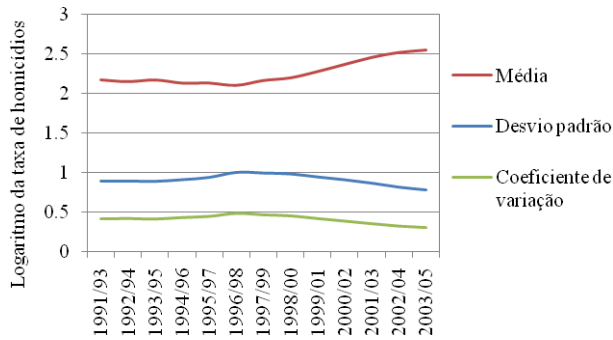
Coeficiente	Estimativa	Valor- <i>p</i>
α	-0,0177	0,000
ρ	-1,6327	0,000
λ	1,1401	0,000
β	-0,02184	0,000

Fonte: Resultados da pesquisa.

metodologia β -convergência, é feita uma análise da dispersão da taxa de homicídios microrregionais (Figura 8).

Além da análise do desvio padrão, a dispersão ao longo do tempo na série da taxa de crimes também foi analisada por meio do seu coeficiente de variação, como fez Scalco (2007).

Primeiramente percebe-se que, em média, a taxa de crimes permaneceu praticamente estável entre 1991/1993 e 1993/1995, assim como sua variabilidade indica que sua distribuição desigual perdurou nesse intervalo. De 1994/1996 a 1996/1998, houve uma modesta redução nas taxas médias acompanhada, porém, de um aumento na sua variabilidade intra-regional. Isso mostra que a redução na criminalidade média se deu acompanhada de aumento na heterogeneidade espacial. Infelizmente, a partir desse intervalo a criminalidade média tem crescido acompanhada de uma elevada redução em sua dispersão espacial indicando que a convergência nas taxas microrregionais está se dando acompanhada de aumento da criminalidade no país.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Fig. 8. Evolução da média, desvio padrão e do coeficiente de variação das taxas de homicídios nas microrregiões brasileiras, 1991/93-2003/05

Comparando os extremos dessa série conclui-se que a média da taxa de homicídios cresceu 17,5%, ao passo que houve uma redução de 25,9% na sua dispersão intra-regional.

As evidências encontradas pelo teste β -convergência e a redução na variabilidade da taxa de homicídios intra-regional ao longo do tempo são suficientes para sustentar a hipótese de convergência nas taxas de homicídios no território brasileiro. Portanto, segue-se com análise dos resultados da equação de convergência estimada.

A partir do $\hat{\beta}$, e denotando a velocidade anual de convergência por γ , tem-se $\hat{\beta} = \frac{e^{\gamma T} - 1}{T}$. Disso se obtém uma estimativa do tempo necessário para eliminar total ou parcialmente a diferença nas taxas de homicídios microrregionais fazendo $T = \frac{\ln(1-x)}{\gamma}$, em que x é percentual da diferença nas taxas de homicídios que, hipoteticamente, será eliminada.

Sendo $\hat{\beta} = -0,02184$, estima-se uma velocidade de convergência de 2,57% ao ano. Assim, por exemplo, mantidas todas as condições do período analisado, estima-se que levará em torno de 27 anos para ocorrer 50% de convergência nas taxas de crimes entre as microrregiões brasileiras (Figura 9).

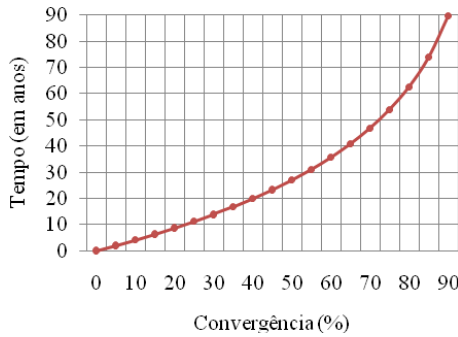
6. Explicação Econômica: Hipóteses

Na última seção foram encontradas fortes evidências empíricas de uma possível convergência nas taxas de crimes intra-regionais no Brasil. Mas quais seriam as suas causas? Há explicação econômica para esse fenômeno?

A teoria econômica do crime proposta por Becker (1968) pode ajudar na busca das respostas. Nela, apesar de ilegal, o crime é visto como alternativa de atividade econômica para os indivíduos.

Pressupõe-se que, agindo racionalmente,⁹ um indivíduo só executará um crime

⁹ Comportamento racional implica simplesmente em uma maximização consistente de uma função bem ordenada (Becker 1962).



Fonte: Resultados da pesquisa.

Fig. 9. Tempo de convergência da taxa de homicídio em função do percentual de convergência

se e somente se a utilidade esperada por esse ato exceder a utilidade que teria empregando o seu tempo e outros recursos em atividades legais.

Define-se a utilidade esperada de um crime (U^e) por:

$$U^e = pU(Y - f) + (1 - p)U(Y) \tag{5}$$

em que Y é o retorno monetário líquido ou vantagem monetária psíquica, p é a probabilidade de condenação e f é uma equivalência monetária da punição (se condenado).

Teoricamente, são esperadas as seguintes relações: $\frac{\partial U^e}{\partial Y} > 0$ (5a), $\frac{\partial U^e}{\partial p} < 0$ (5b) e $\frac{\partial U^e}{\partial f} < 0$ (5c).

Uma vez que diversas variáveis socioeconômicas, demográficas, de polícia e justiça influem na medida monetária dos determinantes da utilidade esperada no crime, é possível pensar uma explicação econômica para a tendência de convergência nas taxas de crimes diagnosticada.

Assumindo perfeita mobilidade de fatores na atividade criminosa entre as localidades,¹⁰ ao menos parcela da convergência pode ser resultado da escolha da localidade para a realização do crime.

Para formalizar essa conclusão são definidas duas localidades geograficamente próximas por A e B , com U_A^e e U_B^e denotando, respectivamente, a utilidade esperada na execução de um crime nessas localidades.

Da equação (5) e sendo que, no Brasil, a distribuição de f independe da localidade considerada, definem-se as utilidades esperadas no crime nas localidades A e B , respectivamente, por:

$$U_A^e = pU_A(Y_A - \bar{f}) + (1 - p_A)U_A(Y_A) \tag{6}$$

$$U_B^e = pU_B(Y_B - \bar{f}) + (1 - p_B)U_B(Y_B) \tag{7}$$

¹⁰ Hipótese plausível tratando-se de localidades geograficamente próximas. Os mapas do crime apresentados na Seção 4 sugerem a não rejeição dessa hipótese.

O retorno monetário líquido e a probabilidade de condenação podem diferir significativamente entre as localidades, e, portanto, são respectivamente analisados a seguir em três situações distintas: a) probabilidade de condenação igual e retorno monetário líquido diferente, b) retorno monetário líquido igual e probabilidade de condenação diferente e c) retorno monetário líquido e probabilidade de condenação diferentes.

Na primeira situação, admitindo que a probabilidade de condenação é igual nas duas localidades, então apenas a diferença no retorno monetário líquido é capaz de justificar a escolha da localidade para a realização do crime.

O retorno monetário líquido é determinado principalmente pelo ganho esperado no crime, custo de planejamento e execução e pelo custo de oportunidade do indivíduo.

Uma vez que o último determinante é invariante à localidade escolhida para o crime, a diferença no retorno monetário líquido do crime diferirá entre as duas localidades se houver diferença no retorno esperado e/ou no custo de planejamento e execução do crime.

Para o primeiro determinante – ganhos esperados no crime, a teoria da escolha racional prevê uma inequívoca relação positiva com a quantidade de ocorrências criminais, o que empiricamente tem sido testado utilizando como *proxy* a renda familiar *per capita*, entre outros autores, por Mendonça (2002), Kume (2004), Loureiro e Carvalho Jr (2007), Santos e Kassouf (2007b) e Santos (2009).

Segundo a literatura empírica, essa variável associa-se tanto aos ganhos esperados no crime quanto ao custo de oportunidade do criminoso e, além disso, segundo Sjoquist (1973), é parte integrante do custo de oportunidade se o criminoso for punido com prisão. Não obstante, o primeiro efeito tem prevalecido nas análises empíricas de tal modo que tem sido diagnosticado um efeito positivo da renda sobre a criminalidade.

Assumindo que a renda é maior na localidade *A* e, uma vez que a probabilidade de condenação é a mesma da localidade *B*, a localidade *A* será economicamente mais atrativa para a prática de crimes. Portanto, tende a ser preferida pelo criminoso.

No caso do segundo determinante – custo de planejamento e execução do crime, a expectativa é de uma relação inversa com a quantidade de crimes. E, apesar de praticamente não observável, recorrentemente tem sido analisado por meio do grau de urbanização, como, por exemplo, nos estudos feitos por Fajnzylber e Araujo Junior (2001), Mendonça (2002), Gutierrez et alii (2004), Kume (2004), Santos e Kassouf (2007a) e Santos (2009).

São vários os argumentos dados para a sua utilização, mas o mais citado é o de que a utilidade esperada no crime cresce com a urbanização.

Para Glaeser e Sacerdote (1999), quanto mais urbanizada a área, maior é a interação entre criminosos, o que facilita adquirir e trocar informações necessárias para a execução de crimes. Facilidade que reduz os custos de planejamento e execução do crime e, conseqüentemente, eleva o retorno monetário líquido do crime. Para a análise, vamos assumir que isso é verdadeiro na localidade *A*.

De acordo com a relação (5a), assumindo que tanto a renda quanto o grau de

urbanização são maiores na localidade A , tem-se que $U_A^e > U_B^e$, e conseqüentemente ela será preferida pelo indivíduo para executar seus crimes.

O crescimento da renda e o avanço da urbanização são fatos no Brasil. Contudo, as taxas de crescimento diferem significativamente entre regiões, estados e municípios. Diferenças que, em tese, podem ser responsáveis pelo menos parcialmente pelas diferenças nas taxas de crescimento da criminalidade e, portanto, pela existência de convergência nas taxas de crimes no território brasileiro.

Para analisar a segunda situação – retorno monetário líquido igual e probabilidade de condenação diferente – assume-se que o retorno monetário do crime é igual nas duas localidades, mas que a probabilidade de condenação é menor.

Na primeira situação assumiu-se que A era mais urbanizada que B . Em tese, quanto mais urbanizada, menor será a probabilidade de condenação, devido ao maior anonimato dos indivíduos nas áreas urbanas, o que reduz a capacidade de controle social (Canos e Santos 2000).

Também a probabilidade de condenação, em tese, será tão maior quanto maior a eficiência da polícia e justiça, e tão menor quanto maior a taxa de sub-registro de crimes, sendo plausível a hipótese de que esses dois determinantes são inversamente correlacionados.¹¹

De acordo com Goldberg e Nold (1980), uma menor taxa de sub-registro implica percepção de uma maior probabilidade de fracasso no crime. Essa probabilidade é determinada pela percepção do risco de ser capturado, condenado e pagar pelo crime. Esse risco, porém, é inversamente relacionado ao sub-registro. Ora, para ser condenado é preciso ser julgado, para ser julgado é preciso ser capturado, e para ser capturado, o criminoso precisa ser denunciado e ter seu crime registrado.¹²

Hipoteticamente admite-se que, por ter maiores índices de criminalidade, a localidade B recebe mais recursos em segurança pública que a localidade A .

Com maiores gastos ao longo do tempo, haverá elevação na eficiência policial e judicial, e conseqüentemente, redução na taxa de sub-registro, como sugerem os resultados de Duce et alii (2000) e Santos e Kassouf (2007b).

Do ponto de vista do criminoso essa redução significará maior probabilidade de fracasso em agir na localidade B comparativamente a A .

A teoria da racionalidade econômica do criminoso pressupõe que a sociedade busca minimizar as suas perdas induzindo os potenciais criminosos a cometerem uma quantidade “ótima”, ou melhor, tolerável de crimes. Para isso, deve escolher níveis para algumas variáveis de seu controle direto, como, por exemplo, gastos com a atividade de polícia e justiça, a forma e a severidade das punições. Como a legislação sobre crimes é única para todo o país, a única diferença na política de segurança pública entre as duas localidades será na quantidade e na forma que serão alocados os gastos com segurança pública.

¹¹ Santos e Kassouf (2007b) e Duce et alii (2000) discutem essa possível relação.

¹² Exceto nas apreensões resultantes apenas de investigações das autoridades policiais, isto é, sem denúncia e registro.

Entre outras coisas, o valor gasto em cada localidade determinará, sobretudo, a probabilidade de condenação. Espera-se que, se alocados de forma correta, maiores gastos com segurança pública causem um efeito dissuasório sobre o comportamento criminoso.

Assim, maiores gastos com segurança pública na localidade *A* comparativamente a *B* elevam a probabilidade de condenação, o que, de acordo com (5b), causará uma redução na utilidade esperada na atividade criminosa nessa localidade. Conseqüentemente, com retornos monetários líquidos hipoteticamente iguais nas duas localidades tem-se que $U_A^e > U_B^e$, e, portanto, o indivíduo tenderá a escolher a localidade *A* para executar seus crimes.

É plausível que a diferença nos gastos com segurança pública justifique uma grande parcela da convergência observada nas taxas de crimes no território brasileiro. No Brasil, as políticas de prevenção e repressão ao crime não têm sido realizadas de forma conjunta e simultaneamente em todo o país. Assim, aquelas localidades que promovem políticas fortes e persistentes de combate e prevenção tendem a “exportar” o crime para localidades vizinhas onde a política inexistente ou é fraca e, portanto, há melhores oportunidades para a prática de crimes.

Na terceira situação – retorno monetário líquido e probabilidade de condenação diferentes – assume-se que, na localidade *A*, o retorno monetário líquido é maior¹³ e que a probabilidade de condenação é menor.¹⁴ Nessa situação, tendo a percepção de que $U_A^e > U_B^e$, o indivíduo preferirá executar seus crimes na localidade *A*.

Obviamente existem outras situações possíveis além das três analisadas; assumindo, porém, perfeita ou pelo menos elevado grau de mobilidade de fatores e racionalidade econômica, o crime ocorrerá na localidade em que a utilidade esperada no crime for maior.

7. Considerações Finais

Mediante as evidências empíricas encontradas, a hipótese de convergência nas taxas de criminalidade no território brasileiro não é rejeitada. Resultado que corrobora os encontrados por Scalco (2007) no estudo feito para Minas Gerais.

A convergência nas taxas de crimes intra-regionais significa que a criminalidade tende a crescer mais rapidamente nas localidades menos violentas do que nas localidades mais violentas. Nesse sentido, a diferença nas taxas de crimes observadas entre essas localidades será gradativamente eliminada ao longo do tempo.

Ressalta-se, porém, que as estimativas apresentadas aqui são válidas caso as condições que prevaleceram no período da análise sejam mantidas, e também na ausência de choques exógenos que interfiram no comportamento criminoso.

A principal implicação da convergência é que, caso as condições econômicas, sociais, demográficas e, especialmente, de “segurança” pública não se modifiquem, em alguns anos não haverá regiões mais violentas ou menos violentas, já que todas

¹³ Pela existência de renda maior e maior grau de urbanização nessa localidade.

¹⁴ Devido aos menores gastos com segurança pública e maior grau de urbanização nessa localidade.

serão afetadas aproximadamente com a mesma intensidade pela criminalidade. Se essa equidade fosse acompanhada de uma redução nas taxas de crimes, certamente haveria uma elevação do bem-estar social dos brasileiros. Contudo, os dados indicam que a convergência ocorre concomitantemente com um significativo aumento na criminalidade. Portanto, se a tendência permanecer, a redução no bem-estar é inevitável.

Na tentativa de justificar economicamente a convergência observada, foram analisadas três situações hipotéticas envolvendo duas localidades geograficamente próximas. Concluímos que as três situações podem justificar a ocorrência de convergência no longo prazo. Avançar nessa análise é fundamental, pois aqui o intuito não foi esgotar todas as possibilidades, mas apenas lançar luz sobre essa discussão.

Aqui foram encontradas fortes evidências de convergência absoluta nas taxas de crimes, porém, cabe avançar nessa investigação, em especial, controlando os determinantes da criminalidade na estimativa da equação de convergência. Além disso, testar a convergência dentro das grandes regiões geográficas e dentro dos estados brasileiros também contribuirá para o entendimento desse fenômeno.

Referências bibliográficas

- Almeida, E. S., Haddad, E. A., & Hewings, G. J. D. (2005). The spatial pattern of crime in Minas Gerais: An exploratory analysis. *Economia Aplicada*, 9(1):39–55.
- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer Academic, Boston.
- Anselin, L. (1995). Local indicators of spatial association – LISA. *Geographical Analysis*, 27(2):93–115.
- Anselin, L. (2005). *Exploring Spatial Data with Geoda: A Workbook*. University of Illinois, Center for Spatially Integrated Social Science, Urbana Champaign.
- Becker, G. S. (1962). Irrational behavior and economic theory. *The Journal of Political Economy*, 70(1):1–13.
- Becker, G. S. (1968). Crime and punishment: An economic approach. *The Journal of Political Economy*, 76(2):169–217.
- Bronars, S. G. & Lott Jr, J. R. (1998). Criminal deterrence, geographic spillovers and the right to carry concealed handguns. *The American Economic Review*, 88(2):475–479.
- Canos, I. & Santos, N. (2000). Violência letal, renda e desigualdade no Brasil. In *Fórum de Debate*, Rio de Janeiro. IPEA, CESeC.
- Duce, A. D. T., Chavarria, P. L., & Torrubia, M. J. M. (2000). Análisis microeconómico de los datos criminales: Factores determinantes de la probabilidad de denunciar un delito. III Encuentro de Economía Aplicada, Valencia. Disponível em: <http://www.revecap.com/encuentros/anteriores/iiieea/>. Acesso em 2 de março de 2005.
- Fabrikant, R. (1979). The distribution of criminal offenses in an urban environment: A spatial analysis of criminal spillovers and of juvenile offenders. *American Journal of Economics and Sociology*, 38(1):31–47.
- Fajnzylber, P. & Araujo Junior, A. F. (2001). Violência e criminalidade. In Lisboa, M. B. & Menezes Filho, N. A., editors, *Microeconomia e Sociedade no Brasil*, pages 333–394. Contra Capa, Rio de Janeiro.

- Glaeser, E. L. & Sacerdote, B. (1999). Why is there crime in cities? *Journal of Political Economy*, 107(6):225–258.
- Goldberg, G. & Nold, F. C. (1980). Does reporting deter burglars? An empirical analysis of risk and return in crime. *Review of Economics and Statistics*, 62(3):424–431.
- Gutierrez, M. B. S., Mendonça, M. J. C., Sachsida, A., & Loureiro, P. R. A. (2004). Inequality and criminality revisited: Further evidence from Brazil. In *XXXII Encontro Nacional de Economia*, João Pessoa. ANPEC.
- Kume, L. (2004). Uma estimativa dos determinantes da taxa de criminalidade brasileira: Uma aplicação em painel dinâmico. In *XXIII Encontro Nacional de Economia*, João Pessoa. ANPEC.
- Lesage, J. (1999). Spatial econometrics. Morgantown: West Virginia University, Regional Research Institute. Disponível em: <http://www.spatial econometrics.com/html/mbook.pdf>. Acesso em 2 maio de 2004.
- Loureiro, A. O. F. & Carvalho Jr, J. R. A. (2007). O impacto dos gastos públicos sobre a criminalidade brasileira. In *XXXV Encontro Nacional de Economia*, Recife. ANPEC.
- Mendonça, M. J. C. (2002). Criminalidade e violência no Brasil: Uma abordagem teórica e empírica. *Revista Brasileira de Economia de Empresas*, 2(1):33–49.
- Peixoto, B. T. (2003). Determinantes da criminalidade no município de Belo Horizonte. Master's thesis, CEDEPLAR, Universidade Federal de Minas Gerais.
- Santos, M. J. (2009). Dinâmica temporal da criminalidade: Mais evidências sobre o “efeito inércia” nas taxas de crimes letais nos estados brasileiros. *Revista EconomiA*, 11(1):169–193.
- Santos, M. J. & Kassouf, A. L. (2007a). Existe explicação econômica para a taxa de sub-registro de crimes contra a propriedade. *Economia Aplicada*, 12(1):5–27.
- Santos, M. J. & Kassouf, A. L. (2007b). Uma investigação econômica da influência do mercado de drogas ilícitas sobre a criminalidade brasileira. *Revista EconomiA*, 8(2):187–210.
- Sartoris Neto, A. (2000). *Homicídios na cidade de São Paulo: Uma análise de autocorrelação e causalidade espaço-temporal*. PhD thesis, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo.
- Scalco, P. R. (2007). Criminalidade violenta em Minas Gerais: Uma proposta de alocação de recursos em segurança pública. Master's thesis, Universidade Federal de Viçosa.
- Sjoquist, D. L. (1973). Property crime and economic behavior: Some empirical results. *The American Economic Review*, 63(3):439–446.
- Valdés, B. (1999). *Economic Growth: Theory, Empirics and Policy*. Edward Elgar Publishing Limited, Cheltenham.