

CRIMINALIDADE NA REGIÃO METROPOLITANA DE BELO HORIZONTE: UMA ANÁLISE ESPACIAL

Betânia Totino Peixoto
Aluna do curso de doutorado do CEDEPLAR (FACE-UFMG) e Pesquisadora do CRISP
Sueli Moro
Professora adjunta do CEDEPLAR (FACE-UFMG)
Mônica Viegas Andrade
Professora adjunta do CEDEPLAR (FACE-UFMG)

Resumo

O presente trabalho analisa a criminalidade na Região Metropolitana de Belo Horizonte com base em teorias econômicas e sociológicas (ecológicas). A unidade de análise é a UP (Unidade de Planejamento), divisão espacial do município definida com fins administrativos. Duas modalidades de crime são consideradas: crimes contra o patrimônio e crimes contra a pessoa. Os dados são oriundos dos boletins de ocorrência do Centro de Operações da Polícia Militar de Minas Gerais e da base de dados organizada pela prefeitura de Belo Horizonte, para monitorar a qualidade de vida urbana. Diferentemente da maioria dos estudos anteriores realizados no Brasil, este estudo leva em consideração a dimensão espacial do crime. O instrumental analítico utilizado é o da análise espacial em dois diferentes enfoques: Análise Exploratória Espacial e Econometria Espacial. Os resultados obtidos sugerem que a taxa de homicídios está relacionada positivamente à desordem física e social nas UPs. A dinâmica das taxas de roubo e de homicídios é compatível com um processo de difusão espacial. Aparentemente, o controle social informal e a integração entre os moradores têm efeitos significativos nas taxas de criminalidade das UPs.

Palavras-chaves: criminalidade, análise espacial, Região Metropolitana de Belo Horizonte.

Abstract

In this paper, we investigate the criminality in the Metropolitan Region of Belo Horizonte, Brazil, based on economic and sociological (ecological) theories. Instead of relying on information about individuals, our study differs from previous ones by focusing on variables related to the local infrastructure. The units of analysis are the Planning Units (UPs) as defined by the local administration, and the variables considered are related to housing conditions, accessibility to public and private services, quality of urban life, etc. We consider two categories of crime, homicides and property crimes. The study is sensitive to the geographical dimension of crime and the analytical tools are those from spatial analysis. Two

different approaches to spatial analysis are exploited, Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA) and Spatial Econometrics. The results point to the presence of clusters of UPs with similar crime rates suggesting spillover or diffusion processes. The fitting of spatial models to the data demonstrated that significant part of variation in criminality, mainly homicides and robbery, is explained by spatial dependence. The results also suggest that the rate of homicides is positively related to the social and physical disorder in the UPs. Apparently, the informal social control and the integration amongst the citizens have significant effects on criminality rates in the UP.

Keywords: criminality, spatial analysis, Metropolitan Region of Belo Horizonte.

I. Introdução

A criminalidade é usualmente estudada por meio de várias abordagens, tanto econômicas quanto sociológicas.

As abordagens econômicas são normalmente fundamentadas na teoria dos incentivos individuais com inspiração original no artigo de Becker (1968). Sob esse ponto de vista, a decisão de um indivíduo em entrar para atividade criminal seria feita através de uma escolha racional entre a obtenção de renda através de uma atividade legal ou ilegal.

As abordagens sociológicas, por outro lado, focalizam o meio social onde o indivíduo está inserido. Fazem parte desse enfoque as teorias ecológicas do crime, as quais se utilizam as teorias da desordem física e social para tentar explicar os motivos das altas taxas de criminalidade em algumas regiões específicas.

Encontram-se na literatura sobre o crime, estudos que relacionam a criminalidade ao processo rápido e não planejado de urbanização, à dificuldade de inserção do mercado de trabalho, aos hábitos de consumo da sociedade capitalista, a questões sociais como favelas, falta de acesso a saúde, educação, a dissolução familiar, etc. A maioria desses estudos enfatiza as características individuais, de forma que o fenômeno da criminalidade é focalizado na população criminoso e não na sociedade.

Sabe-se que a criminalidade não possui uma distribuição espacial homogênea. É fato que esta se concentra em locais de grande densidade demográfica, ou seja, nas cidades de maior porte. Além disso, na maioria dos casos, a distribuição espacial do crime ao longo do tempo nas regiões metropolitanas não se altera significativamente. Isto sugere que devem

existir características espaciais, inerentes às localidades, que podem explicar a dinâmica da criminalidade.

O presente trabalho é pioneiro no sentido de tentar mesclar teorias econômicas e sociológicas do crime, inserindo-o em um contexto onde o espaço em que o indivíduo vive é relevante. São analisados os homicídios, os roubos e os roubos a mão armada, na Região Metropolitana de Belo Horizonte, Minas Gerais.

Diferentemente da abordagem empírica tradicional, esse estudo utiliza dados agrupados por regiões ou Unidades de Planejamento (UP), além do instrumental analítico da análise espacial, procurando dessa forma considerar a dinâmica espacial ou geográfica na determinação do crime.

O restante do trabalho está dividido em quatro seções. A próxima seção contém uma revisão da literatura teórica a respeito do crime. Em seguida descreve-se as fontes de dados, as variáveis e o modelo empírico. Na quarta seção introduz-se as metodologias espaciais utilizadas na análise dos dados. Em seguida tem-se os resultados da análise exploratória espacial e da estimação dos modelos, além das considerações finais.

II. Aspectos teóricos

A abordagem econômica do crime está baseada no artigo seminal de Becker (1968). O autor considera que a decisão do indivíduo em entrar para atividade criminal é feita através de uma escolha racional entre obter renda com a atividade legal ou com a atividade ilegal.

A atividade legal gera incentivos à medida que proporciona aos indivíduos meios de alcançarem o padrão de consumo desejado. Caso o indivíduo não consiga por meios legais atingir a qualidade de vida desejada, ele pode se voltar ao mercado criminal. A atividade criminal tem como incentivos a possível rentabilidade do crime e as conseqüências que este pode acarretar. Conseqüências como aprisionamento e punição representam os custos da atividade criminal para os indivíduos. Quanto maior a probabilidade de aprisionamento e punição menor o retorno esperado do crime e menor o incentivo para cometê-lo.

Vários fatores servem de incentivo para a entrada no mercado legal ou criminal. O nível de escolaridade e o aperfeiçoamento profissional dos indivíduos, pelo fato de estarem intimamente associados ao retorno esperado do mercado legal, constituem exemplos de características que determinam a possibilidade dos indivíduos adquirirem a qualidade de vida esperada.

Akerlof and Yellen (1994) interpretam o modelo de Becker como um modelo de agente-principal onde os criminosos são os agentes e o governo é o principal. Para esses autores as taxas de crime da sociedade dependem da interação entre sociedade, governo e criminosos. Glaeser et al (1996) também consideram as interações sociais como fundamentais para a determinação da taxa de crime, porém para eles a interação social se dá essencialmente ao nível individual. Nesse caso, as interações familiares, educacionais e sociais seriam fatores determinantes das taxas de crime. Merton (1959) aborda como a desigualdade social e a falta de recursos para manter um certo padrão de consumo, determinado pela sociedade e amplificado pela mídia, levaria a um certo grau de insatisfação individual. Esse grau de insatisfação somente poderia ser minimizado através de uma elevação no padrão de consumo, alcançado através de um aumento da renda. Este aumento de renda, para alguns indivíduos, poderia ser atingido de forma mais rápida através da atividade criminal.

As teorias ecológicas do crime surgiram como uma tentativa de explicação para o fato de algumas comunidades manterem altas taxas de criminalidade ao longo do tempo mesmo com a completa troca de seus moradores.

A explicação ecológica do crime passa por duas vertentes, as teorias de desordem física e de desordem social. A primeira relaciona o crime às características físicas das localidades, como prédios degradados, lotes vagos, ect, (Wilson & Kelling, 1982). A desorganização social se refere à incapacidade da comunidade de integrar valores comuns de seus residentes e manter um efetivo controle social (Shaw & Mckay, 1942; Sampson & Grove, 1989).

Wilson & Kelling (1982) denominam a desordem física de uma comunidade como o problema das “janelas quebradas”. Segundo os autores, quando um prédio está com algumas janelas quebradas e ninguém as conserta, as pessoas que quebraram as janelas assumem que ninguém cuida do prédio e quebram mais janelas. No limite, a desordem se instala e as pessoas passam a cometer crimes mais sérios. Em outras palavras, locais degradados tendem a apresentar taxas de crimes mais altas, pois os criminosos assumem que os moradores são indiferentes ao que acontece em sua vizinhança. Políticas de combate ao crime com base neste conceito foram implementadas com resultados satisfatórios em várias cidades, entre elas, Nova York, Los Angeles e Houston (Wilson & Kelling, 1989).

Para Sampson & Groves (1989) a desorganização social, ou o seu oposto, a organização social, está calcada na capacidade da comunidade em supervisionar e controlar seus membros. Este controle é exercido através de organizações sociais formais, como por exemplo, associações de bairros e religiosas ou através de outras formas de interação entre

seus moradores. Assim, comunidades em que a população participa de comitês, clubes, instituições locais e outras organizações tendem a ter menores taxas de criminalidades em relação às demais.

Esse estudo foi desenvolvido ancorando-se nas teorias econômicas e ecológicas para tentar explicar a dinâmica criminal na Região Metropolitana de Belo Horizonte.

III. Fontes de dados, variáveis e modelo empírico

As fontes de dados utilizadas no estudo são os boletins de ocorrência (BO) registrados pelo Centro de Operações da Polícia Militar de Minas Gerais (COPOM) para o ano de 2001, e a base de dados organizada pela prefeitura de Belo Horizonte para monitorar a qualidade de vida urbana (índice de qualidade de vida urbana - IQVU)¹, para o ano de 1996.

Os BOs são documentos gerados pela Polícia Militar para o registro de todos os crimes que chegam ao seu conhecimento. Eles fornecem informações sobre a natureza, a localização do crime, o tempo de espera entre a denúncia do crime e o atendimento da polícia no local, as características pessoais das vítimas envolvidas, além de um pequeno histórico sobre as características da ocorrência.

A tipologia do COPOM divide os crimes violentos em dois grupos: crimes contra o patrimônio e crimes contra a pessoa. São considerados crimes contra o patrimônio os roubos (ato de se apropriar indevidamente de bens alheios sem o uso de armas) e os roubos a mão armada (ato de se apropriar de bens alheios com o uso de arma que coloque em risco a integridade física da vítima). Os crimes contra a pessoa, por sua vez, são os homicídios tentados (agressão corporal a vítima com intenção de morte, porém sem a efetivação desta) e homicídios consumados (agressão corporal à vítima com intenção de morte e efetivação desta). Os crimes contra a pessoa incluem também os estupros, os quais, por suas características de motivação psicológica, não são usualmente considerados nos estudos econômicos.

Os dados dos BOs foram agregados por Unidade de Planejamento (UP). A Unidade de Planejamento corresponde a uma divisão espacial da Região Metropolitana de Belo

¹ Assume-se a hipótese de que as características ecológicas de uma região não variam muito ao longo do tempo, sendo razoável uma defasagem de cinco anos entre as variáveis de crimes e as variáveis ecológicas consideradas. Uma sugestão para trabalhos futuros seria a utilização das variáveis provenientes do censo de 2000.

Horizonte, segundo critérios de homogeneidade, definida pela prefeitura com fins administrativos.

A base de dados, organizada pela prefeitura de Belo Horizonte, fornece informações sobre variáveis que refletem a qualidade de vida em cada UP, através da mensuração da oferta de serviços de infra-estrutura básica e de educação, do nível de renda e dos serviços privados existentes.

Para as análises subseqüentes, foi selecionado, a partir dessas duas bases de dados, um *pool* de variáveis que teoricamente poderiam ser associadas a aspectos econômicos e ecológicos do crime.

A variável que representa o nível de criminalidade neste estudo é a taxa de crime por cem mil habitantes, obtida pela divisão do número de BOs pela população residente em cada UP. Este procedimento constitui uma forma de controle para o tamanho da população, uma vez que em UPs menos populosas (ou povoadas) o número de crimes é provavelmente menor. Com relação ao roubo e ao roubo a mão armada, a divisão pela população residente se justifica pelo fato de que quanto maior a população de uma UP mais vitima em potencial existem. Locais mais populosos tendem a ter maior infra-estrutura de comércio e circulação de indivíduos, apresentando mais vítimas em potencial.

Outras variáveis incluídas no estudo foram:

- a) *o tempo médio de atendimento da polícia (TMP)* - calculado como a diferença entre o tempo gasto entre o recebimento da chamada policial feita ao 190 e o fechamento do boletim de ocorrência feito pelo policial após averiguar a denúncia. Esta variável foi incluída no estudo como um indicativo, tanto da presença de policiamento na UP, quanto da sua organização social. Em UPs onde a polícia é menos presente o TMP deve ser maior em relação àquelas em que a esta é mais freqüente. A presença de policiamento, por sua vez está associada à probabilidade de aprisionamento, no sentido que, um TMP maior, implica uma menor probabilidade de aprisionamento e conseqüentemente uma maior taxa de crimes. Quanto à característica de organização social, acredita-se que, em UPs onde a comunidade é mais organizada no que diz respeito à manutenção de suas metas e valores morais, a presença da polícia é mais solicitada (Bursik,1984).
- b) *a disponibilidade de rede de esgotos (ESG)* - incluída como uma *proxy* para a infra-estrutura básica da UP. Essa variável capta a atuação das

instituições governamentais, sendo uma forma de mensurar a organização social nesta região. Regiões mais organizadas socialmente têm uma maior capacidade de definir suas prioridades e de cobrá-las do Estado (Bursik, 1984).

- c) *a oferta de educação (MM)* - mensurada através da taxa de matrículas no ensino médio². A inclusão dessa variável se justifica pelo fato de que, esse grupo populacional, caso não esteja freqüentando a escola, tem maior probabilidade de se tornar vítima ou criminoso em potencial. Jovens que freqüentam escolas, além do componente institucional, que proporciona o reforço e a vigilância do cumprimento dos valores comuns da sociedade, são mais integrados socialmente³. Assim, espera-se que, quanto maior a proporção de jovens na escola menor a taxa de criminalidade da UP. Incluiu-se também uma variável binária (ESC), com o objetivo de controlar para o fato de algumas UPs não possuírem escolas. Nesse caso, os jovens freqüentam as escolas das UPs vizinhas (Shaw & Mckay, 1942; Busik & Gramick, 1993).
- d) *o índice de serviços privados (ISPR)* - variável incluída no estudo para captar a oferta de serviços privados na UP. O ISPR representa o nível de atividade comercial na UP, podendo ser considerado também um indicador de urbanização. Locais de comércio mais intenso tendem a ter mais crimes. O criminoso, ao decidir cometer um crime, considera tanto o retorno do crime quanto o risco de ser aprisionado. Por exemplo, roubar um banco em um complexo comercial, onde um maior número de pessoas jurídicas transacionam, seria mais vantajoso que um roubar um banco numa região residencial. O retorno esperado no primeiro caso seria maior. Por outro lado, sabe-se que, em regiões mais urbanizadas predomina a individualidade e o anonimato, o que dificulta o controle e a integração social dos moradores favorecendo o aparecimento de crimes (Hunter, 1971; Nascimento, 2002). O ISPR foi obtido através da aplicação da análise em componentes principais (ACP), utilizando como variáveis o número de

² Esta variável foi medida como a proporção de matrículas nas três séries do ensino médio em relação à população de 15 a 18 anos. Esta taxa pode ser maior que cem porque jovens de 15 a 18 anos freqüentam escolas em UPs onde não residem ou porque pessoas com mais de 18 anos podem estar matriculadas nas três séries do ensino médio.

agências bancárias, de pontos de táxi, de agências do correio e de bancas de revista de cada UP.

- e) *o padrão de acabamento das residências (ACA)* - indicador criado pela prefeitura de Belo Horizonte para mensurar a qualidade das construções imobiliárias. Imóveis de um mesmo tamanho podem ser construídos com materiais diferentes fazendo com que tenham valores distintos. O padrão de acabamento das residências pode também ser considerado como um indicador do nível de renda na UP. O nível de renda é importante em estudos sobre o crime, à medida que indivíduos de alta renda teriam mais a perder com a prática do crime. Além disto, esses indivíduos teriam provavelmente maior acesso à educação e ao mercado de trabalho, fazendo com que o retorno esperado do mercado legal seja maior. Esta variável poderia representar também uma medida da desordem física das regiões. Residências com melhor padrão de acabamento tendem a receber mais cuidados de manutenção de parte dos moradores (Wilson & Kelling, 1989).

Com o objetivo de tentar captar a influência das variáveis descritas acima nas taxas de crimes, foram estimadas regressões de corte transversal formalizadas no seguinte modelo empírico:

$$TC = \beta_1 + \beta_2 TMP + \beta_3 MM + \beta_4 ESC + \beta_5 ESG + \beta_6 ACA + \varepsilon$$

Onde a variável dependente (*TC*) é definida em cada regressão como, as taxas de homicídios, as taxas de roubo e as taxas de roubo à mão armada

IV. Metodologias Espaciais

A análise espacial leva em consideração a distribuição espacial dos dados. A estrutura espacial dos dados é incorporada através de uma matriz de pesos espaciais contígua, *W*, com elementos w_{ij} , onde o índice *ij* corresponde ao vizinho *i* da observação *j*. A presença de zeros na matriz de pesos indica a ausência de interação espacial entre as observações.

³ Os jovens que freqüentam a escola se inter-relacionam formando uma rede de amizades, o que proporciona

Análise Exploratória Espacial

A análise exploratória espacial (ESDA) é um tipo análise exploratória (EDA)⁴ que faz uso de dados georeferenciados para tentar descrever e visualizar padrões espaciais nos dados. A ESDA visa principalmente identificar e descrever distribuições espaciais, identificar localidades atípicas (*outliers* espaciais), agrupamentos de observações semelhantes (*clusters*) e identificar formas de heterogeneidade espacial (Anselin, 1994;1998). A ESDA é útil no estudo dos processos de difusão espacial porque identifica padrões de autocorrelação espacial.

A presença de autocorrelação espacial nos dados é medida usualmente através de estatísticas globais como Moran's I e Geary's C. Essas estatísticas globais, no entanto, ignoram a existência de padrões locais de autocorrelação espacial, podendo levar a resultados enganosos sobre a existência de autocorrelação espacial nos dados (Anselin, 1995). Esse trabalho utiliza o instrumental analítico desenvolvido por Anselin (1995;1996), as estatísticas LISA (Local Indicators of Spatial Association), para detectar padrões locais de autocorrelação espacial nas variáveis.

As estatísticas LISA fazem a decomposição de indicadores globais em indicadores locais permitindo avaliar a contribuição individual de cada observação para a estatística global. Assim, a soma dos indicadores locais é proporcional ao indicador global de associação espacial. A maioria das estatísticas espaciais globais pode ser decomposta em estatísticas locais. Neste trabalho utiliza-se a estatística local denominada Moran Local, desenvolvida por Anselin (1995) e derivada da estatística global "I" de Moran (*Moran's I*).

A estatística Moran Local é um indicador da significância e do sentido da autocorrelação espacial. É definida para cada observação em função da média dos vizinhos. Assim, autocorrelação espacial positiva significa valores similares (altos ou baixos) à média dos vizinhos para uma determinada observação, evidenciando a presença de *clusters* de altos (*high-high*) e/ou baixos (*low-low*) valores para as variáveis. Por outro lado, a autocorrelação espacial negativa indica valores significativamente mais altos (ou baixos) para a observação quando comparados à média dos vizinhos (*high-low* ou *low-high*), evidenciando a presença de observações atípicas (*outliers* espaciais).

uma maior integração social na comunidade.

⁴ EDA (Exploratory Data Analysis)- Técnica analítica preliminar, representada por estatísticas descritivas e gráficas, cujo objetivo é tentar descobrir padrões e estruturas dos dados. A contrapartida em análise espacial é a ESDA (Exploratory Spatial Data Analysis).

A econometria espacial trata da dependência e da heterogeneidade espacial nos modelos econométricos (Paelinck & Klassen, 1979; Anselin, 1988). Os efeitos espaciais derivam diretamente da primeira lei da geografia: “todas as informações são relacionadas entre si, mas informações vizinhas são mais relacionadas que informações distantes”. Em outras palavras, os dados geográficos não seriam independentes (Anselin, 1996).

A dependência espacial ou a sua forma empírica, a autocorrelação espacial, ocorre num modelo econométrico quando os valores da variável dependente e/ou dos termos de erros em um local são correlacionados com os valores das observações correspondentes nas localidades vizinhas.

Por outro lado, a heterogeneidade espacial se refere à instabilidade estrutural, seja na forma de coeficientes diferentes no espaço, seja na forma de variâncias não constantes dos termos de erro (heterocedasticidade) no espaço (Anselin, 1988).

Uma diferenciação importante entre processos espaciais e não espaciais é que, nos modelos espaciais, a diagonal da matriz de variâncias e covariâncias dos erros não é constante, mesmo em casos de termos de erro i.i.d⁵. Por essa razão os testes para heterocedasticidade podem apresentar resultados enganosos (Anselin and Griffith, 1988). Normalmente as técnicas da econometria tradicional são adequadas para lidar com o problema de heterogeneidade espacial nos modelos econométricos.

A dependência espacial pode ser incorporada no modelo na forma de defasagem espacial da variável dependente (modelo de defasagem espacial) ou na forma de dependência espacial do termo de erro (modelo de erro espacial). O modelo de defasagem espacial é especificado da seguinte forma:

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon \quad (1)$$

Onde W é a matriz de pesos espaciais; X é a matriz de variáveis independentes; β é o vetor de coeficientes das variáveis independentes; ρ é o coeficiente espacial autoregressivo e ε é o termo de erro. O parâmetro ρ reflete a dependência espacial, ou seja, a influência média dos vizinhos sobre o vetor Y . No caso desse estudo pode-se inferir que ρ representa uma medida de difusão ou do impacto potencial da taxa de criminalidade em um local sobre as localidades vizinhas.

⁵ i.i.d. – erros independentes e identicamente distribuídos

A forma reduzida do modelo de defasagem espacial mostra que a matriz de pesos, W_y , é correlacionada com os termos de erro mesmo quando esses são i.i.d. Além disso, o método de estimação desse modelo precisa levar em conta a endogeneidade da variável W_y (Anselin, 1999).

A dependência espacial nos termos de erro é incorporada no modelo por meio de termos de erro autoregressivos (ou de média móvel) espaciais, da seguinte forma:

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad \text{sendo} \quad \varepsilon = \lambda W\xi + \xi \quad (2)$$

onde ε é o termo de erro autocorrelação e ξ é um termo de erro i.i.d.

As conseqüências de se ignorar a autocorrelação espacial nos modelos de regressão dependem da hipótese alternativa. Se a hipótese alternativa for o modelo de defasagem espacial, o estimador dos mínimos quadrados ordinários será viesado e inconsistente. Por outro lado, caso a hipótese alternativa seja o modelo de erro espacial, as conseqüências são idênticas à da autocorrelação serial dos resíduos, ou seja, o estimador dos mínimos quadrados ordinários é não viesado, porém ineficiente (Anselin, 1999).

Devidos às conseqüências analíticas de se ignorar a autocorrelação espacial nos modelos de regressão, os testes de especificação têm um papel essencial em econometria espacial. O teste “I” de Moran para verificação de autocorrelação espacial nos resíduos é o teste de especificação mais popular. Entretanto, ele é sensível à não normalidade dos erros. Outros testes para autocorrelação espacial são o teste de Kelejian & Robinson (1998, 1999), os testes do Multiplicador de Lagrange para os erros (LM-erro, Burridge, 1980), para o coeficiente da variável defasada (LM-lag, Anselin, 1988c), para a presença de autocorrelação espacial simultânea nos erros e na variável dependente, ou seja, uma especificação SARMA (Anselin & Bao, 1996; Anselin, 1999), além dos testes robustos à presença de outras especificações (Bera and Yoon, 1993; Anselin et alii, 1996).

O procedimento adotado nesse trabalho foi o seguinte: primeiramente estimou-se o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários sem considerar para a existência de autocorrelação espacial. Em seguida foram realizados os testes de especificação nos resíduos para dependência espacial na variável dependente defasada e/ou nos termos de erro. Caso os testes indicassem, por exemplo, a presença de dependência espacial na variável dependente defasada o modelo de defasagem espacial era estimado. Novos testes de dependência espacial nos resíduos eram realizados. Caso continuassem a indicar a presença de autocorrelação espacial

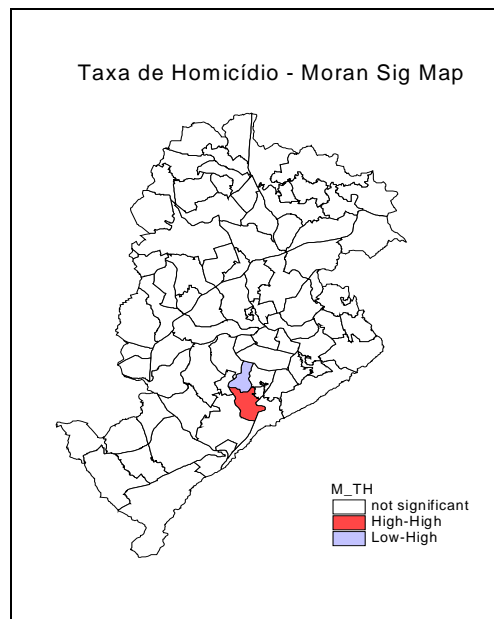
nos resíduos, a especificação adequada (SARMA) era estimada. Novos testes eram então realizados nos coeficientes do modelo SARMA estimado para confirmar a especificação. O procedimento era semelhante caso os testes para os resíduos dos Mínimos Quadrados Ordinários indicassem autocorrelação espacial dos erros.

V. Resultados

Análise Exploratória Espacial - Estatísticas LISA

Os resultados da estatística Moran Local para as taxas de homicídio (mapa 1), apontam duas regiões significativas a 5%. A UP São Bento/Santa Lucia, a qual apresentou autocorrelação espacial positiva e a UP Prudente de Morais que apresentou autocorrelação espacial negativa. Os resultados para a UP São Bento/Santa Lucia podem indicar a existência de difusão do crime, pois dois dos seus vizinhos são as favelas Barragem e Morro das Pedras, relacionadas com o tráfico de drogas, e que possuem as maiores taxas de homicídios globais. Na UP Prudente de Morais, a autocorrelação espacial negativa se refere às baixas taxas de homicídio em relação às altas taxas da média dos seus vizinhos, caracterizando um *outlier* espacial.

Mapa 1: Moran local para Taxa de Homicídio



Com relação às taxas de roubo por cem mil habitantes (Mapa 2), pode-se identificar a presença de dois *clusters* significativos, um composto de regiões com baixas taxas de roubo (UPs Tupi/Floramar, Jardim Felicidade, Serra Verde, Barreiro-sul, Isidoro Norte, Capitão Eduardo, Ribeiro de Abreu, Furquim Werneck⁶) e outro de regiões com altas taxas de roubo (UP Centro e suas vizinhas, Floresta/Santa Tereza, Francisco Sales, Savassi, Barro Preto⁷).

O *cluster* de baixas taxas de roubo é constituído de UPs com pouca infra-estrutura pública (saneamento, fornecimento de água, luz, escolas, etc) e baixo índice de acabamento das residências, indicando ser uma região de baixa renda. Além disto, essas UPs são caracterizadas pela grande distância ao centro da cidade e pouca infra-estrutura privada (supermercados, lojas, etc). Desta forma, são regiões menos atrativas para os criminosos porque apresentam baixo retorno esperado do roubo.

O *cluster* de altas taxas de roubo pode ser explicado pelo efeito transbordamento da estrutura de serviços oferecida pelo centro, o que torna estas UPs mais atrativas em termos do retorno esperado do roubo, além da facilidade das rotas de fuga. Além disso, por serem regiões mais urbanizadas, existe uma maior dificuldade dos moradores em estabelecer uma vigilância entre os vizinhos, dado o anonimato individual predominante.

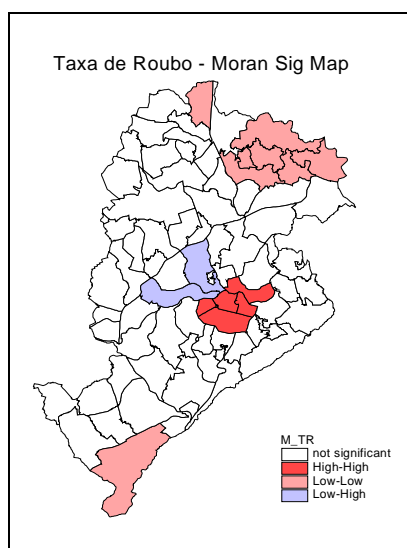
É curioso observar que as UPs Padre Eustáquio e Antônio Carlos têm baixas taxas de roubo quando comparadas às taxas de suas vizinhas, caracterizando heterogeneidade espacial. Entretanto, não se pode considerar estas duas UPs como outliers, pois dividem fronteiras com UPs que apresentam baixas taxas de roubo. Os resultados foram provavelmente causados pelo peso da UP Centro, que possui taxas extremamente elevadas de roubo comparativamente às demais, no cálculo da média dos vizinhos.

Diferentemente do roubo, as taxas de roubo à mão armada (mapa 3) não estão agrupadas em *clusters* com várias UPs. As taxas de roubo à mão armada foram significativamente inferiores para cinco UPs (Serra Verde, Venda Nova, Tupi/Floramar, Boa Vista, Pompéia), quatro delas localizadas na região norte do município, e

⁶ As quatro primeiras UPs foram significativas a 1% as demais a 5%.

⁷ As duas primeiras UPs e a UP Centro foram significativas a 1%, as demais a 5%

Mapa 2 Moran local para Taxas de Roubo

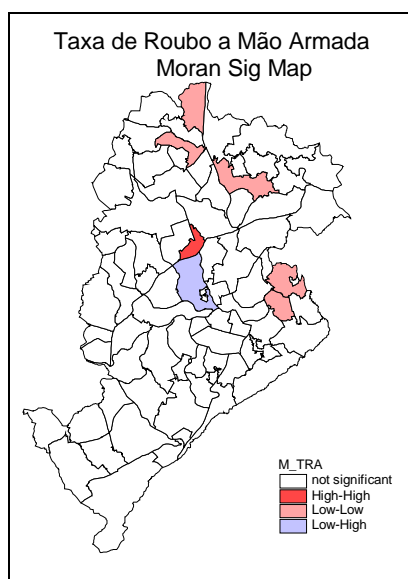


caracterizadas por baixos índices de serviços privados. Além do baixo retorno esperado do crime, esses resultados podem ser explicados provavelmente pelo maior controle social informal, favorecidos pelo baixo índice de serviços privados. Locais com pouco comércio tendem a ter maior controle social porque o anonimato dos membros nestas regiões tendem a ser menor.

A UP São Francisco apresentou autocorrelação espacial positiva com altos valores para as taxas de roubo a mão armada. Neste caso a UP da UFMG foi determinante na alta taxa média de roubo a mão armada de seus vizinhos. Excluindo-se a UFMG, a UP São Francisco poderia ser considerada uma observação atípica (*outlier*), uma vez que todos os outros vizinhos apresentam baixas taxas de roubo.

A UP Antônio Carlos apresentou autocorrelação espacial negativa, o que significa que suas baixas taxas de roubo estão associadas às altas taxas de roubo dos seus vizinhos. Uma possível explicação pode residir no fato de que no meio desta UP está localizada a favela Pedreira Padre Lopes, que é controlada pelos chefes do tráfico de drogas. Os traficantes não têm interesse na presença da polícia na região evitando os roubos à mão armada em seu entorno.

Mapa 3: Moran local para Taxa de Roubo a Mão Armada



Modelos de Econometria Espacial

a) Taxas de homicídio

Os resultados da estimação do modelo, que considera como variável dependente à taxa de homicídio de cada UP, estão reportados na tabela 1. O teste *Moran's I* e os testes assintóticos indicaram a presença de autocorrelação espacial nos resíduos (K-R error, LM-erro, LM robusto-erro). Além disto, o teste para existência conjunta de autocorrelação no erro e na variável dependente defasada foi significativo a 1% sugerindo um modelo SARMA. A estimação do modelo de erro espacial continuou indicando a presença de autocorrelação espacial dos erros, evidenciando novamente um modelo SARMA. A estimação do modelo SARMA mostrou coeficientes significativos a 1% para a variável dependente defasada (W_{tr}) e para o erro (λ), confirmando ser essa a especificação correta.

Tabela 1: Modelos Espaciais para Taxa de Homicídio

Variável independente	OLS	Erro Model (MV)	SARMA (MV)
W_TH	-	-	-28,92***
Constante	11,38	17,64**	19,26
ACA	-73,49**	-176,7***	-135,8***
TMP	0,01	0,05*	0,04*
MM	-0,001	-0,001	-0,001
ESC	11,81	9,24	1,07
ISPR	2,22**	2,81***	1,76**
ESG	-0,04	-0,03	0,002
Lambda	-	0,62***	0,89***
R2 corrigido	0,16	0,46	0,80
Heterocedasticidade			
Breusch-Pagan	-	0,48	0,36
B-P espacial	-	0,48	0,36
Koenker-Bassett	0,09	-	-
Multicolinearidade			
condicional number	12,87	-	-
normalidade dos erros			
Jarque-Bera	412***	-	-
Dependencia espacial-QUP1			
Moran's I (erro)	2,24**	-	-
LM(erro)	3,31*	-	-
LM robusto(erro)	23,67***	-	-
K-R (error)	12,21*	-	-
LM(lag)	0,08	6,42***	-
LMrobusto(lag)	20,44***	-	-
LM (sarma)	23,75***	-	-
LR (erro)	-	10,30***	29,91***
LR (lag)	-	-	-
Hipótese de comum fator			
LR	-	25,99***	51,48***
Wald	-	33,52***	90,43***

Nota: * significativo a 10%, ** significativo a 5%, *** significativo a 1%

O fato da variável dependente ser correlacionada espacialmente com os valores das observações vizinhas evidencia a existência da difusão do homicídio entre as UPs.

Os resultados encontrados para o modelo SARMA indicam que as taxas de homicídio (TH) são negativamente correlacionadas ao nível de acabamento das residências (ACA). Quanto menor o nível de acabamento das residências maior o número de homicídios, confirmando a hipótese de que a criminalidade está relacionada à degradação física da região.

O tempo médio de atendimento da polícia (TMP), incluído no estudo como um indicativo, tanto da presença de policiamento na UP, quanto da sua organização social, mostrou-se positivamente correlacionado (10%) com as taxas de homicídio. Esse resultado confirma a hipótese que, quanto menor a frequência da polícia na região, menor a probabilidade de aprisionamento e maiores as taxas de homicídio. A presença da polícia também está relacionada à capacidade de organização dos moradores. Os resultados confirmaram a hipótese que, em regiões mais organizadas a presença da polícia é mais solicitada, o que faz com que a taxa de homicídios seja menor.

O grau de urbanização da UP, medido através do índice de serviços privados, foi positivamente correlacionado com a TH. Este resultado confirmaria a hipótese de que em regiões mais urbanizadas o controle e a integração social dos moradores tende a ser menor propiciando o aparecimento de crimes.

Taxas de Roubo

A estimação pelos mínimos quadrados ordinários do modelo para as taxas de roubo (tabela 2), também indicou presença de autocorrelação espacial nos termos de erro e na variável dependente (K-R -error, LM-erro, LM robusto-erro). Porém, ao contrário do modelo de homicídio, o teste assintótico para presença de autocorrelação conjunta nos termos de erro e na variável dependente (modelo SARMA) não foi significativo (LM -sarma).

A estimação do modelo de erro espacial confirmou a presença de autocorrelação espacial nos erros, porém a exemplo do modelo para homicídios, o teste LM continuou indicando a presença de autocorrelação espacial na variável dependente (a 5% de significância). A estimação do modelo de defasagem espacial também indicou a presença de autocorrelação espacial no termo de erro, levando novamente à uma especificação SARMA. O fato do modelo mais apropriado ser um SARMA indica que, como no caso dos homicídios, o roubo apresenta características de difusão no espaço.

Os resultados obtidos mostraram que o número de matrículas no ensino médio (MM) está correlacionado positivamente com a taxa de roubo. Este resultado contradiz o esperado pela teoria ecológica, de que quanto mais jovens na escola, maior a integração social e menor as taxas de criminalidade. Por outro lado, poderia-se pensar que têm muitos jovens de 15 a 18 anos na escola têm provavelmente um nível de renda mais alto⁸. Desta forma, UPs que têm mais matrículas no ensino médio exibem maior retorno esperado do crime devendo este locais

⁸ Os jovens poderiam estudar ao invés de trabalhar para complementar a renda familiar.

terem altas taxas de roubo. O índice de serviços privados também se mostrou positivamente correlacionado às taxas de roubo, confirmando a hipótese que, quanto mais urbanizada a UP maior o seu nível de criminalidade.

Tabela 2: Modelos Espaciais para Taxa de Roubo

Variável independente	OLS	Lag Model	Model Erro	Model SARMA
		(MV)	(MV)	(MV)
W_TH	-	-0,29***	-	-281,9**
Constante	573,4**	549,5**	637,5***	509,2**
ACA	-1232,9	-1073,8	-1145,5	-995,6
TMP	0,31	0,35	0,72	0,66
MM	0,09***	0,10***	0,09***	0,10***
ESC	-101,9	-88,6	-171,6	-133,1
ISPR	370,3***	391,3***	357,3***	396,3***
ESG	-2,36	-1,54	-3,14	-2,06
Lambda	-	-	-0,42***	-0,32*
R2 corrigido	0,70	0,74	0,71	0,74
Heterocedasticidade				
Breusch-Pagan	-	0,43	0,44	0,43
B-P espacial	-	0,43	0,44	0,43
Koenker-Bassett	0,03	-	-	-
Multicolinearidade				
condicional number	12,87	-	-	-
normalidade dos erros				
Jarque-Bera	2324,3***	-	-	-
Dependencia espacial-QUP1				
Moran's I (erro)	-1,29	-	-	-
LM(erro)	2,40	2,71*	-	-
LM robusto(erro)	0,28	-	-	-
K-R (error)	566,7***	-	-	-
LM(lag)	3,07*	-	3,78**	-
Lmrobusto(lag)	0,95	-	-	-
LM (sarma)	3,35	-	-	-
LR (erro)	-	-	3,89**	2,20
LR (lag)	-	4,69**	-	-
Hipótese de comum fator				
LR	-	-	4,78	9,53
Wald	-	-	5,05	11,76

Nota: * significativo a 10%, ** significativo a 5%, *** significativo a 1%

Taxas de roubo a mão armada

No modelo para as taxas de roubo a mão armada (tabela 3), a presença de autocorrelação espacial nos termos de erro foi captada somente pelo teste de Kelejian–Robinson, um teste assintótico. A estimação do modelo de erro espacial não indicou a presença de autocorrelação espacial (λ não significativo). Visto que a maioria dos testes são assintótica, foi estimado, à título de confirmação, o modelo de defasagem espacial. A não significância do coeficiente da variável dependente defasada (W_tr) confirmou que o modelo de taxas de roubo à mão armada não apresenta componentes espaciais.

Tabela 3: Modelos Espaciais para Taxa de Roubo a Mão Armada

Variável independente	OLS	Lag Model (MV)	Erro Model (MV)
W_TH	-	-0,02	-
Constante	500,8**	493,5**	530,2***
ACA	1283,2	1258,2	1279,6
TMP	1,04	1,00	1,14
MM	0,51***	0,51***	0,51***
ESC	89,27	90,98	66,45
ISPR	219,7***	218,6***	218,9***
ESG	-3,43	-3,43	-3,70
Lambda	-	-	-0,8
R2 corrigido	0,86	0,87	0,87
Heterocedasticidade			
Breusch-Pagan	-	0,45	0,45
B-P espacial	-	0,45	0,45
Koenker-Bassett	0,06	-	-
Multicolinearidade			
condicional number	12,87	-	-
normalidade dos erros			
Jarque-Bera	619,8***	-	-
Dependencia espacial-QUP1			
Moran's I (erro)	-0,2	-	-
LM(erro)	0,11	0,23	-
LM robusto(erro)	0,28	-	-
K-R (error)	238,3***	-	-
LM(lag)	0,03	-	0,14
Lmrobusto(lag)	0,19	-	-
LM (sarma)	0,31	-	-
LR (erro)	-	-	0,16
LR (lag)	-	0,04	-
Hipótese de comum fator			
LR	-	-	10,82*
Wald	-	-	11,74*

Nota: * significativo a 10%, ** significativo a 5%, *** significativo a 1%

Os resultados obtidos mostraram que as variáveis ecológicas se relacionam de maneira similar ao modelo de roubo. Assim temos, como no caso da taxa de roubo, a MM e o ISPR positivamente correlacionados com a taxa de roubo a mão armada. A explicação destes resultados é similar a anterior.

VI. Considerações finais

Dos resultados da análise exploratória espacial, concluímos que a dinâmica dos homicídios e dos roubos difere. Verificamos que em UPs onde a taxa de homicídios é alta as taxas de roubo e de roubo a mão armada são baixas, o contrário também se verifica. Além disto, vimos que os homicídios estão concentrados em algumas UPs pouco desenvolvidas (a maioria favelas) próximas a UPs mais desenvolvidas. Muitas UPs pouco desenvolvidas não apresentam altas taxas de homicídios indicando que a pobreza não pode ser considerada como a sua causa. Assim, a relação direta entre homicídios e pobreza não é verdadeira. O fato de uma UP ser pobre não significa que ela tenha taxa de crime elevada.

Os modelos econométricos sugeriram que a taxa de homicídio está positivamente correlacionada com os fatores ecológicos, desordem física e social. Desta forma, a taxa de homicídio se relaciona negativamente com o padrão de acabamento e positivamente com o tempo médio de atendimento da polícia e com o índice de serviços privados. Além disto, parte da taxa de homicídio apresentada por uma UP pode estar relacionada à taxa de homicídio da UP vizinha, caracterizando um processo de difusão espacial.

A taxa de roubo e a taxa de roubo a mão armada são correlacionados positivamente com o nível de serviços privados da região. O ISPR é relacionado ao grau de urbanização da região. Assim, quanto mais urbanizada uma região mais difícil o controle social informal e menor a integração entre os moradores levando a uma maior taxa deste tipo de crime. A diferença entre ambos os crimes é que o roubo apresentou difusão entre as UPs e o roubo a mão armada não.

Referências Bibliográficas

- AFONSO, M. R., SOMARIBA, M. G., VALADARES, M. G. **Lutas urbanas em Belo Horizonte**. Petrópolis, Vozes, 1984.
- AKELOF, G., YELLEN, J. Gang behavior, law enforcement and community values. In: AARON, H. J., MANN, T. E., TAYLOR, T. (eds.) **Values and public policy**. Washington, D.C.: Brookings Institution, 1994.
- AMEMIYA, T. **Advanced econometrics**. Oxford: Basil Blackwell, 1985. 521p.
- ANSELIN, L. Exploratory spatial data analysis and geographic information systems. In: PAINHO, M. (Ed.) **New tools for spatial analysis: proceedings of the workshop**. Luxemburgo: EuroStat, 1994. p.45-54
- ANSELIN, L. Exploratory spatial data analysis in geocomputational environment. In: LONGLEY, P. A. et al. (Eds.) **Geocomputation, a primer**. New York: John Wiley, 1998. p.77-94.
- ANSELIN, L. Local indicator of spatial association – LISA. **Geographical Analysis**, v.27, n3, p.93-115, 1995.
- ANSELIN, L. The moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association. In: FISCHER, M. M., SCHOLTEN, H. J., UNWIN, D. (Eds.). **Spatial analytical perspectives on GIS in environmental and socio-economic sciences**. London: Taylor and Francis, 1996. p.111-125.
- ANSELIN, L. **Spatial econometrics: methods and models**. Boston: Kluwer Academic, 1988. 284p.
- ANSELIN, L., BAO, S. **SpaceStat.apr user's guide**. Morgantown: West Virginia University, Regional Research Institute, 1996.
- ANSELIN, L. et al. Spatial analyses of crime. In: DUFFEE, D. (Org.). **Criminal justice 2000, volume 4, measurement and analysis of crime and justice**. Washington, DC: National Institute of Justice, 2000.
- ANSELIN, L. et al. Structural covariates of U. S. county homicide rates: incorporating spatial effects. **Criminology**, n.39, p.201-232, 2001.
- ANSELIN, L. et al. The spatial patterning of county homicide rates: an application of exploratory spatial data analysis. **Journal of Quantitative Criminology**, n.15, p.423-450, 1999
- ARAÚJO JÚNIOR, A. F., FAJNZYLBER, P. Crime e economia: um estudo das microregiões mineiras. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v.31, n. especial. p.630-659, 2000.

- ARAÚJO JÚNIOR, A. F., FAJNZYLBER, P. Violência e criminalidade. In: LISBOA, M., MENEZES FILHO, N. Q. (Orgs.). **Microeconomia e sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: Contra Capa: FGV/EPGE, 2001.
- BEATO, C. Determinantes da criminalidade em Minas Gerais. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v.13, n.37, p.74-89, jun. 1998.
- BEATO, C. et al. Conglomerados de homicídios e o tráfico de drogas em Belo Horizonte de 1995 a 1999. **Caderno de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v.17, n.5, p.1163-1171, 2001
- BEATO, C. et al. **Criminalidade violenta em Minas Gerais: 1986 a 1997**. Belo Horizonte: UFMG, 1998. (Mimeogr.).
- BURSIK JÚNIOR, R. J., GRASMICK, H. G. **Neighborhoods and crime: the dimensions of effective community control**. New York: Lexington Books, 1993.
- CARNEIRO, L. P. **Determinantes do crime na América Latina, Rio de Janeiro e São Paulo**. São Paulo: Universidade de São Paulo, 1999. (Mimeogr.)
- COHEN, J., TITA, G. Diffusion in homicide: exploring a general model for detecting spatial diffusion processes. **Journal of Quantitative Criminology** n.91, p.1309-1335, 1986.
- DURANTE, Marcelo Ottoni; et al. Atlas da Criminalidade de Belo Horizonte: Diagnósticos, Perspectivas e Sugestões de Programas de Controle. Belo Horizonte. CRISP, manuscrito, 2002.
- GLAESER, E., SACERDOTE, B. Why is there more crime in cities? **Journal of Political Economy**, v.107, n.6, p.225-258, Dec. 1999.
- GLAESER, E., SACERDOTE, B., SCHEINKMAN, E. J. Crime and social interactions. **Quarterly Journal of Economics**, v.111, n.2, p.507-548, Mai 1996.
- HUNTER, A. & BAUMER, T.L. Street traffic, social integration and fear of crime. **Sociological Inquiry** n.52, p.122-131, 1982.
- HUNTER, ALBERTO. The ecology of Chicago: Persistence and change 1930-1960 **American Journal of Sociology**, v.77, n.3, p. 425-444, nov 1971
- HUNTER, ALBERTO. Private, parochial and public social orders: the problem of crime and incivility in urban communities. In SUTTLES, G. & ZALD, M. (orgs) **The challenge of social control**. Norwood, N. J.: Ablex, 1985

- KELEJIAN, H. H., ROBINSON, D. P. Spatial autocorrelation. a new computationally simple test with an application to per capita country police expenditure. **Regional Science and Urban Economics**, v. 22, n.3, p317-333, Sept. 1992.
- KELLING, George & COLES, Catherine. **Fixing broken windows: restoring order and reducing crime in our communities**. New York: Free Press, 1996.
- MORENOFF, J. D., SAMPSON, R. J. Violent crime and the spatial dynamics of neighborhood transition: Chicago, 1970-1990. **Social Forces** n.76, p.31-64, 1997.
- MORENOFF, J. D., SAMPSON, R. J., RAUDENBUSH, S.W. Neighborhood inequality, collective efficacy, and the spatial dynamics of urban violence. **Criminology**, n.39, p.517-560, 2001.
- SAMPSON, Robert J. & GROVES, W. B. Community structure and crime: testing social disorganization theory **American Journal of Sociology** n.94, p.774-802, 1989.
- SHAW & McKay. **Juvenile Delinquency in Urban Areas**. ed(rev) Chicago, University of Chicago Press, 1942.
- STARK, Rodney. Deviant places: a theory of the ecology of crime **Criminology**, v.25, n.4, 1987.
- WILSON, James Q. & KELLING, George The police and neighborhood safety: broken windows. **Atlantic Monthly**, Mar, p.29-38, 1982
- WILSON, James Q. & KELLING, George. Making Neighborhoods Safe **Atlantic Monthly**, Fev, 1989.
- NASCIMENTO, Elimiar P.. Violência urbana:brasileira no final do século XX. In ZAVERUCHA, Jorge & BARROS, M. R. N. (Orgs) **Violência e segurança pública no Brasil e na América Latina**. Recife. Fundação Joaquim Nabuco/ Escola de Governo e Políticas Públicas. Ed: Massangana, 2002.