

OS DETERMINANTES FUNDAMENTAIS DOS PREÇOS DOS IMÓVEIS RESIDENCIAIS: UM ESTUDO PARA O BRASIL

Guilherme Moreira da Costa Lopes

Graduado em Economia pelo Ibmec de Belo Horizonte.

E-mail: Guilherme.Lopes@ldc.com

 <https://orcid.org/0009-0003-8966-3491>

Ari Francisco de Araujo Junior

Doutorando em Economia Aplicada da Universidade Federal de Pelotas (UFPEL).

Coordenador do curso de Ciências Econômicas do Ibmec de Belo Horizonte.

E-mail: arifaj@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0003-4353-8532>

Luiz Carlos Day Gama

Doutor em Economia pela Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG). Professor assistente I do Ibmec de Belo Horizonte.

E-mail: lcdgama@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0001-7026-2709>

Como citar este artigo: Lopes, G. M. da C., Araujo Junior, A. F. de, & Gama, L. C. D. (2023). Os determinantes fundamentais dos preços dos imóveis residenciais: Um estudo para o Brasil. *Revista de Economia Mackenzie*, 20(1), 173–202. doi:10.5935/1808-2785/rem.v20n1p.173-202

Recebido em: 20/12/2022

Aprovado em: 3/3/2023



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição Não Comercial 4.0 Internacional

Resumo

Este trabalho tem como objetivo analisar os principais determinantes dos preços de imóveis residenciais para o Brasil. Considerando a grande heterogeneidade dos imóveis, diferentes metodologias foram adotadas visando analisar o mercado imobiliário residencial, tanto sob uma óptica macro quanto sob uma óptica micro. Na primeira abordagem, foram estimados modelos por MQO agrupado, efeitos fixos e efeitos aleatórios para testar o impacto de importantes indicadores econômicos do país, como: a taxa Selic, o desemprego e a renda. Dentre os resultados encontrados, foi estimada uma elasticidade dos preços de 0,259 em relação à renda. Já na segunda abordagem, estimaram-se modelos hedônicos que permitem capturar o efeito de características das residências e de sua localização sobre os preços dos imóveis, para o município de Belo Horizonte. Entre os resultados encontrados, destaca-se que a infraestrutura possui um impacto positivo sobre o preço dos imóveis.

Palavras-chave: Brasil; preços de imóveis; dados em painel; mercado imobiliário; preços hedônicos.

Classificação *JEL*: D10, R21, R31.

INTRODUÇÃO

O mercado imobiliário é um importante tema de estudo no meio econômico, por causa, entre outros fatores, de sua relevância para as políticas públicas e suas características economicamente peculiares, uma vez que são bens ao mesmo tempo duráveis, heterogêneos, espacialmente rígidos e indivisíveis, conforme evidencia Biderman (2001). Além disso, a aquisição de uma moradia é uma decisão de consumo extremamente onerosa para as famílias, o que a torna uma das mais importantes.

Ao longo das últimas décadas, uma série de estudos empíricos foi realizado utilizando diferentes metodologias na tentativa de identificar os principais determinantes dos preços de imóveis residenciais. Essa é uma discussão importante, uma vez que é necessário compreender se as oscilações dos preços nesse mercado são justificadas por fundamentos ou se existe um grande impacto de especulação e irracionalidade (Belke & Keil, 2017). No entanto, ainda não há um consenso em relação às principais características da equação agregada de preços de imóveis, conforme apontam Iossifov et al. (2008).

Grande parte disso se deve às diferenças nas bases de dados encontradas de país para país, de modo que é possível aplicar diferentes metodologias e analisar diferentes aspectos do mercado imobiliário.

Este trabalho tem como objetivo contribuir para a literatura nacional a respeito do tema ao analisar empiricamente alguns dos principais fatores que impactam a formação dos preços do mercado de imóveis residenciais do Brasil, especialmente com o uso de ferramentas econométricas para tratar das características singulares desse tipo de bem. Para isso, será aplicado um conjunto de variáveis, testadas em outros estudos internacionais, para o caso brasileiro, de modo a entender aspectos relevantes do Brasil em comparação com os resultados obtidos com o que se observou na literatura econômica. São utilizados dados econômicos gerais e específicos das localidades, retirados de séries históricas, como a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (Pnad) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

As próximas seções estão estruturadas da seguinte forma: a seguir, apresenta-se a revisão da literatura a respeito do tema, tanto teórica quanto empírica; depois, detalha-se a estratégia empírica adotada; posteriormente, indicam-se a base de dados coletada e os resultados obtidos a partir das estimações dos modelos; e, por fim, avaliam-se os resultados encontrados e traçam-se alguns comparativos com a literatura internacional.

1

REVISÃO DA LITERATURA

Dentre os vários mercados estudados pelas ciências econômicas, o mercado imobiliário se destaca como um dos mais peculiares. Primeiramente, vale destacar a importância que esse tipo de bem tem para as famílias, pois, além de satisfazer a necessidade básica de abrigo do ser humano, é um investimento com grande peso na cesta de consumo familiar e possui valor colateral (Sant'Ana Júnior, 2006). Além disso, é importante ressaltar que os imóveis são bens com características pouco usuais, já que seu tempo de construção é longo, os custos de construção são elevados e são rígidos espacialmente. Para facilitar o estudo desses bens, geralmente seus atributos são analisados em dois grupos, sendo um deles composto pelas características mais particulares do imóvel, como localização e estilo da construção, e o outro composto por características associadas ao imóvel, como fatores socioeconômicos (Sant'Ana Júnior, 2006).

■ 1.1 Modelos teóricos

Hlaváček e Komárek (2011) evidenciam que os fatores fundamentais que determinam os preços de propriedades tradicionalmente podem ser divididos entre fatores de oferta e fatores de demanda.

Os fatores de demanda enfatizam as diferentes margens de substituição envolvidas no problema de otimização das famílias, de maneira que em equilíbrio elas são indiferentes entre consumir uma unidade extra de imóveis e uma unidade extra de um outro bem de consumo qualquer (Iossifov et al., 2008). Desse modo, conforme aponta Poterba (1984), em um mercado perfeito os indivíduos consomem unidades adicionais de imóveis até que o valor marginal da utilidade provida por esses bens se iguale a seus custos, sendo o custo do usuário a diferença entre os custos monetários de uma residência e seus benefícios.

Em contrapartida, no lado da oferta, segundo Iossifov et al. (2008), em um mercado perfeito o volume de construções é determinado pelos preços reais, enquanto estes são determinados pelo custo real de construção e da terra (Hilbers et al., 2001). Desse modo, em equilíbrio, o custo de produzir uma unidade extra de residência deve ser igual ao seu preço de venda (Iossifov et al., 2008). No entanto, é importante ressaltar que o lado da oferta apresenta rigidez e defasagens por causa do longo tempo necessário para se construir um projeto, entre outros fatores. Em razão dessas características peculiares, Poterba (1984) divide o mercado residencial entre dois segmentos: o segmento das residências já prontas, no qual a oferta é inelástica e os preços são definidos; e o segmento das residências em construção, cujo volume é determinado pelos preços. Dessa forma, um aumento da necessidade por residências leva, *ceteris paribus*, a um aumento nos preços dos apartamentos, dada a oferta inelástica no curto prazo.

■ 1.2 Modelos empíricos

Na literatura econômica a respeito dos determinantes dos preços de imóveis, é possível encontrar uma série de metodologias diferentes. A primeira abordagem, segundo Belke e Keil (2017), relaciona o preço de imóveis com os ganhos futuros esperados pelo proprietário, descontados a valor presente. Ou seja, o valor do imóvel deve ser igual ao valor presente descontado de toda a renda futura esperada, e esta depende de fatores como taxa de juros, impostos, valorização do bem, entre outros fatores estruturais da economia (Hilbers et al., 2001).

A segunda abordagem foca o endividamento das famílias ao analisar os índices: preço/renda, empréstimos/valor ou um índice de acessibilidade, como a razão entre o custo mensal da hipoteca e a renda. Segundo Girouard et al. (2006), medidas como o índice preço/renda nos permite visualizar se as residências estão ou não ao alcance do comprador médio. Se o índice sobe acima de sua média de longo prazo, pode ser um indicador de que os preços estão supervalorizados.

A terceira abordagem é a de preços hedônicos, em que características específicas da propriedade ou da sua vizinhança contribuem para o valor final de imóveis residenciais (Belke & Keil, 2017). Rosen (1974), em trabalho seminal a respeito do tema, mostra que os preços hedônicos são definidos como os preços implícitos dos atributos que são revelados aos agentes econômicos a partir dos preços observados de produtos diferenciados e das quantidades específicas de características associadas a eles. Dessa forma, os preços hedônicos utilizam dados de mercado para a determinação do valor dos atributos de um bem particular.

Para o caso brasileiro, existem diversos trabalhos que aplicaram o modelo de preços hedônicos para algum aspecto específico de diferentes cidades brasileiras. Em especial, Teixeira e Serra (2006) estudaram os impactos da criminalidade sobre o meio urbano. Foram estimados modelos para demonstrar a disposição das famílias de pagar para residir em regiões consideradas mais seguras em Curitiba. Paixão (2009) e Pontes et al. (2011) também avaliaram os impactos da criminalidade sobre os preços de bens imobiliários para a cidade de Belo Horizonte usando de dados da prefeitura. Em ambos os estudos, foram encontrados resultados que apontam para uma redução no preço dos imóveis em decorrência da criminalidade, sendo esta considerada, portanto, um custo implícito sobre o preço desses bens.

Por último, a abordagem dos modelos econométricos que utilizam dados econômicos nacionais, regionais ou locais como determinantes dos preços de imóveis. Essas abordagens se diferem da hedônica, pois não tratam das características específicas dos bens de maneira direta, fazendo, geralmente, o uso de dados agregados em conjunto com ferramentas econométricas para tratar da heterogeneidade desse mercado.

Destaca-se novamente o trabalho de Hlaváček e Komárek (2011), que fizeram regressões por mínimos quadrados ordinários (MQO) e efeitos fixos usando dados de preços de apartamentos da República Checa e um conjunto de variáveis explicativas, encontrando, por exemplo, que as variáveis demográficas eram determinantes significativos dos preços. Além disso, é impor-

tante destacar o trabalho de Belke e Keil (2017) que utilizam, além da abordagem de efeitos fixos, um MQO agrupado para dados de 127 regiões da Alemanha em um período que compreendeu os anos de 1995 e 2010.

Outro trabalho relevante é o de Iossifov et al. (2008), que estimaram diversos modelos usando a metodologia de dados em painel e corte transversal para dados de 89 países, e obtiveram a melhor estimativa da elasticidade de juros dos preços de imóveis residenciais, o que é de grande relevância para os definidores de políticas públicas, conforme ressaltam os próprios pesquisadores. Entre os principais determinantes destacados no artigo, encontram-se a renda, a taxa de desemprego, as taxas de juros de curto e longo prazos, a inflação, os incentivos fiscais e os fatores demográficos.

Além dos fatores citados anteriormente, é importante citar trabalhos que buscaram investigar a presença de vieses de comportamento. Case e Shiller (1988) ressaltam a importância de investigar fatores comportamentais em um mercado dominado por indivíduos fazendo transações com suas próprias residências e sofrendo influência de custos transacionais e impostos. Desse modo, o mercado imobiliário residencial está sujeito a ineficiências não só pelas características de seus bens citados anteriormente, mas também por conta de fatores relacionados aos indivíduos que participam dele. No Brasil, o estudo de Brando e Barbedo (2016) buscou investigar em que medida variáveis comportamentais e econômicas afetam os preços de imóveis para as cidades de São Paulo e Rio de Janeiro. Os autores encontraram influência de determinantes não usuais do ponto de vista econômico e de fatores comportamentais para o curto prazo, o que corrobora a literatura internacional.

2

METODOLOGIA

■ 2.1 Abordagem econométrica

Segundo Belke e Keil (2017), um dos grandes desafios de analisar empiricamente os preços de imóveis é que eles são dependentes em grande medida das características do bem, sendo elas bastante heterogêneas. Dessa forma, surge um grande desafio aos pesquisadores no sentido de conseguir incorporar aos modelos todos os fatores principais que determinam o preço de um bem imobiliário, de modo que mesmo os modelos que trabalham mais inten-

samente com as particularidades dos imóveis, como os hedônicos, enfrentam dificuldades em conseguir dados suficientes para essa análise.

No caso do mercado imobiliário, é um grande desafio encontrar variáveis que sejam suficientes para explicar a grande heterogeneidade existente nesses bens. Uma das alternativas para se tratar a heterogeneidade entre indivíduos é o modelo de mínimos quadrados com variáveis *dummy* para efeitos fixos. Esse modelo se difere de um modelo MQO ao permitir que cada indivíduo tenha seu próprio intercepto (Gujarati & Porter, 2011). Dessa forma, temos interceptos que diferem entre os indivíduos, mas são invariantes no tempo.

O presente trabalho segue a metodologia adotada por Hlaváček e Komárek (2011) e Belke e Keil (2017), que consiste em usar um painel de dados para tratar esse problema da heterogeneidade das características dos imóveis omitida, via estimação por modelos fixos ou aleatórios. Para o tratamento econométrico, utilizaram-se como referências os trabalhos de Wooldridge (2013) e Cameron e Trivedi (2009).

Uma interpretação genérica e mais simples dessa abordagem pode ser encontrada em Wooldridge (2013), que mostra que, ao separarmos os fatores não observados que afetam a variável dependente em dois, teremos um invariante com o tempo (α_i), chamado de efeito fixo, e um erro de variação temporal ou idiossincrático (u_{it}), tal que:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it1} + \dots + \beta_k x_{itk} + \alpha_i + u_{it} \quad (1)$$

Dessa forma, quando se utilizam métodos como o de primeiras diferenças ou de efeitos fixos/transformação intragrupo (Wooldridge, 2013), é possível eliminar o termo de erro invariante com o tempo e assim tratar a correlação entre o termo de erro e as demais variáveis do modelo. Para o mercado imobiliário, mais especificamente, pode-se tratar o agregado de características heterogêneas dos imóveis de cada região como sendo efeitos fixos específicos da região, de modo que obteremos a seguinte equação:

$$p_{it} = \beta_1 x_{it} + \beta_2 x_t + \alpha_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Em que p_{it} é o preço dos imóveis residenciais no ano t para a cidade i , α_i são os efeitos fixos específicos para cidades, α_t são os efeitos fixos específicos para anos, x_{it} é um vetor contendo determinantes que variam para as cidades e para o tempo, e x_t é um vetor contendo determinantes que variam somente para o tempo. Já ε_{it} é o termo de erro, e β_1 e β_2 são vetores dos coeficientes a serem estimados.

O modelo estimado inicialmente será o MQO agrupado que não inclui os termos α_i e α_t de efeitos fixos. O MQO agrupado serve como um parâmetro de comparação para o modelo de efeitos fixos estimado na sequência, modelo que remove os fatores não observados α ao se retirar a média do modelo original e subtraí-la dele, obtendo uma nova função sem o fator não explicado invariável com o tempo que é estimada via MQO agrupado.

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta_1 (x_{it} - \bar{x}_i) + u_{it} - \bar{u}_i \quad (3)$$

Por último, será realizada a estimação do modelo de efeitos aleatórios que leva em consideração o pressuposto de que os fatores não observados não possuem autocorrelação com as variáveis explicativas, de modo que os leva em consideração e utiliza o método de mínimos quadrados generalizados para corrigir o problema de correlação serial que surge quando se utiliza o termo de erro composto.

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it1} + \dots + \beta_{1k} x_{itk} + v_{it} \quad (4)$$

$$v_{it} = a_i + u_{it} \quad (5)$$

Dessa forma, a diferença entre os modelos de efeitos fixos e efeitos aleatórios consiste no seu pressuposto a respeito da correlação entre o efeito fixo e as variáveis explicativas. Enquanto no modelo de efeitos fixos há correlação entre α_i e os regressores x_{it} , no modelo de efeitos aleatórios há um pressuposto mais forte de não correlação.

Na sequência são realizados os testes de Breusch-Pagan, de Chow e, por último, o teste de Hausman. O teste de Breusch-Pagan é usado para verificar

a presença ou não do problema de heteroscedasticidade em uma regressão linear. A hipótese nula é de homoscedasticidade.

Já o teste de Chow mede se há diferença entre os coeficientes angulares em períodos diferentes ao buscar captar a presença de quebras estruturais. A hipótese nula é de que os erros são independentes e distribuídos igualmente segundo uma normal com variância desconhecida.

O teste de especificação de Hausman avalia a consistência de um estimador quando comparado com a alternativa cuja consistência já é conhecida. Dessa forma, o teste ajuda a escolher o modelo que melhor corresponde à amostra entre efeito fixo e aleatório.

Com esses três testes realizados em sequência, é possível determinar qual dos três métodos, MQO agrupado, efeitos fixos e efeitos aleatórios, é o mais adequado para o problema analisado.

■ 2.2 Abordagem hedônica

Conforme já discutido, embora os modelos econométricos sejam capazes de controlar a heterogeneidade dos imóveis para obter análises confiáveis, eles são mais comumente aplicados para dados mais gerais de uma economia. Dessa forma, a metodologia mais indicada para análises, levando em consideração as características regionais e do imóvel, é a hedônica, uma vez que ela permite incorporar características do bem e de sua vizinhança no estudo. Dessa forma, para capturar quanto cada uma dessas especificidades contribui para o valor final dos imóveis, o preço é dado como uma função de uma série de características e um termo de erro:

$$p_i = f(x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{hi}, u_i) \quad (6)$$

Uma maneira de definir a forma funcional mais adequada é por meio da transformação Box-Cox parcial. Paixão (2009) mostra que ela pode ser definida como:

$$p^\lambda - \frac{1}{\lambda}, \text{ para } \lambda \neq 0 \text{ e } \ln(P), \text{ para } \lambda = 0 \quad (7)$$

Nela, o P representa o preço do imóvel, de modo que o λ é calculado a partir da Equação 6 pelo método da máxima verossimilhança. Quando $\lambda = 0$, o modelo mais adequado é o log-linear:

$$\ln(p) = f(x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ki}, u_i) \quad (8)$$

Já quando o $\lambda = 1$, o modelo mais adequado é o linear, conforme descrito na Equação 6. Após obtidos os resultados, a estatística do teste é a do *log likelihood*, de forma que quanto maior a estatística obtida, mais adequada é a forma funcional aos dados.

Visando obter uma definição da melhor forma funcional antes de obter as estimações, foi utilizada neste trabalho a transformação Box-Cox parcial. Uma vez definida a forma funcional, prosseguiu-se com a estimação do modelo pelo método de MQO.

3 DADOS

■ 3.1 Abordagem econométrica

3.1.1 Variáveis

A escolha das variáveis explicativas se deu a partir dos principais determinantes relatados na revisão de literatura, juntamente com a disponibilidade dos dados no Brasil. É importante destacar que as variáveis escolhidas visam analisar os determinantes dos preços do lado da demanda, uma vez que, conforme já discutido, a análise pelo lado da oferta requer um horizonte de tempo mais longo.

Todas as variáveis foram coletadas abrangendo o período que vai de 2012 a 2020. Um horizonte temporal maior não foi possível de ser construído por causa de diversos problemas de descontinuidade e quebras em várias bases de dados no Brasil. Por isso, a escolha das variáveis explicativas levou em consideração que, no curto prazo, os preços dos imóveis são determinados por flutuações na demanda agregada (Poterba, 1984). As bases coletadas possuíam

dados trimestrais e mensais, de modo que, para a realização das análises anuais, foi considerada uma média simples das informações de cada ano.

Algumas variáveis são específicas não só para um período, mas também para localização, de forma que as cidades analisadas no modelo principal foram: São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Fortaleza, Recife, Salvador, Porto Alegre, Curitiba, Vitória, Brasília e Florianópolis. Elas estão entre as principais capitais do país e correspondem a grande parte das principais regiões de destaque econômico em diferentes localizações do território brasileiro, o que é fundamental dada a grande discrepância das características econômicas entre os estados.

Os dados demográficos foram obtidos na Pnad do IBGE e são específicos para as localidades. Os dados de renda e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) também foram retirados da base de dados do IBGE, sendo as informações dos rendimentos específicas para localidades. Já a taxa Selic e as informações de concessões de créditos com recursos direcionados para o mercado imobiliário foram retiradas da base de dados do Banco Central do Brasil (BCB). Outras bases de dados específicas para uma variável, bem como as demais informações relevantes de cada dado extraído e eventuais transformações realizadas nos dados, encontram-se na Tabela 1.

Como variável explicada, é utilizado o preço dos imóveis. A principal referência no país para os preços de imóveis residenciais atualmente é o índice Fipezap de preços de imóveis anunciados. Trata-se do primeiro indicador de preços de venda e locação de imóveis com abrangência nacional do Brasil. Os dados são obtidos a partir de anúncios do portal Zap Imóveis, e o índice é calculado pela Fipe. Entre as informações disponíveis na base de dados, está o preço médio por metro quadrado, que foi utilizado como variável dependente. As regressões foram feitas utilizando o log natural da variável.

As variáveis explicativas são apresentadas na Tabela 1.

Tabela 1

Variáveis explicativas

Variável	Explicação
População economicamente ativa	Número total de pessoas com idade entre 15 e 60 anos. Os dados estão em milhares.
Renda	Logaritmo natural do rendimento médio.

(continua)

Tabela 1

Variáveis explicativas (conclusão)

Variável	Explicação
Renda no trabalho principal	
Renda relativa	Mostra se a renda média obtida no período foi maior ou menor do que a renda média que as famílias estão acostumadas a receber.
Estrutura etária (%)	Razão entre o número de pessoas abaixo de 15 anos ou acima de 60 anos, e o número de pessoas entre 15 e 60 anos.
Desemprego (%)	Número de trabalhadores desempregados que procuram por trabalho em relação ao total da população economicamente ativa (PEA).
Taxa Selic	Taxa básica de juros da economia brasileira.
Crédito	Refere-se às concessões de crédito com recursos direcionados a pessoas físicas para financiamento imobiliário com taxas de mercado.
IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo.

Fonte: Elaborada pelos autores.

3.1.2 Análise dos dados

As estatísticas descritivas das variáveis revelam que o preço médio dos imóveis das cidades analisadas no período de 2012 a 2020 é de R\$ 6.496, tendo como valor máximo R\$ 10.681. A variável PEA apresentou uma grande diferença entre o primeiro quartil e o terceiro quartil, que é fruto de uma grande discrepância na distribuição da população no território brasileiro. Ainda em relação às variáveis demográficas, a média da razão de dependência foi de 47,96%, indicando que o Brasil possui uma parcela expressiva de jovens e idosos em sua população.

Tabela 2

Estatísticas descritivas das variáveis

Variável	Mín.	1° quartil	Mediana	Média	3° quartil	Máx.
Preços	3.905	5.547	6.208	6.496	7.314	10.681
PEA	287	1.199	2.066	2.673	2.486	10.136
Razão de dependência	0,3862	0,4489	0,4717	0,4796	0,5095	0,624
Desemprego	0,03525	0,077	0,107	0,10225	0,12537	0,175

(continua)

Tabela 2

Estatísticas descritivas das variáveis (conclusão)

Variável	Mín.	1° quartil	Mediana	Média	3° quartil	Máx.
Renda efetiva	2.090	3.124	3.500	3.499	4.107	4.645
Renda habitual	2.079	2.981	3.420	3.363	3.879	4.443
Renda relativa	0,9971	1,0176	1,0332	1,0399	1,0484	1,1659
Crédito	541	691,8	792,9	939,1	1254	1519
Selic	0,02109	0,06422	0,08482	0,08817	0,1091	0,14028

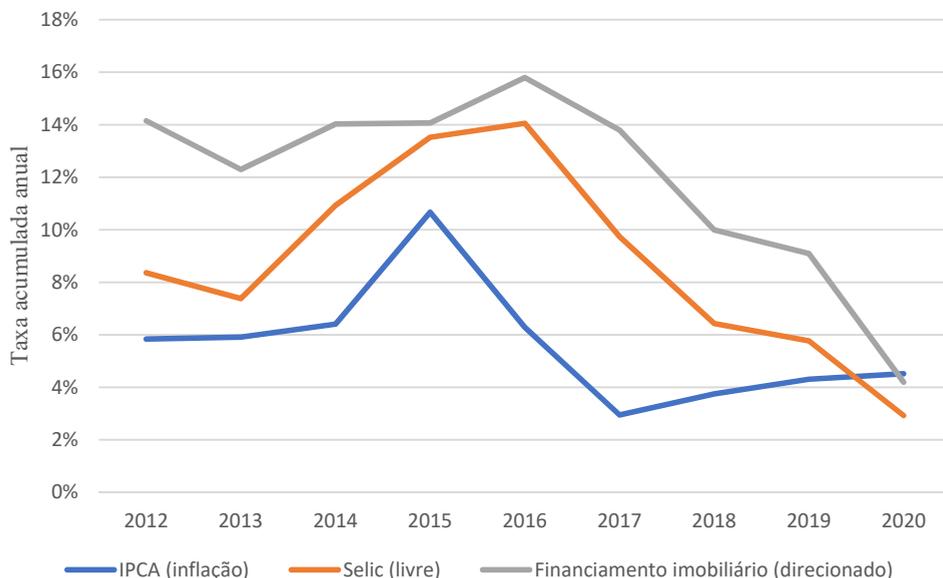
Fonte: Elaborada pelos autores com dados do IBGE, do BCB e do Fipezap.

A Figura 1 mostra a trajetória das taxas analisadas. Com ela podemos perceber que o movimento de estabilização da inflação foi acompanhado por uma redução gradativa na taxa Selic, em razão das políticas monetárias adotadas no Brasil. Além disso, é importante ressaltar que as taxas de juros direcionadas acompanham a trajetória da taxa livre do mercado (Selic), corroborando a literatura econômica apresentada em Mendonça (2013). Além disso, quando se analisam conjuntamente a Figura 1 e Tabela 3, é possível perceber que o período de estabilização da inflação e diminuição da taxa básica de juros ocorreu concomitantemente a uma estabilização no aumento dos preços dos imóveis residenciais, havendo inclusive redução em algumas cidades. Essas tendências são explicadas pelo período de atividade econômica mais reprimida no país a partir de 2014, mais notadamente em Brasília.

Ainda em relação à Tabela 3, é interessante observar que os preços no Rio de Janeiro e em São Paulo são notadamente superiores aos das demais que cidades, o que é explicado pelo seu maior dinamismo econômico. Embora a diferença nos preços nas duas cidades fosse maior em 2012, houve uma convergência ao longo dos anos, de modo que elas se encontram em patamares bem próximos, o que possivelmente está relacionado com a crise econômica e a política vivenciada no Estado do Rio de Janeiro.

Figura 1

Taxas trimestrais acumuladas



Fonte: Elaborada pelos autores com dados do IBGE.

Tabela 3

Preço médio anual de imóveis residenciais por cidade

Cidade/Ano	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
Belo Horizonte	5.009	5.342	5.822	6.134	6.208	6.597	6.645	6.608	6.644
Brasília	7.585	7.707	7.853	7.806	7.723	7.569	7.400	7.513	7.389
Curitiba	3.937	4.732	5.546	5.604	5.761	5.927	6.012	6.035	6.011
Florianópolis	4.525	4.981	5.576	5.931	6.275	6.477	6.692	6.876	6.806
Fortaleza	5.077	5.465	6.071	6.454	6.629	6.482	6.367	6.167	6.174
Porto Alegre	4.591	5.067	5.463	5.697	5.862	5.950	5.936	5.881	5.952
Recife	5.154	5.548	6.164	6.369	6.314	6.294	6.354	6.248	6.308
Rio de Janeiro	8.397	9.325	10.431	10.681	10.386	10.094	9.650	9.409	9.595
Salvador	3.905	4.268	4.632	4.844	4.902	4.986	4.956	4.966	4.989
São Paulo	6.587	7.238	8.053	8.439	8.498	8.580	8.729	8.911	8.806
Vitória	4.217	4.642	5.322	5.834	6.158	6.175	6.301	6.513	6.404

Fonte: Elaborada pelos autores com dados do IBGE.

No intuito de analisar a relação entre as variáveis independentes, foi realizado o teste Variance inflation factor (fator de inflação da variância) – VIF (a fim de identificar uma possível multicolinearidade. Segundo Wooldridge (2013), o teste VIF é uma estatística de coeficiente individual que mostra como a variância de um estimador é inflada pela multicolinearidade. O teste VIF das variáveis explicativas evidenciou que nenhuma delas possui uma correlação significativa, dado que nenhum dos valores encontrados foi maior do que 5. Dessa forma, não foi necessário retirar nenhuma das variáveis para evitar um problema de multicolinearidade

■ 3.2 Abordagem hedônica

3.2.1 Variáveis

A principal base de dados utilizada para a obtenção das informações referentes às características específicas do imóvel foi a do Imposto de Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) de Belo Horizonte, do ano de 2016. Os dados do ITBI são disponibilizados pela Secretaria Municipal de Fazenda da prefeitura de Belo Horizonte, em que se encontram características como: área do imóvel, idade, preço avaliado pela prefeitura e localização.

Além do ITBI, foram obtidos dados do Índice de Qualidade de Vida Urbana (IQVU) de 2016, referentes às características das localidades. Eles foram retirados da Secretaria Municipal de Planejamento, Orçamento e Gestão da prefeitura de Belo Horizonte. Os dados do IQVU são disponibilizados por unidade de planejamento (UP) que é um zoneamento da cidade feito pela prefeitura, de forma a agrupar regiões com características semelhantes. O IQVU é um índice que visa mensurar a quantidade e a qualidade da oferta de bens e serviços públicos e privados em um espaço urbano.

Segundo relatório metodológico da prefeitura de Belo Horizonte (2016), todas as variáveis retiradas desse índice possuem uma lógica de interpretação positiva, isto é, quanto maior o seu valor, melhor é o resultado. Essa interpretação foi adotada com o objetivo de padronizar a interpretação de todos os indicadores. Para isso, é realizada uma conversão nos indicadores de lógica interpretativa negativa, como o número de crimes, de modo que o analisado é a ausência do fator em relação a uma outra área, ou seja, a subtração do valor obtido para determinada área do valor máximo encontrado em todas as UPs. Além disso, o IQVU possui indicadores de natureza qualitativa e quantitativa, de modo que o agregado é calculado usando o indicador de quantidade para ponderar o indicador de qualidade.

Uma vez agregados os indicadores, é obtida uma média simples, a qual dá origem ao Índice de Oferta Local (IOL). O IQVU final é calculado a partir de uma correção de modo a considerar os deslocamentos da população para acessar determinado serviço. Dessa forma, o IOL corresponde à oferta de serviços em uma determinada região, enquanto o IQVU leva em consideração o tipo de serviço e sua disponibilidade em cada região. Os dois indicadores foram utilizados, portanto, para capturar as diferenças entre a oferta de serviços locais e a oferta de serviços na cidade como um todo. Dada a similaridade entre os índices, apesar de não ter sido detectada a presença de multicolinearidade, existe a possibilidade de alguns índices funcionarem como *colliders*, o que levaria a um viés de seleção e, conseqüentemente, a correlações espúrias (Elwert & Winship, 2014). Com isso, apenas o índice de saúde foi utilizado nas estimativas.

Como variável explicada temos o *preço de transação*. Trata-se do preço de transação declarado à prefeitura para pagamento do ITBI. Consideraram-se dados de transações de apartamentos e casas residenciais. É importante ressaltar que se retiraram da base todos os dados cujo preço da transação declarado foi menor do que a avaliação da prefeitura, de modo a evitar a subdeclaração.

As variáveis explicativas são delineadas na Tabela 4.

Tabela 4
Variáveis explicativas

Variável	Explicação
Idade	Idade fiscal do imóvel.
Área	Área total do imóvel medida em metros quadrados.
Padrão de acabamento	Variável categórica dividida em: luxo, alto, normal, baixo e popular.
Unidade de planejamento	Variável categórica referente à localização da residência: ZA (zona adensada), ZAP (zona adensada preferencial), ZAR1 (zona de adensamento restrito 1), ZAR2 (zona de adensamento restrito 2), ZCBH (zona central de Belo Horizonte), ZCVN (zona central de venda nova), ZHIP (zona hipercentral), ZP2 (zona de proteção 2) e ZP3 (zona de proteção 3).
IOL e IQVU saúde	Índice que mede a qualidade de vida em cada zona e captura características referentes à localização dos imóveis.
Desemprego (%)	Número de trabalhadores desempregados que procuram por trabalho em relação ao total da PEA.
Taxa Selic	Taxa básica de juros da economia brasileira.

(continua)

Tabela 4

Variáveis explicativas (conclusão)

Variável	Explicação
Crédito	Refere-se às concessões de crédito com recursos direcionados a pessoas físicas para financiamento imobiliário com taxas de mercado.
IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo.

Fonte: Elaborada pelos autores.

3.2.2 Análise dos dados

A Tabela 5 mostra as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas. Os preços de transações apresentaram uma mediana de R\$ 300.000,00 e um valor máximo de R\$ 8.500.000,00, o que aponta a existência de uma enorme disparidade de poder aquisitivo na cidade de Belo Horizonte. Essa discrepância também é visualizada na variável área e em todos os subitens das variáveis IQVU e IOL, nas quais os valores máximos encontrados são significativamente superiores aos valores médios e medianos, na maior parte dos casos. Essa análise é corroborada pela Figura 2, que mostra que as regiões associadas a um poder aquisitivo mais alto possuem um preço médio de transação de residências muito acima das outras regiões.

Tabela 5

Estatísticas descritivas das variáveis

Variável	Min.	1st Qu	Median	Mean	3rd Qu	Max.
Preço	1000	205534	300000	424487	482000	8500000
Idade	0	1	6	14	22	86
Área	1,0900	62,0900	92,5	136,35	144	8413,6000
IQVU Abastecimento	0,4732	0,5481	0,7880	0,7245	0,8687	0,9661
IQVU Cultura	0,2276	0,3360	0,4847	0,4835	0,5725	0,8476
IQVU Educação	0,2923	0,5730	0,8501	0,7574	0,9049	0,9293
IQVU Esportes	0,2009	0,4732	0,6571	0,6312	0,8172	0,9750
IQVU Habitação	0,3892	0,7442	0,8046	0,8078	0,8452	0,9578
IQVU Infraestrutura	0,7348	0,7608	0,8595	0,8401	0,8872	0,9518
IQVU Meio ambiente	0,4625	0,7213	0,7432	0,7788	0,8834	0,9394

(continua)

Tabela 5

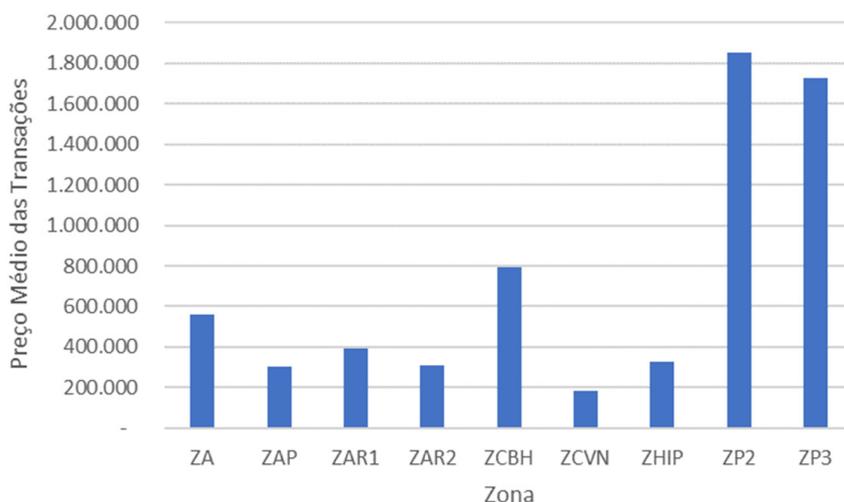
Estatísticas descritivas das variáveis (conclusão)

Variável	Min.	1st Qu	Median	Mean	3rd Qu	Max.
IQVU Saúde	0,2870	0,5978	0,6970	0,6755	0,7556	0,8436
IQVU Serviços urbanos	0,3267	0,3719	0,5511	0,5372	0,6152	0,8944
IQVU Segurança	0,0760	0,1905	0,2601	0,3158	0,3595	0,9387
IOL Abastecimento	0,4549	0,7170	0,8915	0,8423	0,9159	1,0000
IOL Cultura	0,0544	0,2170	0,3557	0,4450	0,5780	0,9972
IOL Educação	0,2167	0,5231	0,8586	0,7458	0,9153	0,9336
IOL Esportes	0,0000	0,2652	0,6711	0,5527	0,8333	0,9995
IOL Habitação	0,3892	0,2442	0,8046	0,8078	0,8452	0,9578
IOL Infraestrutura	0,7348	0,7608	0,8595	0,8401	0,8872	0,9518
IOL Meio ambiente	0,4625	0,7213	0,7432	0,7788	0,8834	0,9394
IOL Saúde	0,1705	0,5588	0,7167	0,6774	0,7793	0,9596
IOL Serviços urbanos	0,2483	0,2954	0,4561	0,4922	0,6171	0,9861
IOL Segurança	0,0760	0,1905	0,2610	0,3158	0,3595	0,9387

Fonte: Elaborada pelos autores com dados da prefeitura de Belo Horizonte.

Figura 2

Preço médio das transações de imóveis residenciais por zona

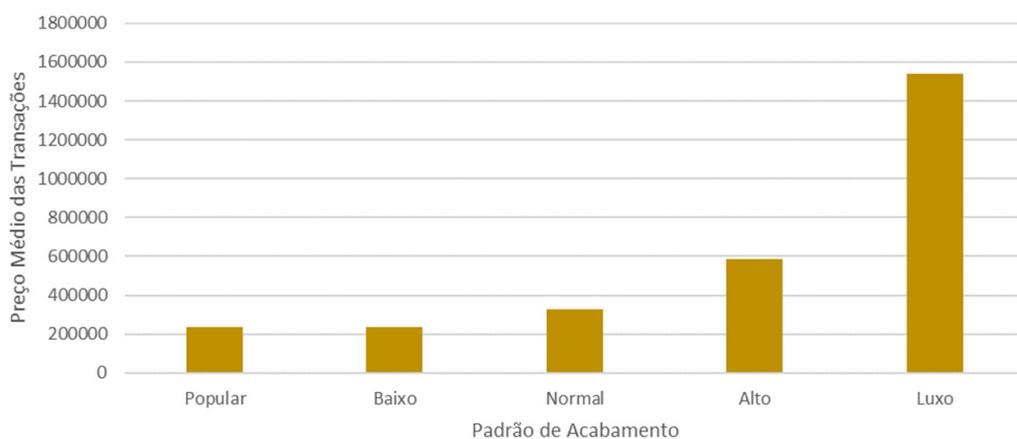


Fonte: Elaborada pelos autores com dados da prefeitura de Belo Horizonte.

Também é possível notar essa grande diferença na Figura 3, em que se observa que o padrão de acabamento luxo possui um preço médio de transação muito superior ao das demais categorias. É importante notar também que não há uma grande diferença no preço médio entre os padrões popular e baixo, enquanto o normal e o alto aumentam gradativamente.

Figura 3

Preço médio das transações de imóveis residenciais por padrão de acabamento



Fonte: Elaborada pelos autores com dados da prefeitura de Belo Horizonte.

Diferentemente do observado na seção 3.2.1, os dados selecionados para a abordagem hedônica apresentaram multicolinearidade. Diversas variáveis apresentaram inclusive valores maiores de 10. Por isso, excluíram-se das estimações as variáveis cultura, esportes, educação, habitação e serviços. Essas variáveis foram excluídas por apresentarem uma alta correlação com alguma outra variável e por serem consideradas menos relevantes para a análise do que as restantes.

4

RESULTADOS

4.1 Abordagem econométrica

As tabelas 6, 7 e 8 resumem os principais resultados dos modelos estimados que foram especificados na seção 3. Nessas tabelas, encontram-se as informações dos coeficientes estimados, bem como os seus respectivos p-valores. Os asteriscos são referentes aos testes de significância estatística individual de cada regressor.

De forma geral, os modelos apresentaram bons ajustes, com R^2 e R^2 ajustado acima de 0,5. Seguindo a metodologia descrita na seção 3, estimou-se inicialmente o MQO agrupado que serviu como comparativo para as outras estimativas e pode ser visto na Tabela 6. Os testes realizados com as diferentes variáveis de renda e os *lags* do IPCA se encontram nessa tabela, sendo a variável renda efetiva usada nos modelos (1), (2) e (3), a variável renda habitual usada nos modelos (4), (5) e (6), a variável renda relativa usada no modelo (7), o IPCA usado nos modelos (1), (4) e (7), o IPCA com *lag* de um período usado nos modelos (2) e (5), e o IPCA com *lag* de dois períodos usado nos modelos (3) e (6).

Todas as variáveis apresentaram significância estatística ao nível de 1%, com exceção do desemprego, do IPCA e do crédito. O comportamento das variáveis não mostrou grandes alterações entre os modelos. No entanto, algumas variáveis não seguiram o comportamento esperado inicialmente. Entre essas, destacam-se, principalmente, o desemprego e o crédito. Os sinais encontrados foram, respectivamente, positivos e negativos, o que contraria resultados empíricos encontrados em outros trabalhos.

Além delas, a variável estrutura etária também apresentou uma relação que não era esperada, tendo um impacto positivo sobre a variável dependente. Porém, é plausível assumir que, sendo o Brasil um país com uma pirâmide etária mais jovem, um número maior de dependentes está relacionado a um número maior de jovens abaixo da idade de trabalho na população, o que, por sua vez, está relacionado a um número maior de famílias constituídas. Conforme já discutido na seção 2, um número maior de famílias tende a estar positivamente relacionado a maiores preços de moradias.

Em relação à variável IPCA, observou-se uma relação positiva não esperada, mas inicialmente sem significância estatística nos modelos estimados. Pelo

fato de a aquisição de um imóvel ser um investimento com alto grau de compromisso financeiro por parte das famílias, a inflação corrente medida por uma cesta de bens e serviços, como o IPCA, pode não explicar alterações na sua tomada de decisão.

Com o objetivo de averiguar essa possível relação entre a inflação passada e os preços médios de imóveis residenciais, foram realizados testes com *lags* de um e dois períodos nessa variável. Os resultados obtidos foram satisfatórios para o modelo (7) que usa a renda relativa, uma vez que o coeficiente estimado apresentou significância estatística a 10%. No entanto, nas outras regressões, o IPCA não apresentou significância estatística e obteve os maiores coeficientes com o *lag* de um período. Como os modelos estimados com esse *lag* apresentaram os maiores R^2 , a variável IPCA foi utilizada com o *lag* de um período em todas as outras regressões.

A renda relativa não apresentou uma significância estatística. Não foram observadas grandes diferenças entre o impacto das rendas efetiva e habitual. A renda escolhida para as estimações posteriores foi a efetiva, de forma a capturar melhor o poder de compra das famílias de fato.

Tabela 6

Estimações das regressões por MQO agrupado

	Variável dependente						
	ln_preço						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
pea	0.00004***	0.00004***	0.00004***	0.00004***	0.00004***	0.00004***	0.00005***
	(0.00001)	(0.00001)	(0.00001)	(0.00001)	(0.00001)	(0.00001)	(0.00001)
ln_renda_efetiva	0.256***	0.259***	0.256***				
	(0.080)	(0.079)	(0.080)				
ln_renda_habitual				0.259***	0.256***	0.259***	
				(0.082)	(0.081)	(0.082)	
ln_renda_relativa							1.034
							(0.846)
est_etaria	1.706***	1.666***	1.694***	1.746***	1.713***	1.723***	1.754***
	(0.433)	(0.425)	(0.440)	(0.431)	(0.424)	(0.439)	(0.461)
IPCA	0.006			-0.053			
	(1.404)			(1.405)			

(continua)

Tabela 6

Estimações das regressões por MQO agrupado (conclusão)

	Variável dependente						
	ln_preço						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
lpca1		-1.619			-1.422		-2.329*
		(1.167)			(1.170)		(1.382)
lpca2			-0.112			-0.196	
			(0.975)			(0.975)	
Selic	1.169	1.947***	1.206**	1.113	1.768**	1.149**	2.491**
	(0.817)	(0.737)	(0.572)	(0.817)	(0.737)	(0.571)	(0.967)
desemprego	1.533**	1.499**	1.522**	1.596**	1.555**	1.576**	0.751
	(0.635)	(0.628)	(0.642)	(0.641)	(0.635)	(0.647)	(0.669)
ln_credito	-0.014	-0.030	-0.017	-0.018	-0.035	-0.026	-0.039
	(0.086)	(0.065)	(0.072)	(0.086)	(0.065)	(0.072)	(0.069)
Constante	5.562***	5.703***	5.600***	5.562***	5.746***	5.642***	7.854***
	(0.985)	(0.903)	(0.969)	(0.987)	(0.908)	(0.961)	(0.619)
Observações	99	99	99	99	99	99	99
R ²	0.566	0.575	0.566	0.566	0.573	0.566	0.533
R ² ajustado	0.533	0.542	0.533	0.532	0.540	0.533	0.497
Erro padrão dos resíduos (gl = 91)	0.152	0.151	0.152	0.153	0.151	0.152	0.158
Estatística F (gl = 7; 91)	16.964***	17.597***	16.968***	16.939***	17.425***	16.952***	14.857***

Fonte: Elaborada pelos autores com dados do IBGE, do BCB e do Fipezap.

Nota. *p < 0.1, ** p < 0.05 ***, p < 0.01.

Para fins comparativos, os painéis de dados foram estimados para efeitos fixos e aleatórios controlando tanto para efeitos individuais, (8) e (10), quanto para efeitos de tempo e indivíduos, (9) e (11), conforme mostra a Tabela 7. Os resultados encontrados entre os diferentes modelos foram semelhantes, o que é coerente porque não existem grandes discrepâncias entre o número de indivíduos e o número de períodos temporais na base de dados. Nas regressões por efeitos fixos, (8) e (9), as variáveis IPCA com *lag* de um período, Selic, desemprego e crédito não foram estatisticamente significantes, enquanto, nas regressões por efeitos aleatórios, (10) e (11), o desemprego voltou a ser significativo, mas somente a 10%.

O teste de Breusch-Pagan foi utilizado para comparar o modelo MQO com agrupamentos de cortes transversais (2) com o modelo (11) de efeitos aleatórios. A hipótese nula de homoscedasticidade não é rejeitada, uma vez que o p-valor apresentado foi maior do que 0,05. Logo, a escolha nesse caso é pelo modelo MQO agrupado.

O teste de Chow foi feito para comparar o modelo MQO agrupado com o modelo de efeitos fixos. A hipótese nula de igualdade de interceptos e inclinações não foi rejeitada. Sendo assim, o modelo mais apropriado seria o MQO agrupado.

Embora os resultados dos dois testes anteriores já descartassem a necessidade de realização do teste de Hausman, ele foi realizado para fins comparativos entre os modelos de efeitos fixos e efeitos aleatórios. A hipótese nula de que a diferença entre os coeficientes dos dois modelos é não sistemática não foi rejeitada, indicando que o modelo de efeitos aleatórios é mais consistente.

Os resultados desses testes indicam que a estimação com um modelo básico de agrupamento de cortes transversais e uma constante que é comum a todos (β_0) é a mais apropriada. Dessa forma, não existe uma heterogeneidade não observada que precisa ser tratada por algum dos métodos propostos. Além da análise dos testes estatísticos, uma comparação entre os modelos estimados mostra que o MQO agrupado é o único modelo a apresentar significância estatística para quase todas as variáveis explicativas. Portanto, ele possui uma especificação correta para os dados apresentados.

Tabela 7

Estimações por efeitos fixos e efeitos aleatórios

	Variável dependente			
	ln_preço			
	(8)	(9)	(10)	(11)
pea	0.00005*** (0.00001)	0.00005*** (0.00001)	0.00005*** (0.00001)	0.00005*** (0.00001)
ln_renda_efetiva	0.214** (0.085)	0.219** (0.090)	0.227*** (0.079)	0.227*** (0.079)
est_etaria	1.445*** (0.454)	1.543*** (0.486)	1.491*** (0.429)	1.488*** (0.429)

(continua)

Tabela 7

Estimações por efeitos fixos e efeitos aleatórios (conclusão)

	Variável dependente			
	ln_preço			
	(8)	(9)	(10)	(11)
ipca1	2.624	3.436	-0.203	-0.155
	(2.529)	(2.789)	(1.683)	(1.698)
selic	0.227	-0.056	1.164	1.139
	(1.917)	(2.056)	(1.089)	(1.100)
desemprego	1.044	1.146	1.190*	1.185*
	(0.700)	(0.744)	(0.641)	(0.641)
ln_credito	0.067	0.070	-0.035	-0.034
	(0.175)	(0.187)	(0.088)	(0.089)
Constante			6.091***	6.093***
			(1.010)	(1.014)
Observações	99	99	99	99
R ²	0.542	0.548	0.544	0.544
R ² ajustado	0.446	0.394	0.509	0.509
Estatística F	13.699*** (gl = 7; 81)	12.657*** (gl = 7; 73)	108.742***	108.579***

Fonte: Elaborada pelos autores com dados do IBGE, do BCB e do Fipezap.

Nota. *p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

Dessa forma, como mostra a Tabela 7, temos que o preço por metro quadrado dos imóveis é positivamente relacionado à PEA, à renda, à estrutura etária, à taxa Selic e ao desemprego, e negativamente relacionado à renda, ao IPCA com *lag* de um período e ao crédito, embora estes sejam estatisticamente insignificantes.

4.2 Abordagem hedônica

Seguindo a metodologia descrita na seção 2.2, inicialmente foi realizada a transformação de Box-Cox parcial com a base de dados. Os resultados indicaram que a forma funcional log-linear era a mais adequada para os dados.

Dessa forma, os modelos foram estimados usando a Equação 8 por MQO. Os resultados podem ser vistos na Tabela 8.

Tabela 8

Comparativo das estimações – MQO IQVU versus MQO IOL

	Variável dependente:	
	ln_preco	
	(12)	(13)
idade	-0.002*** (0.001)	-0.003*** (0.001)
area_const	0.0003*** (0.00002)	0.0003*** (0.00002)
popular	0.113 (0.089)	0.122 (0.088)
normal	0.339*** (0.028)	0.332*** (0.028)
alto	0.696*** (0.035)	0.675*** (0.035)
luxo	1.380*** (0.054)	1.354*** (0.055)
d_zar	0.265*** (0.031)	0.227*** (0.031)
d_zar1	0.208** (0.084)	0.198** (0.084)
d_zar2	-0.014 (0.023)	0.013 (0.023)
d_zcbh	0.511*** (0.037)	0.484*** (0.037)
d_zcvn	-0.400*** (0.086)	-0.402*** (0.086)
d_zhip	0.075* (0.044)	0.045 (0.044)
d_zp2	0.827*** (0.145)	0.819*** (0.145)

(continua)

Tabela 8

**Comparativo das estimações – MQO IQVU versus MQO IOL
(conclusão)**

	Variável dependente:	
	ln_preco	
	(12)	(13)
d_zp3	0.743*** (0.076)	0.731*** (0.076)
Saúde_iol	0.140 (0.100)	
Saúde_iqvu		0.571*** (0.144)
Constante	12.069*** (0.070)	11.792*** (0.097)
Observações	5,205	5,205
R ²	0.388	0.390
R ² ajustado	0.387	0.388
Erro padrão residual (gl = 5189)	0.572	0.571
Estatística F (gl = 15; 5189)	219.574***	221.077***

Fonte: Elaborada pelos autores com dados da prefeitura de Belo Horizonte.

Nota. *p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

A análise dos modelos estimados indicou que quase todas as variáveis referentes às características dos imóveis foram estatisticamente significantes a 1% e seguiram o que era esperado inicialmente. A variável idade apresentou um impacto negativo, e a variável área, um impacto positivo, embora ambas tenham apresentado efeitos pequenos sobre os preços dos imóveis. Do conjunto de variáveis *dummy* referentes ao padrão de acabamento, apenas o padrão *popular* não foi significativo estatisticamente, o que era esperado dada a proximidade de seu valor médio com o padrão *baixo*. Os coeficientes dos padrões *normal*, *alto* e *luxo* foram gradativamente maiores, conforme o que se esperava.

Já em relação ao conjunto de variáveis *dummy* de localização, os resultados observados também foram satisfatórios, e somente a ZAR2 e ZHIP não foram estatisticamente significativas. Conforme discutido na seção 3.2.1, a ZCVN

foi a única variável a apresentar coeficiente negativo. Os maiores coeficientes foram observados nas regiões ZP2, ZP3 e ZCBH, respectivamente, também conforme o que foi discutido na seção.

No entanto, os resultados obtidos com as variáveis referentes às características de cada localidade não seguiram o esperado, mesmo após a exclusão de algumas variáveis para se evitar a multicolinearidade. Optou-se, por fim, em se utilizar somente a variável referente à saúde, que não apresentou significância estatística na regressão (12), apesar do sinal ser o esperado. Em relação à regressão (13), a variável *saúde_iqvu* apresentou sinal positivo e se mostrou significativa, conforme esperado.

CONCLUSÃO

A falta de consenso em relação às principais características relevantes para explicar os preços de imóveis, conforme apontado por Iossifov et al. (2008), é facilmente explicada pela dificuldade em analisar bens extremamente heterogêneos e cujos dados disponíveis variam significativamente entre os países. Embora essas características intrínsecas do mercado imobiliário sejam um grande desafio aos pesquisadores, elas também permitem que um maior número de técnicas econométricas seja testado e uma maior variedade de análises diferentes seja feita. Este trabalho teve, portanto, o objetivo de analisar os determinantes dos preços dos imóveis no Brasil, sob a óptica de diferentes metodologias, em especial uma com abordagem mais macro, a denominada abordagem econométrica, e uma mais micro, a denominada abordagem hedônica. O emprego de cada técnica utilizada neste trabalho deve variar conforme o objetivo da análise e os dados disponíveis para ela.

Utilizando a abordagem econométrica, os melhores resultados foram encontrados com o modelo básico (2) estimado via MQO agrupado, o que a princípio contraria a ideia fundamental de se controlar a heterogeneidade dos imóveis. Porém, possivelmente, os resultados encontrados estão relacionados à limitação da base de dados, que possui um volume pequeno de observações, o que não se configura como o melhor cenário para o uso das metodologias de dados em painéis. Em estudos futuros, conforme as bases disponíveis forem aumentando, será interessante testar novamente a metodologia descrita para verificar se os resultados serão semelhantes ou se o melhor modelo ajustado e a relação entre as variáveis irão sofrer grandes alterações.

Apesar disso, os resultados encontrados foram satisfatórios à luz do objetivo do estudo. Utilizando a abordagem econométrica, foi possível entender como alguns dos principais indicadores econômicos do país afetam o mercado imobiliário residencial. Os preços dos imóveis residenciais nas cidades analisadas apresentaram uma elasticidade de 0,259 em relação à renda efetiva real, enquanto a PEA apresentou um coeficiente de 0,00004. Diferentemente de outros achados na literatura empírica, o coeficiente estimado para a estrutura etária foi de 1,66, indicando que, no caso do Brasil, as variáveis demográficas possuem um forte impacto sobre o preço dos imóveis. Além disso, a taxa Selic apresentou um coeficiente de 1,947, indicando que, no caso do Brasil, a taxa básica da economia está mais associada com o ciclo de negócios da economia, conforme apontado por Belke e Kleil (2017). No entanto, esse resultado não significa que uma política monetária contracionista irá estimular o mercado imobiliário. Conforme o estudo realizado por Mendonça (2013), um choque restritivo gera um impacto negativo sobre todas as variáveis mais relevantes ligadas ao mercado de imóveis.

Já na abordagem hedônica, os resultados encontrados corroboraram a análise dos dados em relação às grandes disparidades regionais no município de Belo Horizonte. As regiões associadas à população de maior poder aquisitivo obtiveram coeficientes estimados significativamente maiores, como as regiões ZP2 e ZP3, cujos valores encontrados foram, respectivamente, 0,827 e 0,743 na regressão (12). Além disso, é também importante destacar o impacto do padrão de acabamento sobre o preço médio dos imóveis. No caso de Belo Horizonte, observou-se um aumento de característica exponencial, conforme o padrão de acabamento aumentou. Nas estimativas obtidas para os índices de saúde, no entanto, só para um modelo a variável se mostrou significativa.

Por fim, estudos futuros poderiam buscar analisar melhor o papel dos deslocamentos intraurbanos sobre os preços dos imóveis residenciais, de forma que sejam consideradas não apenas as características específicas de uma localidade, mas também as de sua vizinhança. Conforme visto na comparação entre os modelos (12) e (13), existe uma diferença entre os efeitos estimados quando se comparam somente os serviços de um local com o acesso a serviços em todo o ambiente urbano.

THE FUNDAMENTAL DETERMINANTS OF REAL ESTATE PRICES: A STUDY FOR BRAZIL

Abstract

This study aims to analyze the main determinants of housing prices in Brazil. Considering that real estate are very heterogenic different methodologies were adopted in order to analyze the residential real estate market, both from a macro and micro perspective. In the first approach, models by pooled OLS, fixed effects and random effects were estimated in order to test the impact of important economic indicators in the country, such as: the Selic rate, unemployment and income. Among the results found, a price elasticity of 0.259 in relation to income was estimated. In the second approach, hedonic models that allow capturing the effect of the characteristics of the residences and their location on the property prices were estimated, for the city of Belo Horizonte. Among the results found, it is noteworthy that infrastructure has a positive impact on the price of real estate.

Keywords: Brazil; property prices; hedonic prices; panel data; real estate market.

Referências

- Belke, A., & Keil J. (2017). Fundamental determinants of real estate prices: A panel study of German regions. *International Advances in Economic Research*, 24, p. 25–45.
- Belo Horizonte (2016). Relatório geral sobre o cálculo do Índice de Qualidade de Vida Urbana de Belo Horizonte para 2016.
- Biderman, C. (2001). *Forças de atração e expulsão na Grande São Paulo*. [Tese de doutorado não publicada]. Fundação Getulio Vargas.
- Brando L., & Barbedo, C. H. (2016). Há fatores não econômicos na formação do preço de imóveis? *Revista de Administração Contemporânea*, 20(1), 106–130, <http://dx.doi.org/10.1590/1982-7849rac2016140095>
- Cameron A. C., & Trivedi, P. K. (2009). *Microeconometrics using Stata* (10th ed.). Stata Press.
- Case, K. E., & Shiller, R. J. (1988). The efficiency of the market for single family homes [Working Paper Series nº 2506]. *National Bureau of Economic Research*.
- Elwert, F., & Winship, C. (2014). Endogenous selection bias: The problem of conditioning. *Annual Review of Sociology*, 40, 31–53.

Girouard, N., Kennedy, M., Van Den Noord, P., & André, C. (2006). Recent house price developments: the role of fundamentals. *OECD Economics Department Working Papers*, 45.

Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2011). *Econometria básica* (5a ed.) AMGH.

Hilbers, P., Lei, Q., & Zacho, L. (2001). Real estate market developments and financial sector soundness [Working Paper n° 129]. *International Monetary Fund*.

Hlaváček, M., & Komárek, L. (2011). Regional analysis of housing price bubbles and their determinants in the Czech Republic. *Czech Journal of Economics and Finance*, 61, p. 61–91.

Iossifov, P., Čihák, M., & Shanghavi, A. (2008). Interest rate elasticity of residential housing prices [Working Paper n° 247]. *International Monetary Fund*.

Mendonça, M. J. (2013). O crédito imobiliário no Brasil e sua relação com a política monetária [Texto para discussão n° 1909]. *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada*.

Paixão, L. (2009). O impacto da violência no preço dos imóveis comerciais de Belo Horizonte: Uma abordagem hedônica. *Revista de Economia Aplicada*, 13(1), 125–152.

Pontes, E., Paixão, A., & Abramo, P. (2011). O mercado como revelador das preferências pelos atributos espaciais: uma análise do impacto da criminalidade urbana no preço de apartamentos em Belo Horizonte. *Revista de Economia Contemporânea*, 15(1), 171–197.

Poterba, J. M. (1984). Tax subsidies to owner-occupied housing: an asset-market approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 99(4), 729–752.

Rosen, S. (1974). Hedonic prices and implicit markets: production differentiation in pure competition. *Journal of Political Economy*, 82(1), 34–55.

Sant’Ana Júnior, L. S. (2006). *Determinantes do preço de imóveis residenciais na cidade de São Paulo*. [Dissertação de mestrado não publicada]. Fundação Getulio Vargas.

Teixeira, E., & Serra, M. (2006). O impacto da criminalidade no valor de locação de imóveis: O caso de Curitiba. *Economia e Sociedade*, 15(1), 175–207.

Wooldridge, J. M. (2013). *Introductory econometrics: A modern approach* (5th ed.). Cengage Learning.