ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of

ZBW Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Furtado, Bernardo Alves

Working Paper

Análise quantílica-espacial de determinantes de preços de imóveis urbanos com matriz de bairros: Evidências do mercado de Belo Horizonte

Texto para Discussão, No. 1570

Provided in Cooperation with:
Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Furtado, Bernardo Alves (2011) : Análise quantílica-espacial de determinantes de preços de imóveis urbanos com matriz de bairros: Evidências do mercado de Belo Horizonte, Texto para Discussão, No. 1570, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/91307

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

1570
TEXTO PARA DISCUSSÃO

ipea

ANÁLISE QUANTÍLICA-ESPACIAL DE DETERMINANTES DE PREÇOS DE IMÓVEIS URBANOS COM MATRIZ DE BAIRROS: EVIDÊNCIAS DO MERCADO DE BELO HORIZONTE

Bernardo Alves Furtado

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

1570

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Rio de Janeiro, janeiro de 2011

ANÁLISE QUANTÍLICA-ESPACIAL DE DETERMINANTES DE PREÇOS DE IMÓVEIS URBANOS COM MATRIZ DE BAIRROS: EVIDÊNCIAS DO MERCADO DE BELO HORIZONTE*

Bernardo Alves Furtado**

* Trabalho adaptado do capítulo 6 de Furtado (2009). O autor agradece ao professor Zhenlin Yang, da School of Economics Singapore Management University, por fornecer a rotina de Matlab; ao professor Liangjun Su, da Guanghua School of Management, Peking University; ao professor Frank van Oort, da University of Utrecht, Holanda, pelos comentários; e a um parecerista anônimo.

** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais (Dirur) do Ipea.

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República
Ministro Wellington Moreira Franco

ipea **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente
Marcio Pochmann

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Fernando Ferreira

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais
Mário Lisboa Theodoro

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia
José Celso Pereira Cardoso Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas
João Sicsú

Diretora de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
Liana Maria da Frota Carleial

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais, de Inovação, Regulação e Infraestrutura
Márcio Wohlers de Almeida

Diretor de Estudos e Políticas Sociais
Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete
Persio Marco Antonio Davison

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação
Daniel Castro

URL: http://www.ipea.gov.br
Ouvidoria: http://www.ipea.gov.br/ouvidoria

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

ISSN 1415-4765

JEL: R20, C21

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 7

2 ESTUDOS DE CASO PARA O BRASIL 10

3 METODOLOGIA 12

4 ESTUDO DE CASO 18

5 MODELOS, DIAGNÓSTICOS, TESTES, MATRIZES DE PESO ALTERNATIVAS E RESULTADOS 24

6 INTERPRETAÇÃO DOS RESULTADOS E DOS USOS DAS MATRIZES 27

7 APLICAÇÕES E POLÍTICAS PÚBLICAS 40

8 CONSIDERAÇÕES FINAIS 41

REFERÊNCIAS 42

SINOPSE

Este texto analisa dois aspectos centrais do mercado de imóveis urbanos: *i*) bairros como unidades identitárias percebidas cognitivamente; e *ii*) heterogeneidade de preferências dos domicílios. Ao fazê-lo, duas mudanças tecnológicas são aplicadas. Em primeiro lugar, uma matriz espacial de bairros é proposta e comparada às matrizes usualmente utilizadas. Em segundo, uma estimação simultaneamente espacial e quantílica é testada. Os resultados indicam que influências espaciais incorporadas nas matrizes de peso devem ser utilizadas com cuidado e que a escolha da matriz pode trazer efeitos não observáveis ou indesejados à estimação. Os resultados também demonstram que o uso de matrizes que incorporam bairros reconhecidamente delimitados otimiza o entendimento das influências multidimensionais da cidade no mercado imobiliário. Finalmente, sugere-se que estimações quantílicas sejam sempre testadas em estimações de imóveis, visto que as preferências dos domicílios diferem significativamente para diferentes níveis de preços dos imóveis.

ABSTRACT[i]

This paper analysis two central influences on real estate urban market: i) neighborhood as cognitively-perceived identity units; and *ii*) heterogeneity of preferences of households. In doing so, two methodological changes are applied. Firstly, a neighborhood spatial matrix is proposed and compared to regularly used matrices and, secondly, a spatial-quantile regression is tested. The results highlight the fact that spatial influence brought to regression models through weight matrix should be carefully used, and that the matrix's choice might carry unobserved and unwanted effects into the estimation. Results also demonstrated that using information of neighborhood identity can optimize the understanding of city's complex influence on real estate markets. Finally, the quantile estimation should always be tested against in real estate estimation, as preferences of households seem to differ significantly for different levels of prices

---

[i]. *The versions in English of the abstracts of this series have not been edited by Ipea's editorial department.*
As versões em língua inglesa das sinopses (abstracts) desta coleção não são objeto de revisão pelo Editorial do Ipea.

1 INTRODUÇÃO

A determinação de preços de imóveis urbanos é objeto de extensa discussão teórica e pesquisa empírica já há algum tempo (SHEPPARD, 1999), inclusive com avanços significativos na modelagem (CAPELLO; NIJKAMP, 2004). No fim da década de 1990, trabalhos pregressos de análise de efeitos espaciais (CLIFF; ORD, 1973; PAELINCK; KLAASSEN, 1979) foram sistematicamente organizados e estabeleceu-se a necessidade de inclusão da dependência espacial como precondição para estudos empíricos de preços hedônicos de imóveis (ANSELIN, 1988).

Na prática, a relevância da dependência espacial, associada à teoria da economia urbana,[1] levou a especificações que incluíssem distância ao Centro de Negócios – *Central Business District* (CBD) –, e a outros pontos de interesse, tais como: avenidas de acesso, subcentros fornecedores de emprego, centros de comércio e serviços; como determinante central para a influência espacial. A modelagem, por sua vez, é implementada por meio de matrizes de peso na sua forma mais comum, a de contiguidade.

Nós entendemos que esta forma de incorporação da influência da cidade aos modelos é insuficiente.

Primeiro, em uma conjuntura na qual os padrões de ocupação urbana são crescentemente móveis (MUHAMMAD, 2007), descentralizados (GARREAU, 1992) e com usos do solo mistos (WHEATON, 2004), a variável distância ao CBD perde força explicativa. Além disso, se a proposta de análise é em escala detalhada – como se espera de estudos intraurbanos –, a determinação da localização exata de onde seria o centro da metrópole torna-se arbitrária. Há indicativos, ainda, de que as relações de proximidade, de vizinhança, sejam mais relevantes para a análise de formação de preços de imóveis do que a distância até o centro (por vezes, antigo) de negócios.

Segundo, matrizes de pesos de contiguidade ou de distância, usualmente utilizadas em análises de econometria espacial, também podem ser consideradas como abstratas e *ad hoc* por natureza. A matriz de contiguidade utiliza-se de triangulações de Delaunay para determinar quais são os vizinhos de uma dada observação. A matriz de distância,

1. Boa síntese está descrita em Brueckner (1987).

por sua vez, é determinada de acordo com a distância escolhida pelo pesquisador. Assim todas as observações contidas no raio da distância dada são consideradas como vizinhos. Este procedimento pode incluir observações no lado oposto de um rio, de um parque, ou de uma avenida, inadvertidamente como vizinhos.

Uma forma de lidar com esses aspectos da configuração urbana é por meio da Teoria da Paisagem Urbana, proposta pelos arquitetos Lynch e Camargo (1960) e Rossi (1966). Os autores argumentam que a percepção da cidade pelos cidadãos é circunscrita espacialmente por unidades conhecidas. Assim, os cidadãos relacionam qualidades e atributos positivos e negativos a porções específicas do território coletivamente reconhecidas pela comunidade usuária de determinado espaço urbano (TVERSKY, 2003).

Esta conceituação proposta pela Paisagem Urbana coaduna com a prática de avaliação e estratégia de corretores de imóveis que sempre especificam o bairro ou região ao anunciarem seus imóveis para venda ou aluguel. A abordagem que decorre deste entendimento considera que se o atributo é relevante, o bairro como um todo é positivamente (ou negativamente) avaliado.

Argumentamos neste texto que as especificações usuais não capturam integralmente a influência espacial do tecido urbano nos preços dos imóveis. Desse modo, a abordagem utilizada busca detalhar aspectos do mercado imobiliário, considerando a identidade dos bairros como relevante no processo de determinação de preços para imóveis urbanos. Além disso, a análise quantílica permite distinguir comportamentos distintos dos agentes, de acordo com faixas de preços de imóveis.

Portanto, tratamos o bairro como referência para analisar os determinantes dos preços dos imóveis. Na análise feita, a configuração dos vizinhos – dada pela matriz de pesos – considera explicitamente a coesão e identidade social e urbana na escolha dos vizinhos de cada observação.

Nossa análise avança nas questões metodológicas em relação a outros textos. Primeiro, os determinantes dos preços dos imóveis são capturados por um número limitado de dimensões explicativas (fatores) em vez de extensas listas de variáveis. Além de contribuir com a facilidade de interpretação, a utilização de variáveis-síntese ajuda na mitigação de problemas de multicolinearidade típicos da análise de regressão da

realidade urbana complexa. Análise de componentes principais é usada para construir índices de valores que sintetizam a multiplicidade de fatores explicativos para cada bairro.

Segundo, o tratamento homogêneo dos agentes e de sua tomada de posição não distingue importantes diferenças e heterogeneidades internas à população. Parece-nos essencial, portanto, que a análise de imóveis urbanos inclua diferentes padrões de comportamento e preferências para os vários níveis de características sociais. Como domicílios com diferentes posições na escala social podem ter certo atributo (tal como proximidade a um grande centro de compras), diferentemente, a segmentação de domicílios deve ser internalizada na análise feita. Em termos metodológicos, aplica-se uma estimação quantílica (BUCHINSKY, 1997; KOENKER; BASSETT, 1978). A utilização da estimação quantílica nos permite garantir a observação de variações nas respostas da amostra[2] (WOOLDRIDGE, 2002). O estudo pioneiro de Zietz, Zietz e Sirmans (2008) aplica a estimação quantílica para o mercado de imóveis, mas o faz por meio de uma variável espacialmente defasada em vez de um modelo completo de estimação conjunta quantílico e espacial como o proposto por Su e Yang (2007). De acordo com Anselin (2002), a proposta de Zietz, Zietz e Sirmans é razoável somente quando se considera a autocorrelação espacial como fator menor não importante (*a nuisance*).

Finalmente, este texto se propõe a detalhar e discutir até que ponto a inclusão de heterogeneidade social e bairros percebidos cognitivamente influencia os preços de imóveis urbanos. Especificamente, queremos testar a influência dos seguintes fatores:

1) Em relação à superfície do imóvel:

- A influência positiva da superfície do imóvel é constante nos preços para todos os níveis sociais e independente em relação à escolha de matrizes de peso?

- Quais níveis de renda valorizam a qualidade do imóvel mais fortemente?

- A idade do imóvel deprecia os preços dos imóveis de forma uniforme?

2. Regressões não quantílicas observam o comportamento da mediana da amostra.

2) Em relação ao bairro de localização do imóvel:

- Quão relevante é a qualidade do bairro?
- A presença de comércio e serviços sempre influencia positivamente os preços?
- Quão negativa é a influência de bairros industriais nos preços?
- Bairros com predominância de serviços inovadores (tais como informática e educação) influenciam positivamente os preços?

3) Em relação à proximidade:

- Grandes centros de compras, proximidade a avenidas e arborização têm influência positiva?
- Como a proximidade a favelas influencia os preços?

Além desta introdução, o texto conta com oito seções. A seção 2 apresenta alguns estudos de preços hedônicos disponíveis para o Brasil. A seção 3 descreve a metodologia usada (análises espacial, quantílica e quantílica-espacial, matrizes de pesos) e suas limitações. A seção 4 apresenta os dados utilizados nos modelos, que estão detalhados na seção 5. A seção 5 inclui ainda o detalhamento das matrizes de peso testadas. A seção 6 contém a interpretação e os resultados das estimações dos modelos, sucessivamente, para o modelo espacial e o de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), o quantílico e o quantílico-espacial. Na sequência também são apresentadas configurações alternativas como contrafactual as proposições de matriz e seleção de variáveis. A seção 7 faz breve referência a possíveis aplicações de políticas públicas e a seção 8 conclui com considerações finais.

2 ESTUDOS DE CASO PARA O BRASIL

Há já alguns estudos teóricos e com aplicações empíricas disponíveis para o mercado imobiliário e de terras no Brasil, com ênfase no período recente. Na década de 1970,

o Plambel – órgão de planejamento da região metropolitana – publica o *O mercado da terra na Região Metropolitana de Belo Horizonte* (PLAMBEL, 1987). O texto apresenta os fundamentos da economia urbana, faz uma crítica enumerando inconsistências de sua aplicação, especialmente no Brasil e apresenta análise empírica com valores da terra por regiões de análise para a metrópole de Belo Horizonte. As cidades de Brasília, Recife e Curitiba têm seus mercados de terra analisados em trabalho mais recente realizado por equipe multi-institucional (SERRA *et al.*, 2005). A análise feita constata empiricamente a periferização das metrópoles estudadas – que avançam para fora dos municípios originais[3] – com a consequente sobrecarga de demanda de locomoção aos centros.

A análise específica de preços hedônicos para mercados imobiliários[4] foi feita para dez capitais brasileiras, com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1997 por Morais e Cruz (2003). Embora os dados utilizados não permitissem inferências no âmbito intraurbano, a análise pode utilizar comparações entre capitais. O estudo confirma os indicativos de relevância de presença de infraestrutura urbana e qualidade da vizinhança nos valores de imóveis.

Biderman (2001) e Fávero (2005) buscam construir para São Paulo modelos de oferta e de demanda para o mercado de imóveis. Enquanto Biderman (2001) enfatiza a importância de compreender o setor de serviços, forças de aglomeração e repulsão; Fávero (2005) detalha, além da demanda por imóveis, incentivos aos ofertantes dos imóveis.

Trabalho pioneiro foi feito por Macedo (1996) para Belo Horizonte e González e Formoso (1994)[5] para Porto Alegre. Em Recife, a análise de mercado é feita por Dantas, Magalhães e Vergolino (2007). Seu trabalho, didático e cientificamente rigoroso, conclui que a distância aos dois centros principais de Recife não é suficiente para explicar os valores dos imóveis. Há a necessidade de se incluir na análise a renda média dos bairros dos imóveis e, ainda assim, há comprovada dependência espacial o que implica a necessidade de modelos de econometria espacial.[6]

3. Avançam até por fora das fronteiras do Distrito Federal, no caso de Brasília.
4. Para uma análise econômica voltada para o mercado informal e o processo de favelização, ver Morais, Cruz e Oliveira (2003).
5. Trabalho citado por Morais e Cruz (2003).
6. Para uma primeira aproximação, ver Anselin e Bera (1998a).

Em São Paulo, análise similar é feita por Fávero, Belfiore e Lima (2008). Os autores reforçam a importância de se considerar os submercados. E, assim como Morais e Cruz (2003), sugerem a possibilidade de utilização do cálculo da influência de determinantes específicos na aplicação de tributos específicos por localidade.

Finalmente, Hermann e Haddad (2005) estudam para São Paulo a presença da força de amenidades urbanas nos preços dos imóveis por meio de análise dos resíduos de modelo de demanda de imóveis.

3 METODOLOGIA

3.1 ANÁLISE ESPACIAL E MODELOS ECONOMÉTRICOS ESPACIAIS

O conceito essencial na compreensão da análise espacial é o de dependência espacial. Esse conceito explica o que é comumente chamado de primeira Lei da Geografia de Tobler, segundo a qual: "todas as coisas são parecidas, mas coisas mais próximas se parecem mais que coisas mais distantes…"[7] (TOBLER, 1970, p. 236). A autocorrelação espacial, por sua vez, é a expressão que mede essa dependência espacial. De fato, Anselin (2005) sugere primeiramente a implementação do modelo tradicional para, em seguida, avaliar a presença de autocorrelação espacial e, consequentemente, a necessidade de um modelo espacial. O primeiro indicativo dessa presença é o índice I de Moran:

Equação (1) – I de Moran

$$I = \frac{\sum_{j=1}^{n} \sum_{i=1}^{n} w_{ij} \left(x_i - \bar{x}\right)\left(x_j - \bar{x}\right)}{\sum_{i=1}^{n} \left(x_i - \bar{x}\right)^2}$$

onde W_{ij} é a matriz de pesos que traz a consideração espacial para a fórmula, n é o número de variáveis, x_i é a variável de interesse. São várias as possíveis matrizes de pesos a serem construídas e que serão discutidas na subseção 5.1. Embora a estatística I de Moran seja adequada para indicar a presença de autocorrelação espacial, ela não explicita de que forma isto ocorre (ANSELIN, 2005, p. 197).

7. No original: "*All things are similar, but nearby things are more related than distant things*".

O modelo espacial deve ser utilizado quando há sugestões de ordem teórica que indiquem haver influência espacial entre as observações. No caso aqui analisado, por exemplo, deve-se incluir a possibilidade do caso espacial se há indicação de que o preço, a qualidade, o tamanho ou a oferta de serviços dos imóveis próximos influenciam os valores do imóvel analisado. De acordo com o modelo simples de identificação do processo espacial proposto por Anselin (2005, p. 199), caso não haja relação espacial, pode-se retornar ao modelo tradicional com maior segurança do seu ajuste.

Dentre os modelos econométricos espaciais, os mais citados na literatura são o de defasagem espacial (*spatial lag*), o qual prevê a inclusão de um termo de influência dos vizinhos no processo regressivo (LESAGE, 1999):

Equação (2) – Modelo defasagem espacial

$$Y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon$$

onde Y é a variável dependente; W_y é o vetor de defasagens espaciais, derivado da escolha da matriz de pesos espaciais;[8] ρ é o coeficiente autorregressivo espacial; X é a matriz de variáveis explicativas independentes com seus coeficientes β e ε é o vetor de erros. Outro modelo é o de erro autorregressivo espacial (*error lag*)[9] que é capaz de captar um "…efeito espacial não-modelado…" (ALMEIDA, 2004, p. 61). Nesse caso, há algum efeito espacial implícito no problema, mas que não está captado pelo coeficiente. Seu efeito é então expresso pelo erro:

Equação (3) – Modelo erro autorregressivo espacial

$$Y = X\beta + u$$

e

Equação (4)

$$u = \lambda Wu + \varepsilon$$

onde λ é o parâmetro do erro autorregressivo espacial.

8. Para maiores detalhes consultar, entre outros, Anselin (1988).
9. O modelo de erro espacial autorregressivo foi proposto inicialmente por Whittle (1954).

O modelo espacial completo inclui autocorrelação espacial como termo na equação e o especifica também na modelagem dos erros. É, na verdade, combinação dos dois modelos anteriores (LESAGE, 1999).

Equação (5)

$$Y = \rho Wy + X\beta + u$$

e

$$u = \lambda Wu + \varepsilon$$

Os testes recomendados para identificar o modelo de autocorrelação espacial são: *i*) o *Lagrange Multiplier Lag*, para identificar se é o caso de modelo de defasagem espacial; e *ii*) o *Lagrange Multiplier Error* para o caso de utilização do modelo de erro espacial. Há ainda o LM-SARMA que indicaria a hipótese de modelo mais complexo no qual há autocorrelação espacial tanto nos coeficientes quanto nos erros.

Vale ressaltar, ainda, que os modelos de MQO não são adequados para análises espaciais, já que a literatura indica que quando há autocorrelação espacial os MQO apresentam resultados inconsistentes (LESAGE, 1999). A alternativa sugerida é a de se utilizar o estimador de Máxima Verossimilhança (MV) como sendo o parâmetro estimado que gerou, com a maior probabilidade, a amostra observada (ANSELIN, 1988, 2005; ANSELIN; BERA, 1998b; SMIRNOV; ANSELIN, 2001).

3.2 MATRIZES DE PESO

A matriz de pesos é parte essencial da análise espacial e sua função é representar como se dá a influência dos vizinhos em cada observação e como essa influência decai no espaço. Vários autores insistem que matrizes diferentes podem alterar significativamente os resultados, de modo que é prudente fazer a escolha da matriz cuidadosamente e testar as várias possibilidades. Testes de robustez para diferentes especificações de matrizes de peso também são recomendados. (ANSELIN, 1988, 1999; ARBIA, 2006; LESAGE, 1999).

As matrizes mais simples são as de contiguidade espacial que indicam, por meio de uma relação binária, o fato de ser ou não vizinho. Dentre essas há dois tipos: matriz *queen* que considera como vizinhos aqueles que têm fronteiras ou apenas vértices em comum com a observação analisada e a matriz do tipo *rook* que considera somente aqueles com fronteiras comuns. Em ambos os casos é possível considerar as matrizes de maior ordem de contiguidade nas quais seriam incluídos os vizinhos dos vizinhos e assim por diante. A análise teórica subjacente e o fenômeno analisado contribuem para indicar a escolha mais adequada.

Outras possibilidades para a construção da matriz de pesos são as baseadas em distância espacial, nas quais pode-se explicitar um limite *ad hoc* para a influência. Há ainda as chamadas *k-nearest neighbors*, nas quais também se determina *ad hoc* o número de vizinhos que influenciam cada observação e garante-se que, independentemente da distância ou da contiguidade, todas as observações terão o mesmo número de vizinhos.

Neste texto três diferentes matrizes são aplicadas empiricamente, incluindo a matriz de bairros que captura a abordagem de bairro-identidade proposta.

3.3 ANÁLISE QUANTÍLICA

A análise quantílica[10] é baseada em pontos derivados a intervalos regulares da função distribuição acumulada[11] de uma variável estocástica. Os intervalos que denotam os subconjuntos de análise da amostra podem ser de qualquer ordem (por exemplo: 100 para os centis, 5 para os quintis). Neste estudo, a análise quantílica segue a proposta teórica de Buchinsky (1997) em que ele reforça a necessidade de se verificar se os padrões da regressão (feitos, por exemplo, por MQO) se repetem nos quantis. Caso contrário, a análise quantílica adiciona informações essenciais à interpretação do fenômeno. Ademais, a regressão quantílica não é tão sensível à presença de *outliers* (como em MQO) e permite examinar as mudanças "em diferentes pontos da distribuição". O autor resume a relevância da análise quantílica assim: "claramente, não é suficiente investigar mudanças apenas na média quando a forma da distribuição muda dramaticamente" (BUCHINSKY, 1997, p. 90).[12]

10. Para maiores detalhes ver também Buchinsky (1997) e os artigos originais de Koenker e Bassett (1978).
11. $F(x) = P(X \leq x)$ no qual $F(x)$ é a probabilidade de que a variável X apresente valor inferior ou igual a x. Desse modo, a probabilidade de que X se situe num intervalo (a, b) é $F(b) - F(a)$ se $a \leq b$.
12. Essa assertiva será confirmada pela análise dos dados. No original: "c*learly, it is not enough to investigate changes in the mean when the entire shape of the distribution changes dramatically*".

Wooldridge recomenda a regressão quantílica quando há heterogeneidade na população:

> Regressão mediana é um caso especial da regressão quantílica, no qual se modelam quantis da distribuição de *y*, dado *x*. Por exemplo, além da mediana, pode-se estimar como mudam o primeiro e o terceiro quartis na distribuição de *y*, dado *x*. Exceto para a mediana (que leva ao Menor Desvio Absoluto), a função-objetivo que identifica o quantil condicional é assimétrica sobre zero. Ver, por exemplo, Koenker e Basset (1978) e Manski (1988, seção 4.2.4). Buchinsky (1994) aplica métodos de regressão quantílica para examinar os fatores que afetam a distribuição de salários nos Estados Unidos ao longo do tempo[13] (WOOLDRIDGE, 2002, p. 367).

3.4 ANÁLISE QUANTÍLICA-ESPACIAL

Em termos teóricos, um avanço importante é utilizar-se de um modelo quantílico-espacial de acordo com a proposta de Su e Yang (2007). Partindo de um modelo quantílico tradicional:

Equação (6)

$$Y_n = X_n\beta_{0\tau} + U_n$$

no qual $\beta_{0\tau}$ é um regressor quantílico que pode variar com o valor de τ, e um modelo espacial, os autores propõem um quantílico-espacial:

Equação (7)

$$Y_n = \rho_{0\tau} W_n Y_n + X_n\beta_{0\tau} + U_n$$

no qual $\lambda_{0\tau}$ é um parâmetro escalar de defasagem espacial que varia de acordo com τ (SU; YANG, 2007, p. 4).

13. No original: "*Median regression is a special case of quantile regression, where we model quantiles in the distribution of y given x. For example, in addition to the median, we can estimate how the first and third quartiles in the distribution of y given x change with x. Except for the median (which leads to Least Absolute Deviations), the objective function that identifies a conditional quantile is asymmetric about zero. See, for example, Koenker and Bassett (1978) and Manski (1988, Section 4.2.4). Buchinsky (1994) applies quantile regression methods to examine factors affecting the distribution of wages in the United States over time*" (2002, p. 367).

A vantagem de se utilizar esse modelo é que se podem considerar graus diferenciados de dependência espacial e efeitos no parâmetro regressivo em diferentes pontos da distribuição.

Su e Yang (2007) ressaltam, entretanto, que visto que não há uma suposição de distribuição dos dados, inferências baseadas nos resultados demandariam método específico para calcular a matriz de variância-covariância, o que tornaria o problema muito mais complexo. A máxima verossimilhança não é calculada pela mesma razão. Além disso, cálculo para o R^2 não faria sentido uma vez que a estimação é feita por variáveis instrumentais (WOOLDRIDGE, 2003).

Todavia, por meio de experimentos de Monte Carlo, Su e Yang (2007) demonstram que a estimação quantílica por variáveis instrumentais de modelos autorregressivos espacialmente defasados mostram melhores resultados do que ambos: quase máxima verossimilhança (QML) e o método dos momentos generalizado (GMM). Su e Yang também demonstram que o método de estimação é robusto na presença de *outliers* e heterocedasticidade.

3.5 LIMITAÇÕES

Este texto se encaixaria no que Holmes (2010) classifica de estudos descritivos de economia regional. De fato, baseado nos desenvolvimentos teóricos de Griliches (1961) e Rosen (1974) e no suporte teórico da economia urbana – embasado nos trabalhos de Alonso (1964), Muth (1969) e Mills (1967) – há vasto repertório de estudos empíricos sobre o mercado imobiliário, de forma mais restrita para o caso brasileiro (ver seção 2). Ainda assim, há alguma distância entre a simplificação da modelagem proposta e a análise hedônica realizada nos estudos contemporâneos. De todo modo, para o caso de Belo Horizonte, as várias estimações, aliadas a análises anteriores, com bases de dados distintas (FURTADO, 2007), fornecem informações e especificidades da realidade observada que contribuem para o melhor entendimento das relações entre o tecido urbano e o mercado imobiliário.

Estudo recente de Pinske e Slate (2010) aponta várias limitações de modelos como o descrito na equação (5). Em especial, os autores enfatizam: *i*) a provável

ocorrência de dependência espacial também na matriz de variáveis independentes (*X*); *ii*) a possibilidade de a relação defasada espacialmente não ser linear; *iii*) o fato de *u* e *X* serem dependentes por causa de endogeneidade ou heterocedasticidade; e, mais relevante, *iv*) o entendimento de que toda a estrutura espacial seja incorporada ao modelo por um simples parâmetro ρ.

De certo modo, a proposta deste texto de se utilizar de múltiplos índices, agregados por bairros percebidos cognitivamente, amplia a incorporação da estrutura espacial no caso analisado e expressa melhor as possíveis multicolinearidades da matriz *X*.

Outra limitação do estudo é a restrição da base de dados à cidade de Belo Horizonte. Outros municípios da região metropolitana, em especial aqueles fortemente conurbados (Nova Lima, Contagem, Betim, Sabará, Vespasiano), interferem no mercado imobiliário da capital. Uma possibilidade de avanços na captura de base de dados mais abrangente é a articulação com órgãos públicos de financiamento, tal como a Caixa Econômica Federal, ou de controle.

Finalmente, ressalte-se o entendimento de que este trabalho é exploratório e apenas oferece indicações e correlações que, adicionados a outros trabalhos realizados para Belo Horizonte e para o Brasil, contribuem para melhor entendimento empírico da realidade observada.

4 ESTUDO DE CASO

A base de dados de imóveis foi fornecida pela Secretaria Municipal da Fazenda da Prefeitura de Belo Horizonte (PBH).[14] A amostra contém informações referentes ao valor da base de cálculo para o Imposto sobre Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) para 5.512 observações que foram negociadas nos três meses anteriores a setembro de 2007. O índice cadastral do imóvel permitiu que a gerência internamente fizesse a

14. De acordo com o ofício enviado à secretaria, o autor se compromete a não divulgar dados individuais que possam identificar o contribuinte, nem repassar a base a terceiros.

associação com o cadastro do Imposto sobre Propriedade Territorial Urbana (IPTU). Dessa forma, foram disponibilizados os seguintes itens referentes a cada imóvel: *i*) valor da base de cálculo para o ITBI (*proxy* para o valor real de venda); *ii*) ano de construção; *iii*) fração ideal; *iv*) padrão de acabamento; *v*) tipo de uso; *vi*) fator depreciação; *vii*) fator tipologia; *viii*) fator comercialização; *ix*) valor metro quadrado construção; *x*) área construída; *xi*) fator topografia; *xii*) fator melhorias públicas; *xiii*) fator pedologia; *xiv*) fator posição lote; *xv*) fator gleba; *xvi*) valor metro quadrado do terreno; *xvii*) área terreno; *xviii*) valor do IPTU; e *xix*) coordenadas geográficas.[15]

Em termos de estatísticas descritivas básicas para a amostra[16] (tabela 1), note-se que, dentre os imóveis comercializados no período, a base de cálculo para o ITBI é de cerca de R$ 140 mil, com área aproximada de 150 m^2 e 20 anos de construção. Os imóveis comercializados estão bem distribuídos pelo município (figura 1).

Apartamentos predominam na amostra, com quase 60% do total de observações, seguidos de casas, com metade disso.[17] Note-se que a amostra só inclui transações legais, feitas em cartório e que recolheram o imposto (ITBI) devido.

O cálculo dos padrões descritivos está descrito nos anexos do Decreto nº 10.925

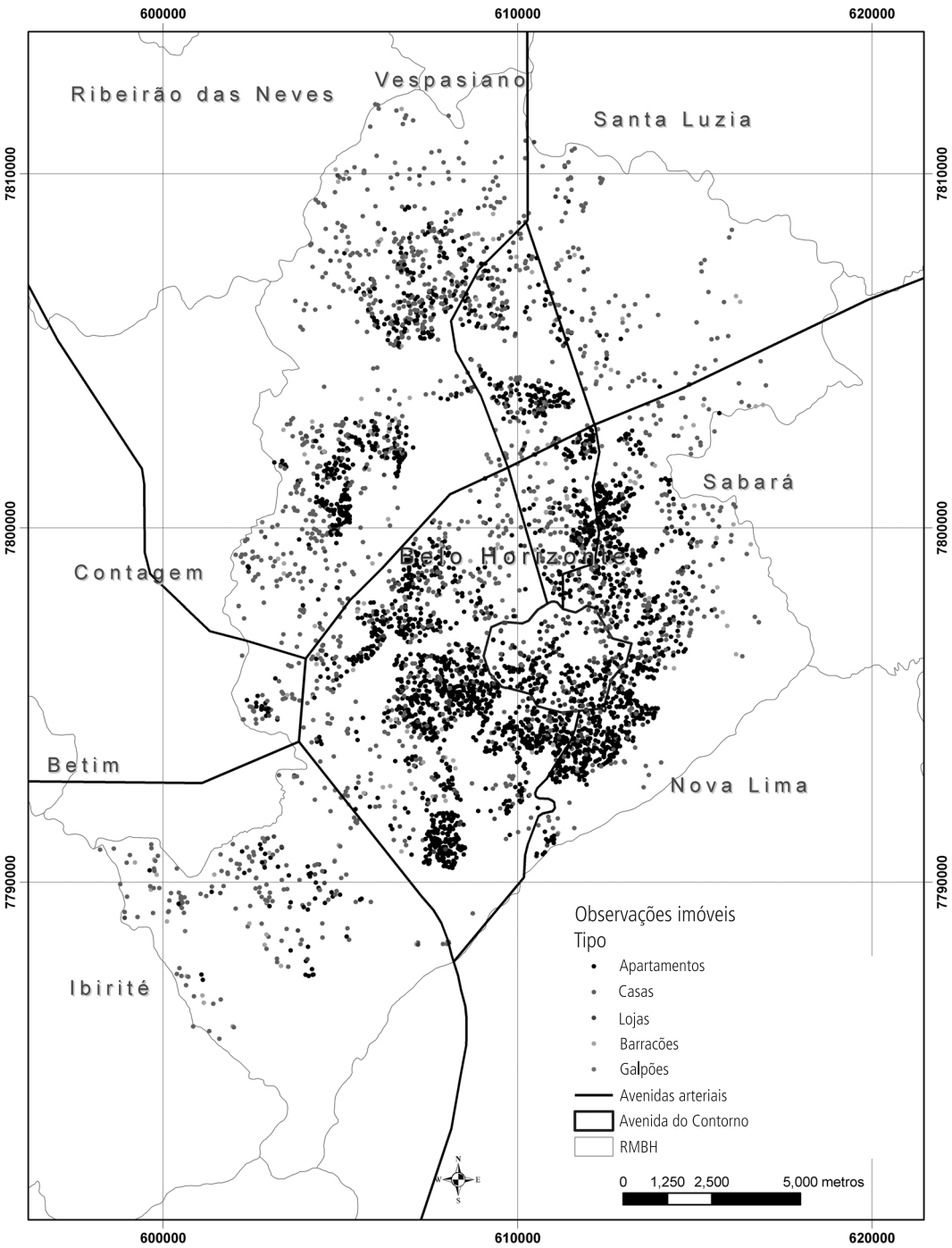
TABELA 1
Algumas estatísticas descritivas dos imóveis da amostra

Variável	Observações	Mínimo	Máximo	Média	Desvio-padrão
Valor da transação (R$)	5.512	1.281	3.644.938	132.429	163.796
Área construída (m^2)	5.512	2	1.905	145	110

Fonte: Elaboração do autor, com base em dados da PBH.

15. Estes fatores estão descritos no Decreto nº 10.925, de 2001, da PBH.
16. As estatísticas das variáveis utilizadas nas estimações constam na tabela 5.
17. A amostra contém alguns imóveis comerciais: "loja, galpão, sobreloja e vagas". Todavia, interpretamos que a amostra com estes imóveis é mais adequada do que seria uma somente com imóveis residenciais. Isto porque em Belo Horizonte a Lei de Uso e Ocupação do Solo (Lei nº 8.137, de 21 de dezembro de 2000) é permissiva em relação a alterações de uso de mesmo porte. Além disso, a *dummy* de apartamentos utilizada no modelo – equação (8) – separa o efeito em relação ao restante dos imóveis.

FIGURA 1
Imóvel comercializado em Belo Horizonte, por tipo – 2002



Fonte: Elaboração do autor, com base em dados de GEAVI/PBH, 2007.

TABELA 2
Número de observações por tipologia

Tipologia	Observações	Percentual
Apartamento	3.233	0,587
Casa	1.588	0,288
Loja	301	0,055
Barracão	182	0,033
Galpão	113	0,021
Sobreloja	40	0,007
Vaga comercial	28	0,005
Vaga residencial	27	0,005
Total	5.512	1,000

Fonte: Elaboração do autor com base em dados da PBH.

de 2001. Itens de melhorias públicas, de qualidade de acabamento, de presença de equipamentos, levam ao somatório que identifica o padrão do imóvel. Ressalte-se que os fatores têm ponderações distintas, de acordo com o tipo do imóvel (casa, apartamento, barracão, loja). A título de exemplo, note-se que no caso de barracões, o padrão máximo é o P3. O padrão construtivo predominante na amostra com mais da metade das observações é o P3. Em termos acumulados, 86,5% dos imóveis apresentam classificação até P3. Ou seja, apenas 13% da amostra são de imóveis de qualidade superior (P4 ou P5).

TABELA 3
Número de observações de acordo com a qualidade da construção

Qualidade da construção	Observações	Percentual
P1 (mais baixo)	309	0,06
P2	1.330	0,24
P3	3.160	0,57
P4	634	0,12
P5 (mais alto)	79	0,01
Total	5.512	1,00

Fonte: Elaboração do autor, com base em dados da PBH.

A tabela 4, por sua vez, demonstra em quais Unidades de Desenvolvimento Humano (UDHs) houve maior número de comercializações no período da amostra. Note-se que as 10 UDHs com maior número somam 31% do total de imóveis comercializados, enquanto 38 UDHs (do total de 161) não apresentam nenhum

imóvel comercializado. Os dados confirmam a predominância (leigamente aceita) da região de Buritis como local de maior comercialização de imóveis, todavia, a região do Castelo também tem o mesmo número, seguido de perto por regiões tradicionais da cidade e de variados níveis de renda, tais como São Pedro, Santo Antônio, Itapoá, Dona Clara e Sion e Funcionários.

TABELA 4
Unidades espaciais com maior número de transações

Unidades espaciais com maior número de transações	Observações	Percentual
Buritis/estoril/mansões	268	4,81
Parque Ursolina de Melo/Castelo/Recreio/Itamarati	268	4,81
Jardim Atlântico/Santa Amélia/Conjunto Santa Mônica	166	2,98
São Pedro/Santo Antônio	165	2,96
Grajau/Gutierrez	153	2,74
Barroca/Prado	153	2,74
Dona Clara/Jardim Santa Branca/Itapoã	141	2,53
Cidade Nova/Silveira	139	2,49
Carmo/Sion	132	2,37
Funcionários	130	2,33
Total geral	5.512	100,00
Média geral de observações por bairro	34,86	0,63
Desvio-padrão geral	49,22	0,88

Fonte: Elaboração do autor, com base em dados da PBH e da Fundação João Pinheiro.

4.1 DADOS UTILIZADOS NO MODELO

Os dados utilizados na estimação estão relacionados a especificidades de cada imóvel e do bairro na qual o imóvel está localizado. Quanto ao imóvel, tem-se: *i*) o logaritmo neperiano do preço da transação realizada (ln*price*); *ii*) o logaritmo neperiano da área do imóvel; *iii*) o nível de qualidade do imóvel, como descrito acima; e *iv*) a idade do imóvel, medido em anos desde a data da construção e três variáveis para indicar se o imóvel é do tipo apartamento, casa, loja ou nenhum destes.

Em relação ao bairro, temos as seguintes variáveis (tabela 5).[18] A primeira variável (*domic_n*) representa o bairro em termos de qualidade média dos domicílios e famílias em termos de nível educacional e de renda. A segunda variável (*pca_activ*) reflete quantitativamente o número de estabelecimentos e oferta de serviços, tais

18. Para a descrição completa dos cálculos dos índices, ver Furtado (2009, cap. 5).

como padarias, postos de gasolina, bancos e escritórios privados. Note-se que regiões exclusivamente residenciais de alta renda ou locais de baixa renda e oferta de serviços podem ter baixos valores para esta variável. A terceira variável (*pca_ind_n*) reflete a informação da presença de indústrias, exclusivamente de outras atividades econômicas. Isto é o equivalente a dizer que a presença da indústria se sobressai em relação à presença de outras atividades econômicas, não somente em números absolutos. A quarta variável de atributo urbano (*pca2_ino_n*) é baseada na informação de faturamento das empresas em setores considerados inovadores, especificamente, serviços educacionais e científicos, publicidade, tecnologia da informação e comércio. No intuito de complementar a descrição da localização dos imóveis, a presença de serviços públicos – principalmente arborização – é representada pela variável *f_melpub*. A presença de grandes centros de compras em um raio de 1.500 metros é representada por *shop_1500*; a presença de favelas no raio de 200 metros, por *slum_200*. Finalmente, a presença de avenidas principais em até 200 metros é representada pela variável *aven_200*.

TABELA 5
Estatísticas básicas das variáveis utilizadas no modelo

Variável	Código da variável	Observações	Mínimo	Máximo	Média	Desvio-padrão
Atributos dos imóveis						
Log do valor da transação – log preço	ln*price*	5.512	7,1554	15,1089	11,4697	0,7472
Log área do imóvel	ln*area*	5.512	0,8796	7,5522	4,7806	0,6288
Nível de qualidade da construção	*standard*	5.512	1	5	2,7903	0,7707
Idade do imóvel (em anos)	*age*	5.512	1	83	21,1852	14,5245
Dummy apartamento	*d_ap*	5.512	0	1	0,5865	0,4925
Dummy casa	*d_house*	5.512	0	1	0,2881	0,4529
Dummy loja	*d_shop*	5.512	0	1	0,0546	0,2272
Atributos de localização						
Índice normalizado das características das famílias e dos domicílios por bairros [0 pior; 1 melhor]	*domic_n*	5.512	0	1	0,2287	0,1899
Índice normalizado do nível de atividade econômica. Inclui serviços e número de estabelecimentos	*pca_activ*	5.512	0	1	0,1497	0,1789
Índice de atividade industrial. Principal component that isolates industry activities in relation to services and commerce	*pca_ind_n*	5.512	0	1	0,2463	0,2463
Predominância de setores inovadores	*pca2_ino_n*	5.512	0	1	0,5401	0,1232
Presença de serviços públicos. 98% daqueles sem serviços, referem-se àqueles sem arborização pública	*f_melpub2*	5.512	0 (43%)	1 (57%)	0,5664	0,4956
Presença de grandes centros de compras até 1.500 m	*shop_1500*	5.512	0 (78%)	1 (22%)	0,2172	0,4124
Presença de favelas até 200 m	*slum_200*	5.512	0 (84%)	1 (16%)	0,1626	0,3690
Presença de vias principais de tráfego até 200 m	a*ven_200*	5.512	0 (48%)	1 (52%)	0,5185	0,4997

Fonte: Elaboração do autor.

5 MODELOS, DIAGNÓSTICOS, TESTES, MATRIZES DE PESO ALTERNATIVAS E RESULTADOS

O modelo básico estimado tem o log do preço – o valor da transação realizada – como variável dependente e as características do imóvel e da sua localização, como variáveis independentes. A equação estimada[19] é:

Equação (8) – Equação estimada

$$\ln Price = \alpha + \beta 1 \ln Area + \beta 2 Standard + \beta 3 Age + \beta 4 D_ap + \beta 5 Domic_n + \\ + \beta 6 PCA_activ + \beta 7 PCA_innovation + \beta 8 Factor_melpub + \\ + \beta 9 Shop_1500 + \beta 10 Slum_200 + \beta 11 Aven_200 + \varepsilon.$$

O primeiro passo antes de rodar a regressão é testar para dependência espacial. De acordo com Anselin (ANSELIN, 1988, p. 103-104; ANSELIN; SYABRI; KHO, 2006), isto pode ser feito utilizando-se a estatística *LM error* para autocorrelação espacial nos resíduos e *LM lag* para omissão de defasagem espacial. Entretanto, para implementar estes testes, a matriz de pesos, isto é, a matriz exogenamente determinada que supostamente reflete esta dependência espacial tem de ser construída. Como sugerido anteriormente, diferentes definições de matriz podem gerar resultados diferenciados, até contraditórios. Testaremos, portanto, diferentes conceitualizações de matrizes no intuito de averiguar a robustez de cada uma delas.

5.1 MATRIZES DE PESOS

Três matrizes são utilizadas. A mais tradicional é a matriz de contiguidade na qual os vizinhos são determinados de acordo com a triangulação de Delaunay. Nesse caso, a distância não interfere e todas as observações mais próximas de cada observação individual são consideradas vizinhas. Outra matriz tipicamente utilizada é a matriz de distâncias, na qual, dada a distância escolhida pelo pesquisador, consideram-se vizinhas todas as observações dentro do raio da distância estabelecida. A alternativa-padrão para a escolha da distância

19. O modelo espacial é referenciado na equação (5) e calculado de acordo com rotinas disponibilizadas por LeSage no *software* MatLab. Estimações feitas com base na equação (2) apresentaram coeficientes próximos, porém com ajuste pior.

mínima é aquela na qual todas as observações têm pelo menos um vizinho, evitando-se, assim, a configuração de ilha (observação sem vizinho algum) (ANSELIN, 2005).[20]

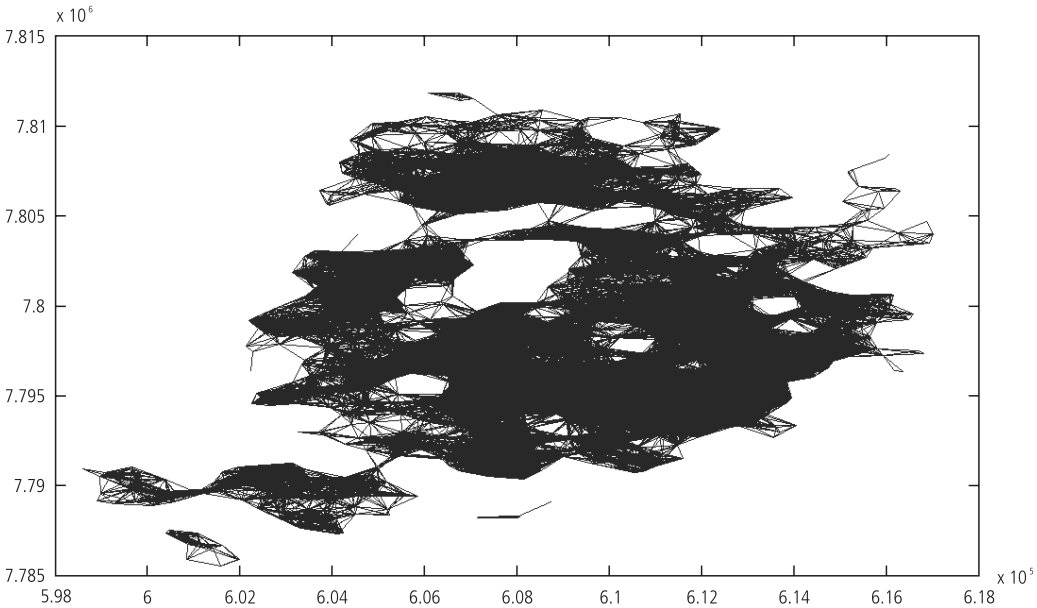
A terceira matriz de pesos considerada é a matriz de bairro e é definida de forma que todas as observações contidas em determinado bairro são consideradas vizinhas entre si. A ideia é que a matriz capture a noção de pertencimento de um dado bairro que foi determinado considerando-se sua identidade própria.[21]

Todas as matrizes[22] são normalizadas na linha.

Visualmente, apresentamos as matrizes nas figuras 2, 3 e 4 a seguir. Cada linha indica a conexão entre as observações e representam a relação de vizinhança. A matriz de contiguidade, mais comumente utilizada na literatura, reflete relações de vizinhança deformadas (observações distantes, dada a topologia da sua localização são consideradas vizinhas); e que ultrapassam barreiras visuais distintas. O número de conexões é menor do que o das outras duas matrizes. A matriz de distâncias é quase tão densa quanto a matriz de bairro, porém, suas conexões não estão limitadas por barreiras físicas, tais como avenidas, rios ou lagos. A matriz de bairros explicita a noção de pertencimento, pois que é facilmente observável a separação das observações em grupos distintos (os bairros), o que reforça a sugestão de que a influência (positiva ou negativa) se restringe àquelas que se localizam na mesma unidade de referência reconhecida.

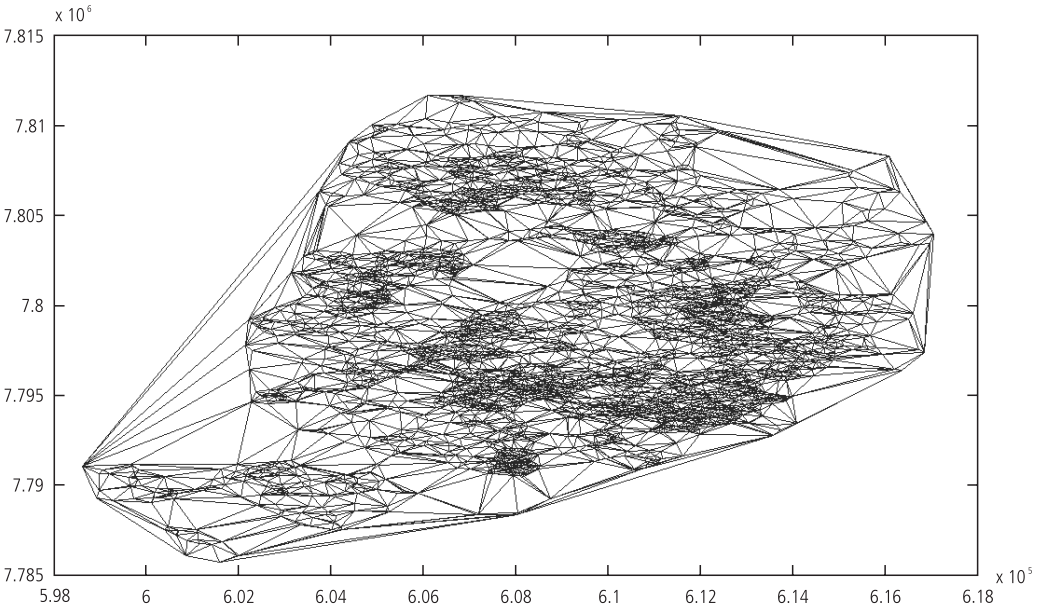
20. Para a estimação deste texto, a distância mínima possível para evitar o efeito "ilha" foi de 1.057 metros.
21. O capítulo 5 de Furtado (2009) explicita que o bairro utilizado decorre da definição de UDHs desenhadas pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), e cujo critério incluiu explicitamente a questão da identidade e o reconhecimento desta identidade pela comunidade (ver FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO, 2006).
22. A matriz *k-nearest-neighbor* na qual o número *k* estabelece a quantidade de vizinhos fixa de cada observação, não é avaliada porque não contém fundamentação teórica (ANSELIN, 2002; SMIRNOV; ANSELIN, 2001) ou intuição empírica.

FIGURA 2
Visualização da matriz de contiguidade



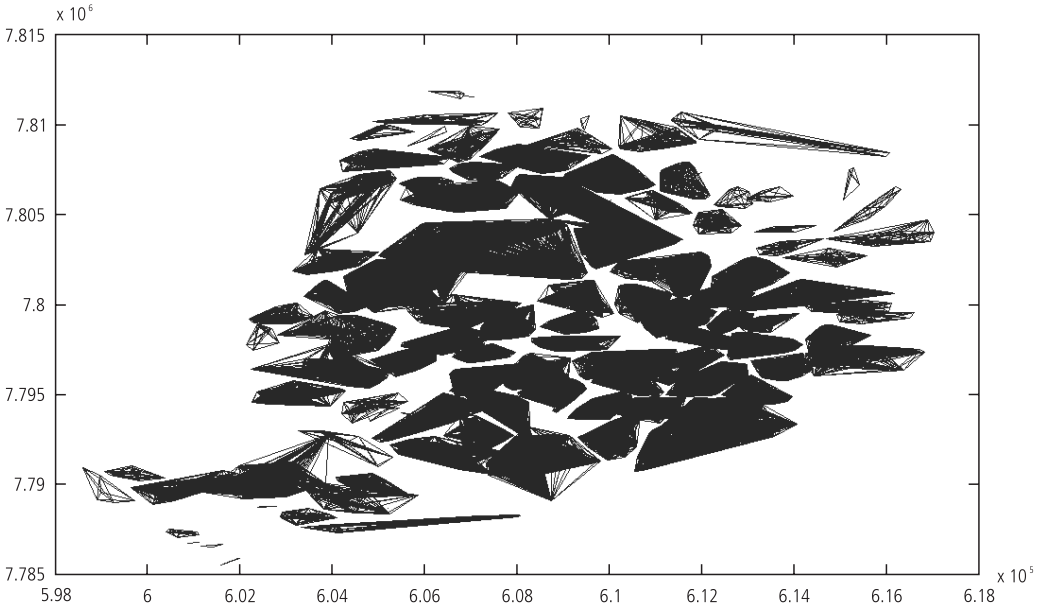
Fonte: Elaboração do autor, com base nos dados da GEAVI/PBH, 2007.

FIGURA 3
Visualização da matriz de distâncias



Fonte: Elaboração do autor, com base nos dados da GEAVI/PBH, 2007.

FIGURA 4
Visualização da matriz de bairros



Fonte: Elaboração do autor, com base nos dados da GEAVI/PBH, 2007.

6 INTERPRETAÇÃO DOS RESULTADOS E DOS USOS DAS MATRIZES

Esta seção discute os resultados dos modelos estimados: espacial, quantílico e quantílico-espacial.

Como esperado, todos os resultados (tabelas 6 e 7) confirmam a forte dependência espacial presente na análise.[23] Os resultados da estimação por MQO são apresentados somente como parâmetro de comparação.

TABELA 6
I de Moran

	W. contiguidade	W. distância	W. de bairros
I de Moran	0,104	0,046	0,072
I de Moran padronizado	14,307	19,658	26,143
Esperança	–0,001	–0,001	–0,001
Probabilidade marginal	0,000	0,000	0,000

Fonte: Elaboração do autor.

23. O I de Moran foi calculado para o modelo básico – equação (8).

TABELA 7
Teste para autocorrelação espacial

Teste para autocorrelação espacial				
	LM ERRO (chi 0.01 17.611)		Robusto (chi 0.01 6.64)	
	Valor	Prob.	Valor	Prob.
W. contiguidade	198,767	0,000	203,083	0,000
W. distância	351,104	0,000	151,690	0,000
W. de bairros	626,101	0,000	561,710	0,000
	LM LAG (chi 0.01 6.64)		Robusto (chi 0.01 6.64)	
	Valor	Prob.	Valor	Prob.
W. contiguidade	3,551	0,060	7,867	0,005
W. distância	326,606	0,000	127,192	0,000
W. de bairros	97,383	0,000	32,991	0,000

Fonte: Elaboração do autor.

6.1 ESTIMAÇÃO POR MQO E ESPACIAL

Os resultados apresentados na tabela 8 mostram que os coeficientes são estatisticamente significantes e que há alto grau de consistência entre as estimativas feitas com as diferentes matrizes. As diferenças observadas contribuem para o entendimento da influência distinta da estrutura espacial. Embora os valores para o R^2 estejam próximos uns dos outros, o melhor ajuste é para a matriz de bairros com o valor de 0,689. A estimativa *log-likelihood* também é a mais ajustada, em 2.028.

Em relação à influência da superfície dos imóveis nos preços, há pouca variação entre as estimativas que, em média, indicam que um aumento de 1% na área do imóvel eleva seu preço em 0,76%. Porém, há pequeno decréscimo das estimativas do MQO para aquela da matriz de bairros. Isso sugere que, com a melhora do poder explicativo do modelo, menores valores são associados à área construída. Quanto à qualidade do imóvel,[24] representada pela variável *standard*, fica claro, ao se comparar as estimativas do MQO com as outras, que algo da sua importância se refere à localização do imóvel e não aos atributos individuais de cada observação. Ou seja, entendemos, nesse contexto, que o modelo inferior (MQO) apresenta coeficientes artificialmente maiores, dado que não considera explicitamente a influência espacial na análise.

24. Uma vez que a variável *standard* é ordinal, o procedimento recomendado (WOOLDRIDGE, 2002, p. 214) é o de utilizar variáveis *dummy* para cada nível da variável exceto 1. Tal procedimento seria mais adequado para capturar o incremento da mudança de um determinado nível ao seguinte. Entretanto, por simplicidade optou-se por utilizar somente uma variável, supondo continuidade na mudança de nível. Para checar a robustez da opção, uma estimação com todas as variáveis *dummy* foi testada (e está disponível). Pouca diferença nos parâmetros foi observada. Finalmente, a abordagem quantílica (apresentada a seguir), implicitamente considera a diferenciação na qualidade do imóvel.

TABELA 8
Resultados do modelo MQO e espacial

	MQO	Modelo espacial		
		W contiguidade	W distância	W de bairros
	ln*price*			
ln*area*	0,772 (77,93)**	0,765 (81,17)**	0,764 (79,13)**	0,758 (79,02)**
standard	0,144 (15,23)**	0,118 (13,26)**	0,113 (12,9)**	0,110 (11,61)**
age	–0,003 (–6,95)**	–0,004 (–7,62)**	–0,005 (–9,72)**	–0,004 (–8,94)**
d_ap	–0,083 (–5,99)**	–0,111 (–7,75)**	–0,129 (–9,39)**	–0,149 (–10,3)**
domic_n	0,365 (10,76)**	0,350 (8,8)**	0,239 (7,16)**	0,266 (4,44)**
pca_activ	0,343 (8,11)**	0,403 (7,67)**	0,232 (5,37)**	0,499 (5,97)**
pca_ind_n	–0,278 (–5,89)**	–0,269 (–4,79)**	–0,151 (–3,09)**	–0,248 (–2,53)*
pca2_ino_n	0,270 (5,26)**	0,288 (5,37)**	0,158 (3,19)**	0,429 (4,78)**
shop_1500	0,170 (10,14)**	0,176 (8,38)**	0,079 (4,65)**	0,113 (5,47)**
slum_200	–0,073 (–4,54)**	–0,054 (–2,94)**	–0,081 (–5,1)**	–0,063 (–3,72)**
aven_200	0,061 (5,11)**	0,056 (4,15)**	0,045 (3,84)**	0,038 (3,05)**
f_melpub2	0,108 (8,23)**	0,077 (5,78)**	0,067 (5,21)**	0,061 (4,61)**
Cconstant	6,974 (126,51)**	7,161 (561,19)**	3,271 (20,24)**	6,779 (646,43)**
rho		–0,005 (–3,00)**	0,355 (27,2)**	0,037 (5,69)**
lambda		0,313 (65,69)**	0,070 (8)**	0,594 (172,64)**
Observações	5512	5512	5512	5512
Log-likelihood		1968,5	1983,7	2028,1
R^2	0,666	0,683	0,680	0,689

Fonte: Elaboração do autor.
Notas: Valor absoluto da estatística *a-t* em parênteses.
* Significante a 5%.
** Significante a 1%.

A influência da idade do imóvel é similar entre as estimativas, indicando que a depreciação referente a um ano é, em média, de 0,5% do valor do imóvel.

As diferenças entre os atributos urbanos, dadas pelas informações dos bairros, apresentam variações bem maiores. Há indicações de que a estimativa com a matriz de bairros oferece os dados mais plausíveis, de acordo com a ilustração dos resultados apresentada a seguir. Utilizando os índices e ranqueamentos fornecidos em Furtado (2009), consideramos o exercício de analisar os efeitos de uma mudança de um

imóvel, com as mesmas características, de um bairro com características de classe média emergente (Buritis) para um mais valorizado, de altas rendas (Lourdes), e outro, tradicional, menos valorizado (Caiçara) (tabela 9).

Note-se que a mudança dos parâmetros entre os bairros não é linear. Por exemplo, embora os domicílios e as famílias sejam similares entre Buritis e Caiçara, com diferença

TABELA 9
Ilustração da interpretação dos resultados

Bairros/valores índices	*Domic_n*	*Pca_activ*	*Pca_ind_n*	*Pca2_ino_n*	
Lourdes (classe alta)	0,95	1,00	0,12	1,00	
Buritis (*fashion*, emergente, classe média)	0,67	0,09	0,32	0,86	
Caiçara (tradicional, classe média)	0,63	0,23	0,54	0,59	
Diferença (mudando-se para Lourdes a partir do Buritis)	0,28	0,91	–0,20	0,14	
Diferença (mudando-se para Caiçara a partir do Buritis)	–0,04	0,13	0,22	–0,26	
Coeficientes para diferentes estimações	*Domic_n*	*Pca_activ*	*Pca_ind_n*	*Pca2_ino_n*	
MQO	0,37	0,34	–0,28	0,27	
W. contiguidade	0,35	0,40	–0,27	0,29	
W. distâncias	0,24	0,23	–0,15	0,16	
W. de bairros	0,27	0,50	–0,25	0,43	
Impactos nos preços dos apartamentos (mudança para o Lourdes) %					Soma
MQO	0,10	0,31	0,06	0,04	0,51
W. contiguidade	0,10	0,37	0,05	0,04	0,56
W. distâncias	0,07	0,21	0,03	0,02	0,33
W. de bairros	0,07	0,45	0,05	0,06	0,64
Média	0,08	0,34	0,05	0,04	0,51
Impactos nos preços dos apartamentos (mudança para o Caiçara) %					Soma
MQO	–0,02	0,05	–0,06	–0,07	–0,10
W. contiguidade	–0,01	0,05	–0,06	–0,08	–0,10
W. distâncias	–0,01	0,03	–0,03	–0,04	–0,05
W. de bairros	–0,01	0,07	–0,05	–0,11	–0,11
Média	–0,01	0,05	–0,05	–0,08	–0,09

Fonte: Elaboração do autor, com dados dos bairros extraídos de Furtado (2009).

pequena nos valores (0,67, 0,63), e o bairro Caiçara tenha até uma estrutura mais antiga e consolidada de serviços (*pca_activ* de 0,23 contra 0,09), ainda assim o bairro Buritis tem menor efeito negativo da presença de indústrias (0,32 e 0,54) e presença bem mais relevante de serviços dinâmicos e comércio (0,86 e 0,59). Para este caso, mudar-se para um bairro menos dinâmico (Caiçara), em comparação com o Buritis, resultaria em decréscimo no preço em média de 9%.

A mudança para o bairro mais valorizado (Lourdes), a partir do bairro de classe média emergente (Buritis), significaria aumento de 51% em média no preço do imóvel com as mesmas características.

As diferentes matrizes, entretanto, mostram impactos diferenciados com a matriz de bairros indicando diferenças maiores e a matriz de distância menores.

As outras variáveis consideradas não indicam grandes diferenças dentre as estimativas. Todas as estimativas feitas demonstram, como esperado, efeitos positivos de valorização com a proximidade de grandes centros de compras, porém, com efeito menor se considerada a matriz de bairros e maior na estimação por MQO ou com a matriz de contiguidade.

6.2 ESTIMAÇÃO QUANTÍLICA

Os resultados da estimação quantílica são indicativos interessantes para demonstrar a decomposição das variações entre os quantis, porém, devem ser olhados com cuidado, uma vez que os testes demonstraram a necessidade para um modelo espacial.

Em geral, as estimativas da tabela 10 indicam que a influência dos vários fatores difere bastante se considerado o primeiro quantil (10%), ou o mais alto (90%). A análise implícita é a de que há mercados segmentados (de alto e de baixo padrão) e que as preferências são significativamente diferentes entre os mercados. Os resultados confirmam as expectativas de sinais e a estimação apresenta coeficientes significativos.

A área do apartamento é fator muito mais relevante na contribuição para o preço dos imóveis mais baratos do que o é para aqueles com maiores preços. Pode-se sugerir que, na medida em que os apartamentos crescem em tamanho e preço, a área se torna proporcionalmente menos importante.[25] A mesma interpretação pode ser feita em relação à qualidade do apartamento. Muito provavelmente, apartamentos mais caros já contenham qualidade alta. Também há indicações de que as casas são preferidas na parte superior do mercado, enquanto apartamentos são mais valorizados entre os imóveis mais baratos.

25. Isto também pode refletir efeitos de não linearidade para esta variável, embora desconheçamos literatura a este respeito.

TABELA 10
Resultados da estimação quantílica – ilustração da interpretação dos resultados

	q .1	q .25	q .5	q .75	q .9
			ln*price*		
ln*area*	0,909 (79.15)**	0,895 (106.42)**	0,806 (101.37)**	0,761 (64.15)**	0,667 (34.78)**
standard	0,221 (29.96)**	0,192 (28.41)**	0,201 (26.44)**	0,170 (14.29)**	0,181 (9.85)**
age	–0,011 (32.31)**	–0,009 (27.92)**	–0,005 (14.07)**	–0,002 (3.83)**	–0,003 (3.41)**
d_ap	0,201 (16.66)**	0,101 (9.54)**	–0,061 (5.45)**	–0,181 (11.73)**	–0,440 (20.77)**
domic_n	0,240 (10.34)**	0,385 (17.73)**	0,351 (12.91)**	0,250 (5.36)**	0,263 (3.54)**
pca_activ	0,149 (4.15)**	0,272 (8.42)**	0,400 (11.77)**	0,517 (10.86)**	0,528 (7.70)**
pca_ind_n	0,001 –0,030	–0,110 (3.23)**	–0,230 (6.08)**	–0,377 (6.61)**	–0,461 (5.44)**
pca2_ino_n	0,173 (4.03)**	0,089 (2.30)*	0,181 (4.38)**	0,205 (3.50)**	0,209 (2.54)*
shop_1500	0,090 (6.20)**	0,117 (9.06)**	0,154 (11.45)**	0,181 (9.56)**	0,208 (7.79)**
slum_200	–0,088 (6.70)**	–0,048 (3.99)**	–0,074 (5.73)**	–0,091 (4.95)**	–0,096 (3.77)**
aven200	0,015 –1,590	0,024 (2.74)**	0,030 (3.09)**	0,056 (4.13)**	0,094 (5.00)**
f_melpub2	0,048 (4.51)**	0,058 (6.02)**	0,079 (7.52)**	0,099 (6.56)**	0,151 (7.05)**
constant	5,844 (116.71)**	6,100 (149.09)**	6,713 (151.67)**	7,349 (107.07)**	8,168 (75.35)**
Observações	5512	5512	5512	5512	5512
Pseudo-R^2	0,502	0,475	0,455	0,464	0,472

Fonte: Elaboração do autor.
Notas: Valor absoluto da estatística *a-t* em parênteses.
* Significante a 5%.
** Significante a 1%.

A qualidade do bairro apresenta influência mista sobre os preços, mas com valores próximos para todos os quantis. De todo modo, o menor coeficiente é para os imóveis mais baratos. A preferência por atividades econômicas aumenta consistentemente ao longo dos quantis e apresenta maior valor para os imóveis mais caros. O mesmo padrão se observa em relação à predominância de setores inovadores e comércio, porém de maneira menos pronunciada.

Estar até 1.500 metros de um grande centro de compras parece ser mais valorizado pelos que compram apartamentos com preços medianos e mais caros, e menos valorizado para aqueles apartamentos mais baratos. A proximidade de favelas

impacta negativamente todos os quantis, assim como impacta positivamente a presença próxima de grandes avenidas.

6.3 ESTIMAÇÃO QUANTÍLICA-ESPACIAL (IVQR)[26]

Os resultados da estimação quantílica-espacial (tabela 11) confirmam os indicativos das estimações anteriores quantílica e espacial. Este modelo pode ser considerado como o de melhor ajuste, de acordo com a discussão teórica proposta por Su e Yang (2007).

Para todas as matrizes testadas, as estimativas para as características do imóvel variam pouco e mostram as mesmas tendências. O coeficiente para a área do imóvel, por exemplo, consistentemente decresce em importância dos imóveis com menores preços para aqueles com maiores preços e é pouco menor na matriz de bairros. A mesma tendência pode ser observada em relação à qualidade do apartamento e para a *dummy* que indica o fato de a observação ser do tipo apartamento. O coeficiente para a idade dos imóveis apresenta valores similares para todas as matrizes.

O aumento do coeficiente da qualidade dos domicílios (*domic_n*) do menor para o maior quantil se manifesta em todas as matrizes testadas. Seu efeito é maior na matriz de bairros.

Em relação ao nível de atividades (*pca_activ*), a força dos coeficientes difere substancialmente entre as especificações da matriz de contiguidade e a matriz de bairros. A variável nível de atividades *per si* contém aspectos da centralidade da cidade no sentido de que seus maiores valores absolutos estão espacialmente concentrados (ver FURTADO, 2009, p. 95). A interpretação que fazemos é que, como a matriz de contiguidade não reflete bem a estrutura espacial observada, este coeficiente se torna mais importante. No caso da matriz de bairros, cuja estrutura espacial, acreditamos, está melhor representada, esta variável embora consistente apresenta valores de coeficientes menores que refletem apenas a vantagem de níveis mais altos de serviços.

26. Sigla para Instrumental Variables Quantile Regression, ou seja, regressão quantilica com variáveis instrumentais .

TABELA 11
Resultados para estimação quantílica-espacial por variáveis instrumentais

	W. contiguidade					W. distâncias					W. de bairros				
	Quantis					Quantis					Quantis				
Variáveis	0,1	0,25	0,5	0,75	0,9	0,1	0,25	0,5	0,75	0,9	0,1	0,25	0,5	0,75	0,9
constant	6,193	6,591	7,231	7,231	8,735	6,884	7,077	7,467	7,807	7,879	6,01	6,112	6,911	7,486	8,106
ln*area*	0,916	0,877	0,783	0,783	0,629	0,914	0,876	0,778	0,698	0,639	0,910	0,876	0,770	0,703	0,616
standard	0,209	0,176	0,169	0,169	0,127	0,189	0,177	0,157	0,123	0,118	0,195	0,181	0,154	0,119	0,132
age	–0,012	–0,010	–0,007	–0,007	–0,006	–0,013	–0,010	–0,008	–0,006	–0,006	–0,013	–0,010	–0,008	–0,006	–0,006
d_ap	0,147	0,043	–0,115	–0,115	–0,489	0,146	0,043	–0,153	–0,314	–0,525	0,157	0,037	–0,155	–0,304	–0,482
domic_n	0,029	0,093	0,126	0,126	0,199	0,104	0,204	0,130	0,175	0,242	–0,018	0,040	0,138	0,103	0,243
pca_activ	0,141	0,331	0,676	0,676	0,654	0,039	0,048	0,238	0,350	0,225	–0,008	0,109	0,039	0,192	0,257
pca_ind_n	0,051	–0,114	–0,371	–0,371	–0,327	0,002	–0,040	–0,168	–0,275	–0,372	0,143	0,119	0,048	0,148	–0,251
pca2_ino_n	0,002	0,011	0,127	0,127	0,192	0,263	0,068	0,155	0,150	0,323	0,226	0,387	0,314	0,321	0,693
shop_1500	0,005	0,041	0,118	0,118	0,231	0,011	0,012	0,036	–0,007	–0,007	0,041	0,030	0,055	0,083	0,121
slum_200	–0,038	–0,002	–0,012	–0,012	–0,054	–0,099	–0,055	–0,065	–0,112	–0,112	–0,090	–0,049	–0,075	–0,098	–0,083
aven_200	–0,006	–0,002	0,018	0,018	0,033	0,007	0,010	0,023	0,039	0,054	0,005	0,011	0,015	0,035	0,035
f_melpub2	0,025	0,028	0,048	0,048	0,076	0,036	0,025	0,037	0,043	0,047	0,031	0,033	0,045	0,041	0,047
rho	–0,119	–0,126	–0,172	–0,172	–0,217	–0,092	–0,107	–0,078	–0,085	–0,034	–0,094	–0,059	–0,094	–0,152	–0,237

Fonte: Elaboração de autor.

A variável que mensura a dominância da atividade industrial (*pca_ind_n*) consistentemente demonstra que a repulsão é função crescente em relação aos preços dos imóveis, sendo praticamente nula para os imóveis mais baratos. Este resultado não se mantém para a matriz de bairros. Nesta estimação, só haveria repulsa para aqueles apartamentos no mais alto quantil.

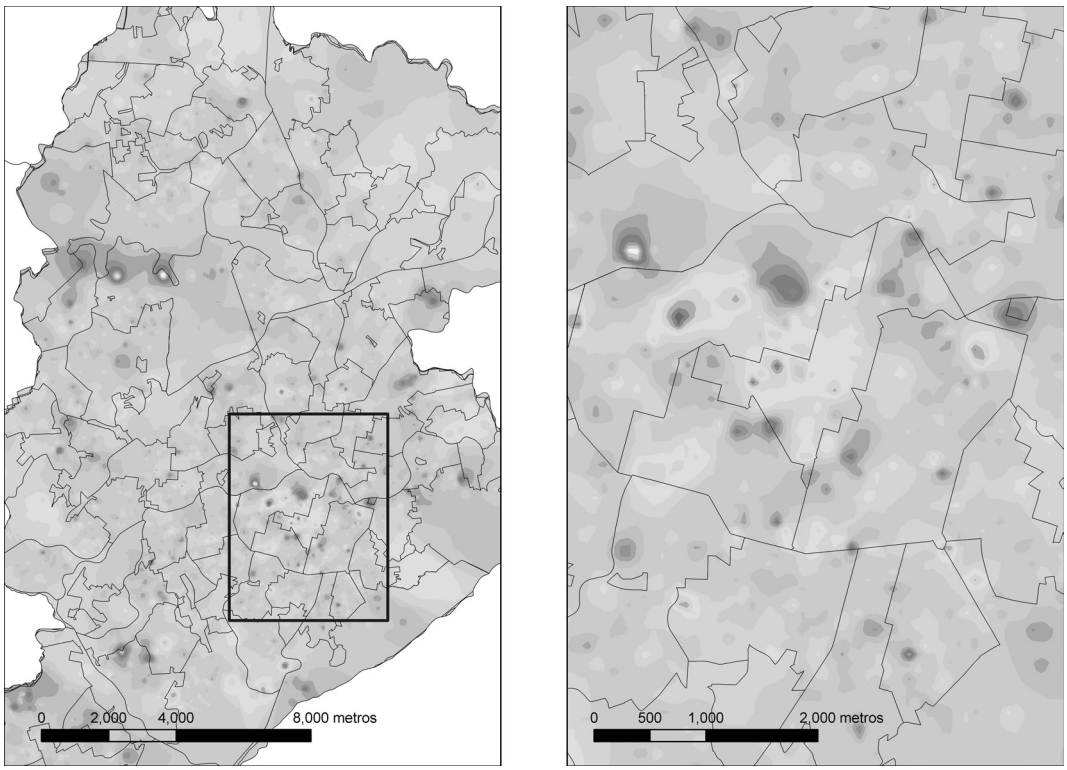
Em termos de captura dos efeitos de presença de serviços inovadores, o modelo estimado com a matriz de bairros é o que apresenta coeficientes com valores mais altos, com valoração maior dada pelos compradores dos imóveis mais caros.

A proximidade de grandes centros de compras parece mais importante para imóveis mais caros nas estimações com as matrizes de contiguidade e de bairros. O valor é ligeiramente negativo para a matriz de distâncias. Talvez, este efeito se sobreponha ao fato de a variável também ser baseada em distância.

Todos os modelos confirmam a valoração negativa da proximidade a favelas (*slum_200*) e a valoração positiva da presença de arborização (*f_melpub2*).

O valor negativo de ρ para todas as estimações com as diferentes matrizes e quantis sugere que ainda há heterogeneidade entre as observações internamente a cada bairro analisado. A análise da estatística de autocorrelação espacial medida pelo I de Moran (para a matriz de bairros, quantil 0,50, por exemplo, a estatística é de 0,0723, significante a 1%) e a interpolação dos resíduos confirmam este indicativo (figura 5). A variação dos resíduos não é proeminente pela cidade (lado esquerdo da figura), mas está presente na figura como um todo. A figura da direita indica que as diferenças de preços podem ser atribuídas a especificidades localmente (até 100 metros) determinadas. A concepção de bairros com identidade não é capaz de capturar idiossincrasias neste nível de detalhe porque os cidadãos não conseguem identificar, classificar e nomear unidades espaciais urbanas nesta escala. As percepções nesta escala tenderiam a se sobrepor e tornar-se-iam muito indistintas para serem consideradas como unidades válidas de análise. Além disso, as idiossincrasias parecem estar relacionadas a observações específicas. Consequentemente, o que não está sendo incorporado pelo modelo são aspectos próprios de cada imóvel, tal como estilo arquitetônico, por exemplo, ou outras características próprias. O maior valor negativo de ρ são para observações no mais alto quantil da matriz de bairros, observações com maior probabilidade de contar com características únicas.

FIGURA 5
Ilustração espacial da distribuição dos resíduos: estimação IVQR, matriz de bairros, quantil 0,50



Fonte: Elaboração do autor.

6.4 ESTIMAÇÃO ALTERNATIVA PARA TESTE

Esta subseção apresenta como contrafactual estimações alternativas para teste. Assim, mantêm-se as variáveis que descrevem os atributos dos imóveis, mas modificam-se as variáveis que caracterizam a localização.

Estão sendo testados dois aspectos dos modelos originais: *i*) a eficiência dos índices calculados por bairros; e *ii*) o conceito de matriz de bairros propriamente dito.

Os modelos testados incluem quatro mudanças propostas, detalhadas abaixo:

1) Modelo testado I (MQO) – os índices de qualidade da vizinhança (*domic_n*), nível de atividades (*pca_activ*) e nível de atividades industriais (*pca_ind_n*) são substituídos pela variável *CBD*.

2) Modelo testado II (MQO) – os índices de qualidade da vizinhança (*domic_n*), nível de atividades (*pca_activ*) e nível de atividades industriais (*pca_ind_n*) são substituídos pelos seus componentes originais não agregados por bairros – índice de desenvolvimento humano (IDH), índice de inadequação da habitação, classificação de categorias sócio-ocupacionais; número de indústrias, número de estabelecimentos: comércio, serviços e autônomos –, de acordo com o detalhamento da tabela 12. O índice de predominância de serviços inovadores é mantido nos modelos testados, porque não é simples agregação de outras variáveis, mas sim composição de dados de 32 setores da economia. A especificação do modelo neste caso se torna – equação (9):

Equação (9) – Modelo de teste II (MQO)

$$\begin{aligned}\text{Ln}Price = {} & \alpha + \beta 1 \text{Ln}Area + \beta 2 Standard + \beta 3 Age + \beta 4 D_apartment + \beta 5 CBD + \\ & + \beta 6 Categories + \beta 7 HDI + \beta 8 IIH + \beta 9 Industries + \\ & + \beta 10 Self\text{-}employed + \beta 11 Commerce + \beta 12 Services + \beta 13 Public + \\ & + \beta 14 Shop_1500 + \beta 15\ Slum_200 + \beta 16\ Aven_200 + \varepsilon\end{aligned}$$

TABELA 12
Estatísticas básicas das variáveis utilizadas nos modelos testados

Variável	Códido da variável	Observações	Mínimo	Máximo	Média	Desvio-padrão
Variables of alternative specification						
Distância ao centro de negócios (metros)	*CBD*	5.512	32,01	15.539,9	5.585,7	3.118,6
Categorias sócio-ocupacionais	*Categories*	5.512	1	7	2,29	1,30
Índice de Desenvolvimento Humano	*HDI*	5.512	0,685	0,973	0,893	0,059
Índice de Inadequação Habitacional	*HII*	5.512	0,194	8,449	1,721	1,165
Número de indústrias	*Industries*	5.512	0	314	47,91	47,5
Número de autônomos e profissionais liberais	*Self-employed*	5.512	0	3,414	408,71	529,72
Number of commercial establishments[1]	*Commerce*	5.512	0	6,417	449,12	656,49
Número de estabelecimentos de serviços	*Services*	5.512	0	9,698	914,78	1.232,27

Fonte: Elaboração do autor.
Nota: [1] Classificado pela prefeitura de acordo com "bairros populares".

3) Modelo testado III (modelo espacial) – apresenta a mesma especificação do modelo testado II, porém é estimado de acordo com o modelo espacialmente defasado e a matriz de contiguidade típica de estudos de econometria espacial.

4) Modelo testado IV (modelo espacial) – apresenta a mesma configuração do modelo testado III; porém utiliza a matriz de bairros.

Os resultados dos modelos originais são apresentados em três diferentes especificações para facilitar a comparação com os modelos testados: um MQO com todas as variáveis, um modelo espacial com a matriz de contiguidade tradicional e um modelo espacial com a matriz de bairros.

Os resultados da comparação (tabela 13) demonstram que os modelos testados apresentam pior desempenho em todas as comparações. Distância ao centro de negócios não é significante em nenhum modelo e o resultado de melhor ajuste é o que se utiliza da matriz de bairros.

Na primeira comparação (modelo testado I) na qual os três índices são substituídos por distância ao CBD, o ajuste do modelo (R^2) piora, a variável *CBD* não é significante, com valor bastante baixo para a estatística-t, e há aumento (provavelmente artificial) nos coeficientes das demais variáveis.

Ao se comparar o modelo original MQO com a segunda especificação (modelo testado II) no qual mais variáveis são incluídas, é fácil ver que não há melhora no ajuste do modelo e que nenhuma das novas variáveis são significativas.

O teste com o modelo especial (III) melhora os resultados do teste, mas não de forma relevante. A maioria das novas variáveis ainda é não significante (exceto para o IDH) e ambos o R^2 e a estatística log-*likelihood* são menores no modelo testado do que no modelo original.

O melhor resultado dentre os modelos testados é o de especificação IV, com a matriz de bairros. As estatísticas de ajuste são próximas àquelas do modelo original. Isto sugere que há melhoria considerável na performance somente pelo fato de se utilizar uma matriz supostamente mais adequada. As novas variáveis, entretanto, permanecem não significativas.

Os testes aplicados sugerem que a literatura sobre a importância de bairros como entidades cognitivamente percebidas deveria ser explicitamente considerada na modelagem de mercado imobiliário. Especialmente, os bairros deveriam ser teoricamente centrais na estrutura proposta pela economia urbana em particular e em econometria espacial no geral. Os testes indicam ainda que a inclusão de bairros como agregadores de informações de amenidades urbanas disponíveis nas cidades melhora a performance dos modelos.

TABELA 13
Estatísticas básicas das variáveis utilizadas nos modelos testados

	Modelos originais			Modelo testado I	Modelo testado II	Modelo testado III	Modelo testado IV
	MQO	Modelo espacial (matriz contiguidade)	Modelo espacial (matriz de bairros)	MQO	MQO	Modelo espacial (matriz contiguidade)	Modelo espacial (matriz de bairros)
LnPrice							
Ln*area*	0,772 (77,93)**	0,765 (81,17)**	0,758 (79,02)**	0,774 (76,22)**	0,774 (76,16)**	0,765 (77,19)**	0,756 (78,59)**
standard	0,144 (15,23)**	0,118 (13,26)**	0,110 (11,61)**	0,177 (18,56)**	0,177 (18,58)**	0,134 (14,41)**	0,111 (11,82)**
age	–0,003 (–6,95)**	–0,004 (–7,62)**	–0,004 (–8,94)**	–0,002 (–3,41)**	–0,002 (–3,36)**	–0,003 (–5,12)**	–0,004 (–8,45)**
d_apartment	–0,083 (–5,99)**	–0,111 (–7,75)**	–0,149 (–10,3)**	–0,045 (–3,23)**	–0,045 (–3,21)**	–0,094 (–6,52)**	–0,149 (–10,25)**
NQI	0,365 (10,76)**	0,350 (8,8)**	0,266 (4,44)**				
activities	0,343 (8,11)**	0,403 (7,67)**	0,499 (5,97)**				
index_Ind	–0,278 (–5,89)**	–0,269 (–4,79)**	–0,248 (–2,53)*				
innovative	0,270 (5,26)**	0,288 (5,37)**	0,429 (4,78)**	0,336 (6,73)**	0,337 (6,73)**	0,310 (4,97)**	0,378 (4,046)**
shop_1500	0,170 (10,14)**	0,176 (8,38)**	0,113 (5,47)**	0,244 (15,90)**	0,244 (15,88)**	0,269 (13,08)**	0,129 (6,17)**
slum_200	–0,073 (–4,54)**	–0,054 (–2,94)**	–0,063 (–3,72)**	–0,085 (–5,16)**	–0,085 (–5,14)**	–0,059 (–3,04)**	–0,065 (–3,79)**
aven_200	0,061 (5,11)**	0,056 (4,15)**	0,038 (3,05)**	0,089 (7,35)**	0,089 (7,30)**	0,077 (5,42)**	0,040 (3,19)**
public	0,108 (8,23)**	0,077 (5,78)**	0,061 (4,61)**	0,155 (11,94)**	0,156 (11,96)**	0,103 (7,74)**	0,066 (4,96)**
constant	6,974 (126,51)**	7,161 (561,19)**	6,779 (646,43)**	6,988 (127,38)**	7,069 (34,46)**	7,463 (107,58)**	7,018 (513,49)**
CBD				–0,000001 (0,57)	0,000001 (0,29)	0,000000 (0,017)	0,000000 (0,30)
categories					–0,0070 (–0,91)	–0,0060 (–0,95)	–0,0015 (–0,22)
HDI					–0,1045 (–0,52)	–0,1812 (–2,12)*	–0,1274 (–0,89)
IIH					0,0009 (0,09)	–0,0009 (–0,13)	–0,00410 (–0,52)
industries					0,0003 (1,10)	0,0002 –0,89	0,0002 (0,79)
self-employed					–0,000003 (–0,08)	0,00002 (0,50)	0,00003 (0,89)
commerce					0,00001 (0,29)	0,00002 (0,68)	0,00003 (1,16)
services					–0,000006 (–0,22)	–0,00002 (–0,95)	–0,00003 (–1,59)
rho		–0,005 (–3,00)**	0,037 (5,69)**			–0,006 (–2,96)**	0,047 (3,77)**
lambda		0,313 (65,69)**	0,594 (172,64)**			0,392 (75,56)	0,694 (193,63)**
Observações	5512	5512	5512	5512	5512	5512	5512
Log-likelihood		1968,5	2028,1			1871	1996,9
R^2	0,666	0,683	0,689	0,648	0,648	0,675	0,687

Fonte: Elaboração do autor.
Notas: Valor absoluto da estatística a-t em parênteses.
*Significante a 5%.
** Significante a 1%.

7 APLICAÇÕES E POLÍTICAS PÚBLICAS

Estudos como este contribuem, essencialmente, para melhorar a qualidade da informação acerca de determinantes dos preços dos mercados imobiliários e, com isso, reduzir falhas de mercado decorrentes de informações assimétricas.

O poder público municipal, por exemplo, pode se beneficiar de melhor entendimento das influências espaciais urbanas no mercado imobiliário. Isto porque a prefeitura é investidor prioritário no espaço urbano. Todavia, os benefícios dos investimentos se refletem não só em melhoria da qualidade de vida dos cidadãos, mas também em valorização extraordinária para proprietários que não fizeram aporte financeiro algum. Do ponto de vista de gestão da coisa pública, é salutar que gastos realizados – quando elementos causadores de valorização imobiliária diferenciada – sejam recapturáveis de modo a contribuir com o financiamento da própria infraestrutura urbana.

O Estatuto das Cidades (Lei nº 10.257, de 10 de julho de 2001) prevê dois instrumentos específicos que podem contribuir com o financiamento urbano, quais sejam: Outorga Onerosa do Direito de Construir (ODIR) e Outorga Onerosa da Alteração de Uso (ONALT). Dado que a infraestrutura urbana se altere, a municipalidade pode modificar parâmetros de construção e uso e solicitar contrapartida de construtores que desejem se aproveitar destas novas oportunidades.

Neste sentido, o conhecimento sobre os determinantes dos preços dos imóveis (ou, posto de outra forma, a quantificação de atributos urbanos e a proporção de seus efeitos sobre os preços) contribui com a operacionalização de instrumentos tais como ODIR e ONALT. Instrumentos estes que dependem de critérios e regras objetivas para serem institucionalizados.

Outros estudos de análise do mercado imobiliário devem se popularizar no Brasil e, em conjunto, vão contribuir para que as ações dos poderes públicos possam ser mais diretas na abordagem de oferta de infraestrutura urbana e equilíbrio na distribuição de ônus e benefícios do financiamento urbano.

Estudos realizados em mais de um período, por sua vez, acrescentarão dinamicidade à análise, de forma a facilitar a quantificação de efeitos resultantes de

intervenções urbanas, tais como reabilitação de centros históricos, urbanização de vilas e favelas ou alterações do sistema viário.[27]

8 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Nossos resultados confirmam que dependência espacial é central na discussão de determinação de preços nos mercados imobiliários. A análise demonstra, ainda, que parte significativa da complexidade do tecido urbano pode ser expressa por bairros cognitivamente percebidos, que contribuem no detalhamento dos modelos. A metodologia aplicada indica que há meios de se descrever as relações entre o espaço urbano e preços de imóveis de forma mais adequada do que a mensuração da distância ao centro de negócios.

Os fatores usados facilitaram a interpretação. A distinção em quantis, por sua vez, permitiu a distinção de preferências diferenciadas para agentes socialmente heterogêneos. Mais do que isso, ficou claro que a valorização dos parâmetros e características variam consideravelmente entre os agentes.

As diferentes matrizes utilizadas também confirmam que a escolha da matriz deve sempre ser feita com extremo cuidado. Ademais, os resultados sugerem que a matriz de bairros *i*) apresenta o melhor ajuste; *ii*) tem o mais forte suporte teórico; *iii*) melhor representa a descrição cognitiva da cidade; e *iv*) é capaz de capturar as idiossincrasias da complexidade metropolitana sem necessidade de restringir a influência espacial a distâncias a centros decididos de forma discricionária.

Finalmente, a discussão e os resultados da seção anterior determinam em que medida os vários fatores considerados na introdução – como os níveis de qualidade e a localização – influenciam os preços dos imóveis.

27. Note-se que este estudo é uma *cross-section*, ou seja, feita para somente um período no tempo. Dados disponíveis para Belo Horizonte, fornecidos com parâmetros similares para o ano de 2010 já estão disponíveis e serão analisados em novo texto.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, E. S. **Curso de econometria espacial aplicada**. Piracicaba: ESALQ-USP, 2004.

ALONSO, W. **Location and land use**: toward a general theory of land rent. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1964.

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

_____ **Spatial econometrics**. University of Texas at Dallas, 1999.

_____. **Under the hood**: issues in the specification and interpretation of spatial regression models. 2002. Recuperado de: <http://sal.uiuc.edu/users/anselin/papers/hood.pdf>

_____. **Exploring spatial data with GeoDaTM**: a workbook. Urbana-Champaign, IL: Spatial Analysis Laboratory, Department of Geography, University of Illinois, 2005.

_____.; BERA, A. Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. *In*: **Handbook of Applied Economic Statistics**, p. 237-289, New York: Marcel Dekker, 1998a.

_____. Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. *In*: **Handbook of Applied Economic Statistics**, p. 237-289, New York: Marcel Dekker, 1998b.

_____.; SYABRI, I.; KHO, Y. GeoDa: an introduction to spatial data analysis. **Geographical Analysis**, v. 38, n. 1, p. 5-22, 2006.

ARBIA, G. **Spatial econometrics: statistical foundations and applications to regional convergence**. Advances in Spatial Science. Berlin: Springer, 2006.

BIDERMAN, C. **Forças de atração e expulsão na Grande São Paulo**. Fundação Getulio Vargas, Escola de Administração de Empresas de São Paulo, 2001. Recuperado de C:\ Documents and Settings\Bernardo\Meus documentos\DOUTORADO\SIMULACAO\ Paper-Urban\BIDERMAN 2000.

BRUECKNER, J. The structure of urban equilibria: a unified treatment of the Muth-Mills model. *In*: **Handbook of Regional and Urban Economics**. Amsterdam: Elsevier Science Publishers B. V., 1987. p. 821-845.

BUCHINSKY, M. Changes in the U.S. wage structure: application of quantile regression. **Econometrica**, v. 62, p. 405-458, 1994.

_____. Recent advances in quantile regression models. **Journal of Human Resources**, v. 33, n. 1, p. 88-126, 1997.

CAPELLO, R.; NIJKAMP, P. **Urban dynamics and growth:** advances in urban economics. Amsterdam, Netherlands: Elsevier, 2004.

CLIFF, A.; ORD, J. K. **Spatial autocorrelation**. London: Pion, 1973.

DANTAS, R. A. **Engenharia de avaliações**: uma introdução à metodologia científica. São Paulo: PINI, 2005.

_____.; MAGALHÃES, A. M.; VERGOLINO, J. R. de O. Avaliação de imóveis: a importância dos vizinhos no caso de Recife. **Economia Aplicada**, v. 2, n. 2, p. 231-251, 2007.

FÁVERO, L. P. L. **O mercado imobiliário residencial de São Paulo**: uma aplicação de modelos de comercialização hedônica e correlação canônica. São Paulo: Departamento de Administração/Universidade de São Paulo, 2005.

_____.; BELFIORE, P. P.; LIMA, G. A. S. F. D. Modelos de precificação hedônica de imóveis residenciais na Região Metropolitana de São Paulo: uma abordagem sob as perspectivas da demanda e da oferta. **Estudos Econômicos**, v. 38, n. 1, p. 73-96, 2008.

FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO. **Desenvolvimento humano na Região Metropolitana de Belo Horizonte**: Atlas Metropolitano. Belo Horizonte: Centro de Estudos Econômicos e Sociais, FJP, 2006.

FURTADO, B. A. Mercado imobiliário e a importância das características locais: uma análise quantílico-espacial de preços hedônicos em Belo Horizonte. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 47, p. 71-98, 2007.

_____. **Modeling social heterogeneity, neighborhoods and local influences on urban real estate prices**: spatial dynamic analyses in the Belo Horizonte metropolitan area. Brazil, Netherlands Geographical Studies ISSN 0169-4839. Utrecht, The Netherlands: Faculteit Geowetenschappen Universiteit Utrecht, 2009.

GARREAU, J. **Edge city**: life on the new frontier. Random House Inc., 1992.

GONZÁLEZ, M.; FORMOSO, C. Especificação de modelos de preços hedônicos para locação residencial em Porto Alegre. **Cadernos Ippur**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, 1994.

GRILICHES, Z. Hedonic price indexes for automobiles: an econometric analysis of quality change. **The Price Statistics of the Federal Government**, v. 73, 1961.

HERMANN, B. M.; HADDAD, E. A. Mercado imobiliário e amenidades urbanas: a view through the window. **Estudos Econômicos**, v. 35, n. 2, p. 237-269, 2005.

HOLMES, T. J. Structural, experimentalist, and descriptive: approaches to empirical work in regional economics. **Journal of Regional Science**, v. 50, n. 1, p. 5-22, 2010.

KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression quantiles. **Econometrica**, v. 46, n. 1, p. 33-50, 1978.

LESAGE, J. **The theory and practice of spatial econometrics**. Department of Economics/ University of Toledo, 1999.

LYNCH, K.; CAMARGO, J. L. **The image of the city**. São Paulo: Martins Fontes, 1960.

MACEDO, P. B. R. **Hedonic price model with spatial effects:** an application to the housing market of Belo Horizonte, Brazil. Cedeplar/Face/UFMG, 1996.

MANSKI, C. F. **Analog estimation methods in econometrics**. New York: Chapman and Hall, 1988.

MILLS, E. S. An aggregative model of resource allocation in a metropolitan area. **American Economic Review**, v. 57, p. 197-210, 1967.

MORAIS, M. D. P.; CRUZ, B. D. O. **Demand for housing and urban services in Brazil:** a hedonic approach. Ipea, 2003 (Texto para Discussão, n. 946).

_____.; OLIVEIRA, C. W. D. A. **Residential segregation and social exclusion in Brazilian housing markets**. 2003 (Texto para Discussão, n. 951).

MUHAMMAD, S. **Future urbanization patterns**: in the Netherlands, under the influence of information and communication technologies. Utrecht University, Faculty of Geosciences, 2007.

MUTH, R. F. **Cities and housing**. Chicago: University of Chicago Press, 1969.

PAELINCK, J.; KLAASSEN, L. **Spatial econometrics**. Farnborough: Saxon House, 1979.

PINSKE, J.; SLADE, M. The future of spatial econometrics. **Journal of Regional Science**, v. 50, n. 1, p. 103-117, 2010.

PLAMBEL. **O mercado da terra na Região Metropolitana de Belo Horizonte**. Belo Horizonte: Plambel, 1987.

ROSEN, S. Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition. **Journal of Political Economy**, 1974.

ROSSI, A. **Architecture of the city** (L'architettura della città). Padova/MIT Press, 1966.

SERRA, M. V. *et al*. **Urban land markets and urban land development:** an examination of three Brazilian cities Brasília, Curitiba and Recife. 2005 (Texto para Discussão, n. 1.082).

SHEPPARD, S. Hedonic analysis of housing markets. *In*: **Handbook of regional and urban economics**. Amsterdam: North-Holland, 1999. p. 1.595-1.636.

SMIRNOV, O.; ANSELIN, L. Fast maximum likelihood estimation of very large spatial autoregressive models: a characteristic polynomial approach. **Computational Statistics and Data Analysis**, v. 35, p. 301-319, 2001.

SU, L.; YANG, Z. I World Conference on Spatial Econometrics. *In*: **Anais**... p. 31. Cambridge, UK: Pace Projects, 2007.

TOBLER, W. R. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. **Economic Geography**, v. 46, p. 234-240, 1970.

TVERSKY, B. Structures of mental spaces: how people think about space. **Environment and Behavior**, v. 35, n. 1, p. 66-80, 2003.

WHEATON, W. C. Commuting, congestion, and employment dispersal in cities with mixed land use. **Journal of Urban Economics**, v. 55, n. 3, p. 417-438, 2004.

WHITTLE, P. On stationary process in the plane. **Biometrika**, n. 41, 1954.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge, Mass.: MIT Press, 2002.

_____. **Introductory econometrics:** a modern approach. Thomson South-Western: Mason, 2003. v. 2.

ZIETZ, J.; ZIETZ, E. N.; SIRMANS, G. S. Determinants of house prices: a quantile regression approach. **Journal of Real Estate Finance and Economics**, v. 37, n. 3, 2008. Forthcoming.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2011

EDITORIAL

Coordenação
Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão
Andrea Bossle de Abreu

Revisão
Eliezer Moreira
Elisabete de Carvalho Soares
Fabiana da Silva Matos
Gilson Baptista Soares
Lucia Duarte Moreira
Míriam Nunes da Fonseca

Editoração
Roberto das Chagas Campos
Aeromilson Mesquita
Camila Guimarães Simas
Carlos Henrique Santos Vianna
Maria Hosana Carneiro Cunha

Capa
Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico
Renato Rodrigues Bueno

Livraria do Ipea

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo.
70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br
Tiragem: 500 exemplares

ISSN 1415-4765

Ipea – Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

SECRETARIA DE
ASSUNTOS ESTRATÉGICOS
DA PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA

UM PAÍS DE TODOS
GOVERNO FEDERAL