

Amenidades Urbanas e Correlação Espacial: uma Análise Intra-urbana para BH (MG)

Paulo Brígido Rocha Macedo*

Rodrigo Simões**

Sumário: 1. Introdução; 2. Metodologia e descrição das variáveis; 3. Análise dos resultados empíricos; 4. Considerações finais.

Palavras-chave: correlação espacial; estrutura intra-urbana; matrizes de vizinhança.

Códigos JEL: R0 e R1.

Este trabalho pretende avaliar alguns aspectos da estrutura espacial urbana de Belo Horizonte (MG). Em contraste com a abordagem consagrada na literatura que tem nos preços – aluguéis, preços de venda etc. – a principal variável analítica, procura avaliar outros determinantes da configuração urbana do município, tais como qualidade de habitação, meio ambiente e amenidades urbanas. Para isto utiliza abordagem de econometria espacial, descrevendo padrões de ocupação do espaço urbano, concentrando-se nos conceitos de correlação espacial, vizinhança geográfica e tempo de acesso.

This study evaluates some characteristics of the urban spatial structure of Belo Horizonte (MG), Brazil. Differently from the standard approach in urban economics, which relies on variables such as housing unit rents and sales prices, it investigates the role of other determinants of urban configuration – such as housing unit quality, environment and urban amenities – in shaping the urban structure. It uses spatial econometrics methods, with emphasis in concepts such as spatial correlation, physical neighborhood and travel time.

1. Introdução

A maior parte da literatura clássica sobre estruturas espaciais urbanas procura examinar as determinações econômicas da organização do espaço. Tanto do ponto de vista das relações entre conurbações urbanas, como nos sistemas de cidades, quanto das abordagens de redes intra-urbanas (Berry, 1967), o enfoque recai, invariavelmente, naquilo que Richardson (1975:127) chamou de “(...) conflito entre minimização de custos e o desejo de acessibilidade”. Esse *trade-off* implica necessariamente abordagens que têm na determinação locacional seu ponto central.

* Professor do Cedeplar/Face/UFMG; e-mail: paulobrm@cedeplar.ufmg.br.

** Professor da Face/UFMG e PUC-MG; e-mail: limoes@cedeplar.ufmg.br.

Por sua vez, decisões locacionais são afetadas por um conjunto de fatores diversos, segundo a natureza das atividades. A literatura sobre fatores de determinação locacional é extensa e conhecida, não cabendo aqui maiores considerações. Contudo, mais recentemente, observa-se aumento considerável da incorporação do fator “amenidades urbanas” como determinante locacional de atividades tanto residenciais como não-residenciais.

Sivitanidou e Sivitanides (1995) utilizam variáveis relacionadas às amenidades urbanas para o estudo da distribuição intrametropolitana de atividades de pesquisa e desenvolvimento; Malecki (1984), Markussen et alii (1986) e Angel (1989) as relacionam com a atração de cientistas e tecnólogos para áreas urbanas; Herzog e Schlottmann (1993) e Blomquist et alii (1988) tomam as amenidades como um dos determinantes da qualidade de vida e da escala de centros urbanos; Smith et alii (1988) associam-nas às decisões locacionais residenciais; Gyourko e Tracy (1988) preocupam-se basicamente com a oferta de serviços locais e sua taxaço, associadas às escolhas residenciais e ao mercado de trabalho; Knapp e Graves (1989) trabalham a relação entre amenidades, migraçoes e desenvolvimento regional; e Gottlieb (1994 e 1995) vincula amenidades urbanas à localizaço de firmas e ao próprio desenvolvimento econômico urbano.

Apesar das diferentes concepçoes do conceito, pode-se afirmar, como Gottlieb (1995:1.413), que, genericamente, “(...) *residential amenities may be defined as place-specific goods or services that enter the utility functions of residents directly*”. Assim, caso se considere a oferta de amenidades urbanas como fator importante nas decisçoes locacionais, pode-se afirmar que os mesmos são também determinantes da estrutura espacial urbana, posto que esta se conforma como cristalizaço de dinâmicas locacionais específicas (Richardson, 1975).

Este trabalho pretende avaliar alguns aspectos da estrutura espacial urbana de Belo Horizonte (MG). Em contraste com a abordagem consagrada na literatura, que tem nos preços – alugueis, preços de venda etc. – a principal variável analítica,¹ procura avaliar outros determinantes da configuraço urbana do município, tais como qualidade de habitaço, meio ambiente e amenidades urbanas. Para isso utiliza uma abordagem de econometria espa-

¹ O Ipead/MG mantém uma série de informações completas e atualizadas sobre o mercado imobiliário belo-horizontino de utilização típica para trabalhos de economia urbana. Dentre os trabalhos recentes que fizeram uso dessa base de dados incluem-se Macedo (1996), Aguirre & Macedo (1996) e Moscovitch (1996).

cial, descrevendo padrões de ocupação do espaço urbano, concentrando-se nos conceitos de correlação espacial, vizinhança geográfica e tempo de acesso.

O trabalho está dividido em três seções. A primeira apresenta os aspectos metodológicos – *Moran's statistics e spatial regression* – e a descrição das variáveis utilizadas. Na segunda seção apresentam-se a construção dos modelos e a discussão dos resultados para Belo Horizonte. A terceira seção conclui o trabalho, apontando aprofundamentos necessários e novas alternativas de pesquisa.

2. Metodologia e Descrição das Variáveis

2.1 Metodologia

Autocorrelação espacial

Desde a publicação do livro *Spatial autocorrelation*, por Cliff e Ord (1973), uma questão importante na análise estatística de qualquer fenômeno geograficamente identificável tem sido a possível existência de efeitos locais. Métodos estatísticos específicos, desenvolvidos primeiramente para a geografia e posteriormente estendidos às ciências sociais, permitem verificar se a presença de um fenômeno em uma área (distrito, cidade, estado) torna sua existência em áreas vizinhas mais ou menos provável. Caso a probabilidade se altere com a proximidade geográfica, existem efeitos locais, e diz-se que o fenômeno apresenta autocorrelação espacial. Uma probabilidade maior do que aquela associável a um padrão de distribuição aleatório caracteriza autocorrelação espacial positiva. Nesse caso, a presença do fenômeno se registra com mais intensidade em aglomerações (*clusters*) ou grupos contíguos de unidades de área. Em contraste, uma probabilidade menor do que aquela associável a um padrão espacial aleatório caracteriza autocorrelação espacial negativa. Aqui o padrão de distribuição se compara, no limite, à *alternância regular* das casas de um tabuleiro de xadrez: uma casa branca (unidade de área) tem fronteira comum, nos seus quatro lados, somente com casas pretas.

A noção de autocorrelação espacial requer que se determine que unidades de área no sistema espacial têm influência na unidade objeto de análise. Em termos formais, trata-se de implementar as noções topológicas de “vizinhança” e “vizinho mais próximo”. Essa implementação se faz com a “matriz de pesos espaciais”, cujos exemplos incluem tanto a matriz de contigüidade binária de

Moran (1950) como a matriz (mais geral) proposta por Cliff e Ord (1973), que usam uma combinação de distância entre duas entidades espaciais e proporção de fronteira comum.²

Este trabalho se utiliza da matriz de pesos de contigüidade binária, onde cada entrada na i -ésima linha da matriz (unidade de área analisada) e na j -ésima coluna (unidade vizinha) terá o valor de um quando existir fronteira comum entre as duas, e de zero em caso contrário.

Para o conjunto de indicadores de qualidade de vida urbana analisado aqui, procura-se determinar a presença de autocorrelação espacial por meio de estatística I de Moran. A expressão a ser computada é escrita abaixo:

$$I = (N/S_0)\Sigma_i\Sigma_jw_{ij}z_iz_j/\Sigma_i(z_i)^2$$

onde N é o número de unidades analisadas, $w_{ij}(i, j = 1, 2, \dots, N)$ são os elementos da matriz de pesos, W , $z_i(i = 1, 2, \dots, N)$ os desvios da média da variável considerada, e S_0 a soma dos pesos cuja expressão é:

$$S_0 = \Sigma_i\Sigma_jw_{ij}$$

A normalização da matriz de pesos é procedimento comum no caso de matrizes de contigüidade binária. Essa normalização se faz igualando-se a um a soma dos pesos w_{ij} das unidades vizinhas (ao longo do perímetro) à i -ésima unidade. Nesse caso, $\Sigma_jw_{ij} = 1$, e $S_0 = \Sigma_i\Sigma_jw_{ij} = N$.

Conforme discutido em Cliff e Ord (1973), pode-se demonstrar que I é assintoticamente normalmente distribuído quando o número N de unidades analisadas aumenta. Os momentos da distribuição de I (média $E[I]$ e variância $VAR[I]$) podem ser calculados sob dois pressupostos alternativos: a hipótese da aleatorização por permutação ou a hipótese da normalidade. A primeira hipótese – adotada neste trabalho – leva ao cômputo de $E[I]$ e $VAR[I]$ relativos ao conjunto de todos os valores possíveis de I , pressupondo-se que as observações $z_i(i = 1, 2, \dots, N)$ da variável analisada sejam repetidamente permutadas de forma aleatória dentro do sistema de unidades espaciais considerado. Há $N!$ valores distintos de I computáveis dessa forma. A segunda hipótese pressupõe que os valores de $z_i(i = 1, 2, \dots, N)$ se constituam em N extrações independentes de uma população distribuída normalmente.

² Uma discussão ampla sobre matrizes de pesos espaciais encontra-se em Anselin (1988).

Inferência estatística com o I de Moran pode ser obtida por meio de seu correspondente valor normalizado I_z cuja expressão é dada por:

$$I_z = \{I - E[I]\} / SD[I] \quad (1)$$

onde I é o valor computado de acordo com a expressão (1), e $E[I]$ e $SD[I]$ são a média e o desvio-padrão computados dentro do pressuposto de aleatorização.

A hipótese nula (básica) a ser testada é a de não-existência de autocorrelação espacial. A rejeição dessa hipótese pode se dar para valores positivos ou negativos de I_z . Valores positivos e estatisticamente significativos de I_z indicam autocorrelação espacial positiva, isto é, padrão de distribuição da variável analisada na forma de aglomerados de unidades de área com magnitudes semelhantes. Valores negativos e estatisticamente significativos de I_z indicam autocorrelação espacial negativa, isto é, padrão de distribuição da variável analisada com ausência de aglomerados de magnitudes semelhantes mais definida do que aquela associável a uma distribuição espacial aleatória.

Modelos de dependência espacial

Anselin (1988) sugere distinguir entre “estatística espacial” e “econometria espacial”: a primeira procura estabelecer regularidades empíricas a partir dos dados observados (*data-driven approach*), e a segunda busca validar estatisticamente teorias ou modelos preestabelecidos (*model-driven approach*). Uma aplicação típica de estatística espacial é a análise de dados com a estatística I de Moran referida no tópico anterior; um exemplo da abordagem “econometria espacial” é a validação de uma formulação teórica que relacione uma variável em um sistema de unidades espaciais à sua magnitude nas unidades vizinhas relevantes e a um conjunto de outras variáveis características da unidade analisada. Caso a contribuição das unidades vizinhas seja relevante, diz-se que o fenômeno analisado apresenta dependência espacial. De forma geral, dependência espacial se caracteriza pela existência de uma relação funcional entre o que acontece em um ponto no espaço e o que acontece em outros pontos do sistema.

De acordo com a taxonomia de Anselin, modelos de regressão linear espacial para dados em corte transversal podem ser expressos na forma:

$$y = \rho W_y + X\beta + \varepsilon, \quad (2a)$$

$$\varepsilon = \lambda W_\varepsilon + u, \quad u \sim N[0, (\sigma_u)^2], \quad (2b)$$

onde y é um vetor de N observações da variável dependente, β é um vetor de K parâmetros associados a variáveis “explicativas” (exógenas), X é uma matriz $N \times K$ com todas as observações das variáveis exógenas, ρ é o coeficiente (escalar) da variável dependente defasada espacialmente, e λ é o coeficiente (escalar) do choque estocástico espacialmente defasado (defasagem de primeira ordem em ambos os casos).

O modelo de regressão linear clássico (sem efeitos espaciais) tem valores de parâmetros $\lambda = 0$, $\rho = 0$; o modelo de regressão linear com defasagem espacial (*spatial lag model*) tem valores $\lambda = 0$, $\rho \neq 0$; o modelo de erro estocástico com defasagem espacial (*spatial error model*) tem valores $\lambda \neq 0$, $\rho = 0$; e o modelo generalizado tem valores $\lambda \neq 0$, $\rho \neq 0$. Exemplos do emprego da equação (2) são Case (1992), que analisa se a decisão de adotar uma inovação tecnológica agrícola por parte de um agricultor é influenciada pela atitude relativamente à adoção da mesma pelos seus vizinhos; Molho (1996), que estuda os efeitos espaciais de choques de demanda locais nas correspondentes taxas de desemprego; e Murdoch et alii (1993), que investigam os dispêndios de governos locais com recreação. Nesses três casos, a evidência empírica corrobora a hipótese dos chamados “efeitos de transbordamento” (*spillover effects*) dos fenômenos estudados para além das fronteiras administrativas das unidades de análise.

2.2 Regionalização e descrição das variáveis

As informações utilizadas neste trabalho fazem parte do banco de dados do IQVU/BH,³ tendo como base o ano de 1994. Os dados são apresentados para 81 unidades espaciais de Belo Horizonte, derivados de uma regionalização do município que procurou manter a homogeneidade entre as mesmas. Para tanto, os limites de cada recorte espacial (Unidades de Planejamento – UP, adotadas pelo Plano Diretor de BH/1995 aprovado pela Câmara Municipal em 1996) foram definidos considerando: “(...) o contorno das regiões administrativas da PBH; grandes barreiras físicas naturais e construídas; continuidade da ocupação; padrão de ocupação” (IQVU, 1996). Um aspecto importante a ser ressaltado nessa regionalização é que os maiores aglomerados de favela e conjuntos habitacionais de baixo padrão foram considerados unidades espaciais

³ O IQVU/BH foi elaborado pela Secretaria Municipal de Planejamento (SMPL) da Prefeitura de Belo Horizonte (PBH) na gestão 1993-96, juntamente com uma equipe multidisciplinar da PUC-MG.

independentes, evitando-se disparidades intra-unidades de planejamento, que poderiam mascarar diferenciais relevantes do padrão de ocupação do espaço.

A partir dessa regionalização, este trabalho vai utilizar dois conjuntos de informações. O primeiro diz respeito às variáveis principais, presentes nos modelos da seção a seguir e cuja descrição está no quadro. O segundo se refere à metodologia do trabalho, vale dizer, o cálculo do IQVU/BH necessita uma matriz não-simétrica de tempos de viagem entre cada uma das unidades espaciais para que se possa inferir o acesso da população a bens e serviços não localizados na própria unidade de planejamento – UP (Lemos, Esteves & Simões, 1995). Dessa forma, foi construído na BHTrans (Empresa Municipal de Transportes de Belo Horizonte) um sistema que calculou o tempo médio de deslocamento, utilizando transporte coletivo, entre os núcleos de cada unidade espacial (Parr, 1995), tomados como centro de oferta de serviços – ao estilo “lugar central” de Christaller – de cada UP, tal como definidos no Plano Diretor de Belo Horizonte. Esse cálculo é função de: a) tempo médio efetivo de viagem em momentos de “pico” e “vale” do trânsito da cidade; b) tempo médio de espera; e c) tempo médio de deslocamento até as paradas de ônibus.⁴

Mais que isso, a matriz leva em conta as especificidades da malha urbana, já que o tempo de deslocamento de um ponto *a* qualquer até um ponto *b* qualquer não necessariamente é igual ao tempo de *b* até *a*, isto é, a matriz não é simétrica, proporcionando maior aderência à realidade urbana.

Dessa matriz de tempo de acesso (*travel time*) foi derivada a matriz de pesos Access (contigüidade binária), definida na subseção anterior. Essa matriz Access tomou como limite superior de vizinhança o tempo de 60 minutos, ou seja, acima desse limite as unidades não são consideradas contíguas, mesmo que façam divisa geográfica. Esse procedimento pode ser considerado uma relativa inovação deste trabalho, pois a tradição é usar apenas a matriz de contigüidade geográfica (Geog). Nessa abordagem metodológica, a incorporação de tempos de viagem faz com que importantes aspectos da realidade intra-urbana sejam ressaltados conforme discutido na seção seguinte. As variáveis utilizadas, suas fontes e formas de construção estão descritas no quadro a seguir.

⁴ *Esse modelo, extremamente sofisticado do ponto de vista formal, é alimentado continuamente por pesquisas de origem-destino e opinião dos usuários. Há também previsão de que o deslocamento por transporte privado e táxis também seja incorporado ao sistema.*

Quadro
Descrição das variáveis

Variável	Fonte	Descrição
Serviços urbanos (VSU)	Prodabel*	Serviços pessoais e de comunicação, especificamente número <i>per capita</i> de agências bancárias, pontos de táxi, postos de gasolina, agências de correio, bancas de jornal, telefonia pública. ^a
Renda <i>per capita</i> (YPC)	IBGE	Renda média do domicílio por UP. ^b
Habitação (Habit)	Prodabel/IBGE	Área construída por habitante, padrão de acabamento das moradias, número de pessoas por dormitório.
Meio ambiente (AMB)	PBH/IGC-UFGM	Conforto acústico (número de perturbações ruidosas), qualidade do ar (número de autuações por emissão de CO ²), área verde (por habitante, medida por sensoriamento remoto).
Segurança patrimonial (SCPT)	Copom/PMMG**	Roubo e furto de veículos, moradias e estabelecimentos comerciais.
Segurança pessoal (CSP)	Copom/PMMG	Homicídios, tentativas de homicídio, estupro, roubos, atentados ao pudor, lesões corporais etc.

*Empresa de Processamento de Dados do Município de Belo Horizonte; **Centro de Processamento de Dados da Polícia Militar de MG.

^aOs serviços urbanos de caráter público – educação, saúde, saneamento básico, infra-estrutura – não foram considerados neste trabalho, pois são objeto de investigação em trabalho em andamento. As conclusões do presente trabalho referem-se aos serviços tipicamente privados, ao estilo de Christaller; ^bA Probabel (Empresa de Processamento de Dados de BH) desenvolveu uma técnica de interseção de polígonos que permite a transposição dos dados de setores censitários para a agregação em unidades de planejamento (UP).

3. Análise dos Resultados Empíricos

Preliminarmente à discussão dos resultados empíricos, é necessário observar que, para efeito dos modelos analisados a seguir, são consideradas amenidades urbanas os serviços urbanos definidos no quadro. A justificativa é que esses serviços são um indicador potente da dinamicidade econômica dos espaços intra-urbanos. Mais que indicar presença ou ausência da ação do poder público no papel de provedor de serviços básicos (saúde, educação, infra-estrutura), um indicador que priorize os serviços privados pode proporcionar uma real medida da organização econômica do espaço. Obviamente, para trabalhos preocupados com decisão locacional intra-urbana, residencial ou comercial, os aspectos relativos aos serviços públicos devem ser considerados. Neste trabalho, a exceção se faz nas variáveis relacionadas à violência, estudadas aqui apenas do ponto de vista da possível existência de autocorrelação espacial.

A implementação empírica da análise faz uso do programa estatístico Spacestat, versão de 1992, desenvolvido por Anselin para o tratamento estatístico de dados espaciais. Essa análise procura determinar a possível existência de padrões não-aleatórios de distribuição espacial das variáveis analisadas por meio do teste de autocorrelação espacial de Moran e examina a validação estatística de modelos de regressão linear com defasagem espacial (*spatial lag models*) com algumas das variáveis selecionadas.

Os resultados da análise estatística estão apresentados nas Tabelas 1 a 3.

Tabela 1
Estatísticas descritivas

Variável	Média	Variância	Mínimo	Máximo	Intervalo
VSU	0,0670	0,0154	0,0003	0,6085	0,6082
YPC	522,90	592,34	104,74	3994,46	3889,72
Habit	0,5476	0,2641	0,0047	0,9455	0,9409
AMB	0,6253	0,0664	0,3147	0,9501	0,6353
SCPT	0,2078	0,1459	0,0001	0,6405	0,6405
CSP	0,3799	0,0306	0,0001	0,7529	0,7528

As Tabelas 1 e 2 se referem a estatísticas descritivas e diagnósticos de autocorrelação espacial das variáveis consideradas neste trabalho. Três delas apresentam autocorrelação espacial positiva (unidades de área formam aglomerados de magnitudes semelhantes) com a vizinhança espacial definida – tanto dentro do conceito de fronteira geográfica comum (matriz de pesos espaciais Geog) quanto dentro do conceito de tempo de acesso (matriz de pesos espaciais Access). Esse é o caso de renda *per capita* e habitação, significativas ao nível de 5% nos dois critérios, e segurança patrimonial, significativa a 5% no critério de vizinhança geográfica e a 10% no critério de vizinhança por tempo de acesso. No que se refere a serviços urbanos, a variável apresenta autocorrelação espacial negativa ao nível de 5% no critério de tempo de acesso, e se distribui aleatoriamente (hipótese de autocorrelação espacial inexistente não rejeitada) dentro do critério de vizinhança geográfica. Com relação ao registro de roubos, a evidência sugere autocorrelação espacial negativa ao nível de 5% dentro do critério de tempo de acesso (probabilidade de ocorrência maior na vizinhança de “áreas seguras”), mas não corrobora a hipótese de autocorrelação espacial (ausência de padrão de distribuição espacial definido), caso o critério seja vizinhança geográfica. Finalmente, as variáveis meio ambiente e segurança pessoal apresentam distribuição espacial aleatória (inexistência de autocorrelação espacial), qualquer que seja o critério de vizinhança considerado.

Tabela 2
Diagnóstico de autocorrelação espacial

Variável	Teste <i>I</i> de Moran ^c	
	Matriz de Pesos Espaciais	
	Access	Geog
VSU	-0,0723(-1,21) ^a	0,0520(0,92)
YPC	0,1794(4,12) ^b	0,3306(5,15) ^b
Habit	0,1199(2,60) ^b	0,3021(4,22) ^b
AMB	0,0192(0,69)	-0,0017(0,17)
SCPT	0,0601(1,43) ^a	0,1333(1,98) ^a
CSP	-0,0033(0,19)	0,0316(0,60)

^aValor significativo a 10%; ^bvalor significativo a 5% e ^c*z-value* entre parênteses.

A Tabela 3 apresenta os resultados da validação estatística de modelos lineares com defasagem espacial (*spatial lag models*) para especificações que têm serviços urbanos e habitação como variáveis dependentes.

Os resultados da estimação do modelo linear para serviços urbanos, $VSU = f(C, W_VSU, YPC)$, estão registrados na Tabela 3.1. Indicam um bom ajustamento do modelo dentro do critério de tempo de acesso: existe uma correlação negativa estatisticamente significativa entre a presença de serviços urbanos em uma área e a presença dos mesmos em unidades vizinhas. A interpretação sugerida pelos resultados é que a presença de serviços urbanos em uma unidade de análise depende de sua renda *per capita* e da menor disponibilidade dos mesmos nas unidades vizinhas por tempo de acesso (matriz de pesos Access). Em termos de vizinhança geográfica, o modelo não apresenta bom ajustamento.

Tabela 3.1
Coeficientes^a da regressão: $VSU = f(C, W_VSU, YPC)$

Matriz de Pesos	Access	Geog
Constante	5,2812(-18,43) ^b	-3,5218(-5,33) ^b
W_VSU(vizinhança)	-0,0394(-4,95) ^b	0,1932(1,28)
YPC	0,0007(2,57) ^b	0,0006(2,06) ^b
R ²	0,2711	0,0827
<i>Spatial lag test</i> (ρ)	19,77 ^b	1,79
<i>Spatial error test</i> (λ)	0,33	3,72 ^b

^a z-value entre parênteses; ^b valor significativo a 5%.

Os resultados da estimação com duas especificações alternativas do modelo linear para habitação, $Habit = f(C, W_Habit, YPC)$ e $Habit = f(C, W_Habit, YPC, AMB)$, estão na Tabela 3.2.

Tabela 3.2

Coeficientes^a da regressão: $Habit = f(C, W_Habit, YPC, AMB)$

Matriz	Access	Geog	Access	Geog
Constante	0,4238(9,11) ^b	0,2637(3,56) ^b	1,3223(5,35) ^b	1,0727(4,48) ^b
W_Habit(vizinhança)	0,0085(1,14)	0,3857(2,98) ^b	0,0160(2,26) ^b	0,4454(3,72) ^b
YPC	0,0002(3,59) ^b	0,0001(2,80) ^b	0,0001(3,17) ^b	0,0001(2,36) ^b
AMB	-	-	-1,4641(-3,70) ^b	-1,3252(-3,68) ^b
R ²	0,1675	0,1986	0,2896	0,3054
<i>Spatial lag test</i> (ρ)	1,27	7,12 ^b	4,71 ^b	10,35 ^b
<i>Spatial error test</i> (λ)	0,01	3,03 ^b	0,18	0,72

^a z-value entre parênteses; ^b valor significativo a 5%.

Em contraste com os resultados para serviços urbanos, o critério de vizinhança geográfica produz os melhores ajustamentos para as duas especificações da variável dependente habitação. Em termos da primeira especificação, padrões de habitação se correlacionam positivamente tanto com padrões de habitação de seus vizinhos geográficos quanto com sua própria renda. Nesse caso, entretanto, o modelo estimado dentro do critério de tempo de acesso não tem bom ajustamento. Quando se introduz a variável meio ambiente (segunda especificação), os dois critérios de vizinhança validam o modelo com todas as variáveis “explicativas” sendo estatisticamente significantes, embora o ajustamento com o conceito de vizinhança geográfica seja ainda um pouco melhor.⁵ Esta segunda especificação apresenta, contudo, correlação negativa entre habitação e meio ambiente cuja explicação está na estrutura espacial intra-urbana da cidade: as unidades urbanas localizadas nas franjas do município apresentam baixo padrão de habitação e baixa renda *per capita*, mas excelentes valores para os indicadores ambientais.

⁵ A correlação negativa entre as variáveis AMB e Habit pode parecer incongruente, mas é decorrência do processo de construção das mesmas. Vale dizer, a variável AMB tem na cobertura vegetal por habitante seu principal componente, e este é negativamente correlacionado à área construída por habitante, base da variável Habit.

4. Considerações Finais

Os resultados discutidos na seção anterior se incluem em dois grupos. O primeiro se refere à determinação da presença de regularidades empíricas na distribuição espacial das variáveis analisadas, caracterizando a chamada autocorrelação espacial; o segundo diz respeito à validação de modelos de regressão linear com defasagem espacial envolvendo algumas dessas variáveis.

A presença de autocorrelação espacial é corroborada para as variáveis serviços urbanos e habitação, tanto com a utilização da matriz de contigüidade baseada no critério de tempo de acesso Access (valor mais significativo do *z-value* para serviços) quanto com a matriz baseada no critério de contigüidade geográfica Geog (maior *z-value* para habitação). Isso revela a clara diferença existente entre os padrões de associação geográfica para serviços e habitação. Vale dizer, os padrões de qualidade de habitação parecem ser mais sensíveis à proximidade geográfica, configurando a formação de *clusters*, fisicamente aglomerados. Isso faz sentido quando se considera a questão da valorização imobiliária de construções de alto padrão, dependentes da proximidade de outras áreas de padrão semelhante. Ou seja, a existência de construções de baixo padrão na vizinhança de um *a* qualquer faz com que haja uma tendência a se manter tal nível de construção no mesmo local.

O diagnóstico referente a serviços urbanos corrobora a hipótese de autocorrelação espacial negativa em termos de acesso temporal. O valor negativo do coeficiente *z* indica ausência de *clusters* de forma mais acentuada do que seria de se esperar em um padrão completamente aleatório. Por outro lado, o padrão de distribuição dos serviços urbanos é aleatório (inexistência de autocorrelação espacial) quando o critério de vizinhança é geográfico. Isso sugere duas interpretações. A primeira é que, em termos de “vizinhos por tempo de acesso”, os serviços urbanos mantêm um padrão espacial ao estilo “tabuleiro de xadrez”, isto é, se há forte presença de oferta de serviços em um lugar *a* qualquer, existe menor probabilidade de que a vizinhança de *a* também possua altos níveis de “amenidades”, tais como definidas anteriormente. A segunda é que a presença ou ausência de serviços urbanos em uma unidade de planejamento não permite inferência sobre a disponibilidade dos mesmos nos vizinhos geográficos.

Quanto às informações relativas a segurança, há diferenciação marcante entre crimes e contravenções relativos ao patrimônio ou às pessoas. Vale dizer, para qualquer dos conceitos de vizinhança – tempo real ou geográfico –, os

crimes contra a vida não apresentam qualquer regularidade espacial (baixos valores de z), ao contrário dos crimes contra o patrimônio (valores de z significativos). Um nível maior de desagregação revela que as informações sobre “roubos e furtos” apresentam padrão ainda mais interessante. O critério de vizinhança geográfica, na construção da matriz de pesos espaciais, leva à aceitação da hipótese de inexistência de autocorrelação espacial, enquanto o critério de vizinhança por tempo de acesso (*travel time*) valida estatisticamente a existência de autocorrelação espacial negativa para a mesma variável. Isso parece indicar duas características urbanas: a) há padrões de vizinhança diferenciados em termos de acesso – no caso, à oportunidade de roubar; e b) se há grande quantidade de roubos em certo a , qualquer das regiões geograficamente vizinhas será provavelmente mais segura.⁶

Os modelos *spatial lag* analisados permitem caracterizar aspectos interessantes da estrutura intra-urbana de Belo Horizonte. Os resultados sugerem que a variável serviços, quando a especificação inclui tanto a oferta de serviços na vizinhança quanto a renda *per capita*, apresenta o padrão “tabuleiro de xadrez”. Em outras palavras, trata-se da concepção simples de que a oferta de serviços intra-urbanamente depende: a) da ausência de oferta dos mesmos na vizinhança; e b) da capacidade de demanda, medida pela renda *per capita*, do lugar, sendo os resultados fortemente significativos. Essa representação intuitiva da noção de “limite crítico” serve como aproximação à estrutura urbana de Belo Horizonte: concentrada na oferta de serviços, fortemente unicentral para alguns tipos de bens superiores, radialmente distribuída em amenidades de ordem inferior. Esse padrão diz respeito a uma característica básica da oferta de serviços urbanos, principalmente numa cidade marcada por fortes características de centralidade. De acordo com Harwitz e Lentnek (1995) “(...) *the key concepts of a central place theory are range, threshold and hierarchy*”, associados na concepção de “área de mercado”, que por sua vez necessita uma aproximação da idéia de nível de demanda. Portanto, a própria versão clássica da teoria dos lugares centrais tem as indicações que poderiam explicar aquele comportamento específico.

⁶ A associação de informações sobre segurança a dados de renda per capita, antiguidade de ocupação, desigualdade intra-urbana etc., através de econometria espacial, poderia testar hipóteses clássicas sobre o comportamento da segurança urbana. Há uma pesquisa em andamento, utilizando o mesmo instrumental analítico, que procura mostrar o possível padrão espacial da violência intra-urbana na região metropolitana de Belo Horizonte.

Com respeito à variável “habitação” e conforme já frisado acima, ela apresenta autocorrelação espacial positiva sob o critério de vizinhança geográfica, ou seja, padrões de habitação semelhantes tendem a se aglomerar fisicamente. Na especificação do modelo, que inclui “habitação defasada” e “renda *per capita*” como determinantes de “habitação”, os testes estatísticos validam a formulação com matriz de pesos espaciais dentro do critério de vizinhança geográfica, mas não dentro do critério de vizinhança por tempo de acesso.

Outra especificação relaciona as variáveis “habitação defasada”, “meio ambiente”, e “renda *per capita*” como determinantes de “habitação”. Os resultados dos testes estatísticos são significativos; contudo, verifica-se correlação negativa entre meio ambiente e qualidade da habitação. Isso pode parecer contraditório, mas é retrato fiel da estrutura espacial intra-urbana da cidade. Vale dizer, as unidades urbanas localizadas nas franjas do município – periferia, no sentido clássico do termo – apresentam baixo padrão de habitação e baixa renda *per capita*, mas, em contraste, excelentes valores para os indicadores ambientais (baixa poluição sonora, baixa poluição do ar e elevados valores de área verde). Essas características apenas reafirmam o padrão de organização espacial da cidade, com as atividades geradoras de *ambiental disamenities* (comércio, serviços, trânsito) concentradas nos lugares mais valorizados do ponto de vista do padrão de habitação.

Referências Bibliográficas

Aguirre, A. & Macedo, P. B. R. Estimativas de preços hedônicos para o mercado imobiliário de Belo Horizonte. In: *Anais XVIII Encontro da Sociedade Brasileira de Econometria*. Águas de Lindóia, São Paulo, 1996.

Angel, David P. The labor market for engineers in the US semi-conductor industry. *Economic Geography*, 65(1):99-112, 1989.

Anselin, L. *Spatial econometrics: methods and models*. Dordrecht, Kluwer Academic, 1988.

_____. *Spacestat, a program for the statistical analysis of spatial data*. 1992.

Berry, B. J. L. Cities as systems within systems of cities. In: Friedmann, J. & Alonso, W. (eds.). *Regional development and planning – a reader*. Cambridge, Massachusetts, MIT Press, 1967.