

OS DETERMINANTES FUNDAMENTAIS DOS PREÇOS DOS IMÓVEIS RESIDENCIAIS: um estudo para o Brasil

Área 8 – Questões Urbanas e Metrôpoles

Guilherme Moreira da Costa Lopes¹

Ari Francisco de Araujo Junior²

Luiz Carlos Day Gama³

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 ótica macro quanto sob uma ótica 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 estimado uma elasticidade dos preços de 0,259 em relação a Renda. Já na segunda abordagem, foram estimados 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. Dentre os resultados encontrados, destaca-se que a Infraestrutura possui um impacto positivo sobre o preço dos imóveis.

Palavras-chave: Mercado Imobiliário; Dados em Painel; Preços Hedônicos.

Classificação JEL: D10; R21; R31

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.

Palavras-chave: Real Estate Market; Panel Data; Hedonic Prices.

¹ Economista pelo IBMEC BH.

² Professor Ibmecc BH e Doutorando em Economia Aplicada PPGOM/UFPEL.

³ Professor Ibmecc BH e Doutor em Economia Cedeplar/UFMG.

1. INTRODUÇÃO

O mercado imobiliário é um importante tema de estudo no meio econômico, devido à entre outros fatores 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 evidência 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 foram realizados 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 foi atingido um consenso em relação as principais características da equação agregada de preços de imóveis, conforme aponta Iossifov, Čihák e Shanghavi (2008). Grande parte disso se deve as 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 na 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 PNAD contínua do IBGE.

As próximas sessões estão estruturadas da seguinte forma. A seção 2, se destina a uma revisão da literatura a respeito do tema, tanto teórica quanto empírica. Na seção 3, será detalhada a estratégia empírica adotada. Na seção 4, encontram-se a base de dados coletada e os resultados obtidos a partir das estimações dos modelos. A seção 5 se destina a avaliar os resultados encontrados e traçar alguns comparativos com a literatura internacional.

2. REVISÃO DA LITERATURA

Dentre os vários mercados estudados pelas ciências econômicas, o mercado Imobiliário se destaca como um dos mais peculiares. Em primeiro lugar, 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, trata-se de um investimento com grande peso na cesta de consumo familiar e que possui valor como 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).

2.1 Modelos Teóricos

Hlaváček and 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; ČIHAK; SHANGHAVI, 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 esses são determinados pelo custo real de construção e da terra (HILBERS, LEI; ZACHO, 2001). Desse modo, em equilíbrio, o custo de se produzir uma unidade extra de residência deve ser igual ao seu preço de venda (IOSSIFOV, ČIHAK; SHANGHAVI, 2008). No entanto, é importante ressaltar que o lado da oferta apresenta rigidez e defasagens, devido ao 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, dado a oferta inelástica no curto prazo.

2.2. 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 essa depende de fatores como a taxa de juros, impostos, valorização do bem entre outros fatores estruturais da economia (HILBERS; LEI; ZACHO, 2001).

A segunda abordagem foca no 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 no 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 as 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 a pagar para residir em regiões consideradas mais seguras em Curitiba. Paixão (2009) e Pontes et al (2011) também avaliam os impactos da criminalidade sobre os preços de bens imobiliários para a cidade de Belo Horizonte usando de dados da Prefeitura da cidade. Em ambos os estudos, foram encontrados resultados

que apontam para uma redução no preço dos imóveis em decorrência da criminalidade, sendo essa considerada, portanto, como 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 and Komárek (2011), que fizeram regressões por Mínimos Quadrados Ordinários 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 importante 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, Čihák e Shanghavi (2008), que estimam diversos modelos usando a metodologia de dados em painel e corte transversal para dados de 89 países e obtêm a melhor estimativa da elasticidade juros dos preços de imóveis residenciais, o que é de grande relevância para os definidores de políticas públicas, conforme ressaltam os próprios pesquisadores. Dentre os principais determinantes destacados no artigo encontram-se a renda, a taxa de desemprego, as taxas de juros de curto e de longo prazo, a inflação, os incentivos fiscais e fatores demográficos.

Além dos fatores citados anteriormente, é importante citar trabalhos que buscam investigar a presença de vieses de comportamento. Case e Shiller (1989) ressaltam a importância de se 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 devido a fatores relacionados aos indivíduos que participam dele. No Brasil, o estudo de Brando e Barbedo (2016) busca 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.

3. METODOLOGIA

3.1. Abordagem Econométrica

Segundo Belke e Keil (2017), um dos grandes desafios de se 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 intensamente 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 2011). Dessa forma, temos interceptos que diferem entre os indivíduos, mas são invariantes no tempo.

O presente trabalho segue a metodologia usada por Hlaváček and Komárek (2011) e por 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 foram usadas 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 se separar os fatores não observados que afetam a variável dependente em dois, teremos um dos deles invariante com o tempo (α_i), chamado de efeito fixo, e o outro 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, ao se utilizar métodos como as Primeiras Diferenças ou Efeitos Fixos/Transformação Intra Grupo (WOOLDRIGE 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 região específicos, 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 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 este que remove os fatores não observados α ao se retirar a média do modelo original e subtraí-la do mesmo, 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 realizado 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 ao se utilizar o termo de erro composto.

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

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

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 Hausmann. O teste de Breusch-Pagan é usado para verificar a presença ou não do problema de heterocedasticidade 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 a amostra entre efeito fixo e aleatório.

Com estes 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.

3.2. Abordagem Hedônica

Conforme discutido na seção 2, embora os modelos econométricos sejam capazes de controlar a heterogeneidade dos imóveis para se 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 o quanto cada uma dessas especificidades contribui para o valor final dos imóveis, o preço é dado como uma função de uma série de característica e um termo de erro:

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

Uma maneira de se definir a forma funcional mais adequada é através 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 (12). 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 utilizado nesse trabalho a transformação Box Cox parcial. Uma vez definida a forma funcional, prosseguiu-se com a estimação do modelo pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários.

4. DADOS

4.1. Abordagem Econométrica

4.1.1. 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 discutido na seção 2, 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, devido a diversos problemas de descontinuidade e quebras em várias bases de dados no Brasil. Devido a 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 considerado 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 dado a grande discrepância das características econômicas entre os estados.

Os dados demográficos foram obtidos na PNAD Contínua do IBGE e são específicos para as localidades. Os dados de renda e o 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. 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 abaixo:

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. Dentre 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 no Quadro 1.

Quadro 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.
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 PEA
Taxa Selic	Taxa básica de juros da economia brasileira

Crédito	Se refere as concessões de crédito com recursos direcionados a pessoas físicas para financiamento imobiliário com taxas de mercado.
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo.

4.1.2 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\$ 10681. 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 as 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.

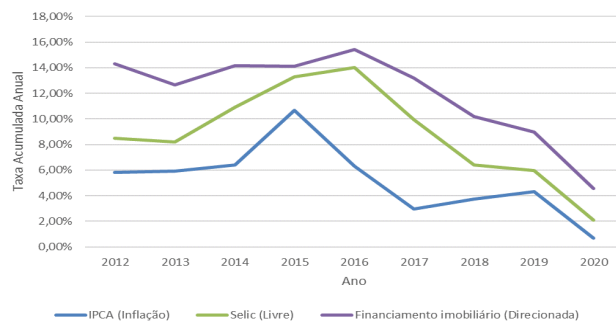
TABELA1: ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS

Variável	Min.	1º Qu	Mediana	Média	3º Qu	Max.
Preço	3905	5547	6208	6496	7314	10681
PEA	287	1199	2066	2672	2486	10132
Razão de dependência	0,3862	0,4489	0,4717	0,4796	0,5095	0,6240
Desemprego	0,3525	0,0770	0,1070	0,1022	0,1254	0,1750
Renda Efetiva	2090	3124	3500	3499	4107	4645
Renda Habitual	2079	2981	3420	3363	3879	4443
Renda Relativa	0,9971	1,0176	1,0332	1,0399	1,0484	1,1659
Crédito	541	692	793	939	1254	1519
Selic	0,0211	0,0642	0,0848	0,8817	0,1091	0,1403
IPCA	0,0070	0,0375	0,0584	0,0520	0,0629	0,1067

Fonte: elaborado pelos autores com dados do IBGE, do BCB e do FIPEZAP.

O gráfico 1 mostra a trajetória das taxas analisadas. Com ele podemos perceber que o movimento de estabilização da inflação foi acompanhado por uma redução gradativa na Taxa Selic, devido as 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, ao se analisar conjuntamente os gráficos 1 e tabela 2, 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.

GRÁFICO 1: TAXAS TRIMESTRAIS ACUMULADAS



FONTE: ELABORADO PELOS AUTORES COM DADOS DO IBGE.

Ainda em relação à Tabela 2, é interessante observar que os preços no Rio de Janeiro e em São Paulo são notadamente superiores as 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 o a crise econômica e política vivenciada no estado do Rio de Janeiro.

TABELA 2: PREÇO MÉDIO ANUAL DE IMÓVEIS RESIDÊNCIAIS POR CIDADE

Cidade/Ano	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
Belo Horizonte	5009	5342	5822	6134	6208	6597	6645	6608	6644
Brasília	7585	7707	7853	7806	7723	7569	7400	7513	7389
Curitiba	3937	4732	5546	5604	5761	5927	6012	6035	6011
Florianópolis	4525	4981	5576	5931	6275	6477	6692	6876	6806
Fortaleza	5077	5465	6071	6454	6629	6482	6367	6167	6174
Porto Alegre	4591	5067	5463	5697	5862	5950	5936	5881	5952
Recife	5154	5548	6164	6369	6314	6294	6354	6248	6308
Rio de Janeiro	8397	9325	10431	10681	10386	10094	9650	9409	9595
Salvador	3905	4268	4632	4844	4902	4986	4956	4966	4989
São Paulo	6587	7238	8053	8439	8498	8580	8729	8911	8806
Vitória	4217	4642	5322	5834	6158	6175	6301	6513	6404

Fonte: elaborado pelos autores com dados do IBGE.

No intuito de analisar a relação entre as variáveis independentes, foi realizado o teste 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

4.2. Abordagem Hedônica

4.2.1. Variáveis

A principal base de dados utilizada para a obtenção das informações referentes as características específicas do imóvel foi a do Imposto de Transações Imobiliárias (ITBI) de Belo Horizonte, do ano de 2016. Os dados do ITBI são disponibilizados pelo pela Secretaria Municipal de Fazenda da Prefeitura de Belo Horizonte e nela 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 Planejamento que se trata de 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 a 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.

Como variável explicada temos o *Preço de Transação*. Trata-se do preço de transação declarado à Prefeitura para pagamento do ITBI. Foram considerados dados de transações de Apartamentos e Casas residenciais. É importante ressaltar que foram retirados 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 no Quadro 2.

Quadro 2 - 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 hiper central), ZP2 (zona de proteção 2) e ZP3 (zona de proteção 3).
IOL e IQVU	Índices que medem a qualidade de vida em cada zona e capturam características referentes a 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
Crédito	Se refere as concessões de crédito com recursos direcionados a pessoas físicas para financiamento imobiliário com taxas de mercado.
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo.

4.2.2 Análise dos Dados

A Tabela 3 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

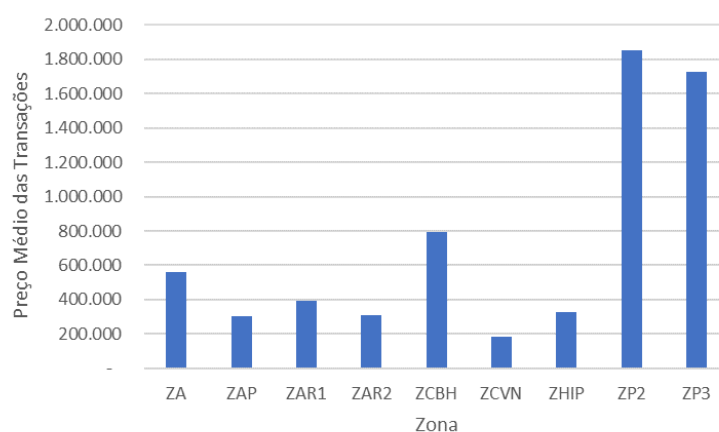
análise é corroborada pelo Gráfico 2, que mostra que as regiões associadas a um poder aquisitivo mais alto possuem um preço médio de transação de residências muito acima das outras regiões.

TABELA 3: 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
Area	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 Infra-Estrutura	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
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 Infra-Estrutura	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: elaborado pelos autores com dados da prefeitura de Belo Horizonte.

GRÁFICO 2: PREÇO MÉDIO DAS TRANSAÇÕES DE IMÓVEIS RESIDENCIAIS POR ZONA.

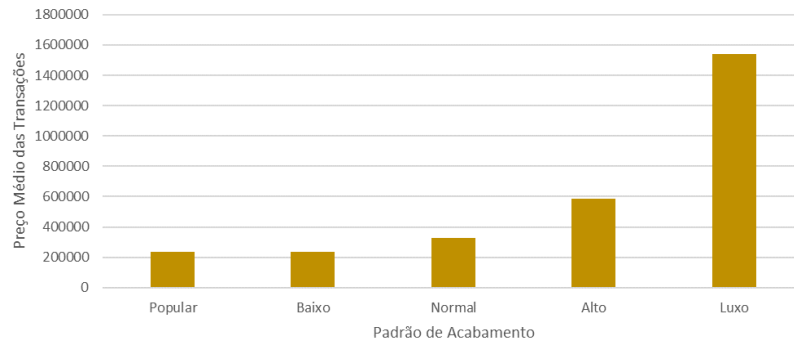


Fonte: elaborado pelos autores com dados da prefeitura de Belo Horizonte.

Também é possível notar essa grande diferença pelo Gráfico 3, no qual observa-se que o padrão de acabamento Luxo possui um Preço Médio de Transação muito superior as 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.

GRÁFICO 3: PREÇO MÉDIO DAS TRANSAÇÕES DE IMÓVEIS RESIDENCIAIS POR PADRÃO DE ACABAMENTO.



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

Diferentemente do observado na seção 4.1.2, os dados selecionados para a abordagem hedônica apresentaram multicolinearidade. Diversas variáveis apresentaram inclusive valores maiores de 10. Devido a isso, foram excluídas das estimações as variáveis Cultura, Esportes, Educação, Habitação e Serviços. Essas variáveis foram escolhidas para serem excluídas por apresentarem uma alta correlação com alguma outra variável e por serem consideradas menos relevantes para a análise do que as restantes.

5. RESULTADOS

5.1. Abordagem Econométrica

As tabelas 4, 5 e 14 resumem os principais resultados dos modelos estimados que foram especificados na seção quatro. Nelas 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 4, estimou-se inicialmente o MQO agrupado que serviu como comparativo para as outras estimativas e pode ser visto na Tabela 4. 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 no modelo (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. Dentre 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 3, 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. Devido 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 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 4: ESTIMAÇÕES DAS REGRESSÕES POR MQO AGRUPADO

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

ipca1		-1.619 (1.167)			-1.422 (1.170)		-2.329* (1.382)
ipca2			-0.112 (0.975)			-0.196 (0.975)	
selic	1.169 (0.817)	1.947*** (0.737)	1.206** (0.572)	1.113 (0.817)	1.768** (0.737)	1.149** (0.571)	2.491** (0.967)
desemprego	1.533** (0.635)	1.499** (0.628)	1.522** (0.642)	1.596** (0.641)	1.555** (0.635)	1.576** (0.647)	0.751 (0.669)
ln_credito	-0.014 (0.086)	-0.030 (0.065)	-0.017 (0.072)	-0.018 (0.086)	-0.035 (0.065)	-0.026 (0.072)	-0.039 (0.069)
Constante	5.562*** (0.985)	5.703*** (0.903)	5.600*** (0.969)	5.562*** (0.987)	5.746*** (0.908)	5.642*** (0.961)	7.854*** (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***

Nota:

* p<0.1 ** p<0.05 *** p<0.01

Fonte: elaborado pelos autores com dados do IBGE, do BCB e do FIPEZAP.

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 5. Os resultados encontrados entre os diferentes modelos foram semelhantes, o que é coerente dado que 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 homocedasticidade 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 dos testes acima indicam que a estimação com um modelo básico de agrupamento de cortes transversais e uma constante que é comum a todos (β_0) é o mais apropriado. 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 todas quase todas as variáveis explicativas. Portanto, ele possui uma especificação correta para os dados apresentados.

TABELA 5: ESTIMAÇÕES POR EFEITOS FIXOS E EFEITOS ALEATÓRIOS

	<i>Variável Dependente</i>			
		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)
ipca1	2.624 (2.529)	3.436 (2.789)	-0.203 (1.683)	-0.155 (1.698)
selic	0.227 (1.917)	-0.056 (2.056)	1.164 (1.089)	1.139 (1.100)
desemprego	1.044 (0.700)	1.146 (0.744)	1.190* (0.641)	1.185* (0.641)
ln_credito	0.067 (0.175)	0.070 (0.187)	-0.035 (0.088)	-0.034 (0.089)
Constante			6.091*** (1.010)	6.093*** (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***

Nota: *p<0.1 **p<0.05 ***p<0.01

Fonte: elaborado pelos autores com dados do IBGE, do BCB e do FIPEZAP.

Dessa forma, como mostra a Tabela 4, temos que o preço por metro quadrado dos imóveis é positivamente relacionado a PEA, a Renda, a Estrutura Etária, a Taxa Selic e ao Desemprego e negativamente relacionado à renda e ao IPCA com lag de 1 período e ao crédito, embora estes sejam estatisticamente insignificantes.

5.2. Abordagem Hedônica

Seguindo a metodologia descrita no item 3.2, inicialmente foi realizado 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 (13) por MQO. Os resultados podem ser vistos na Tabela 6.

TABELA 6: COMPARATIVO DAS ESTIMAÇÕES – MQO IQVU VS MQO IOL

	<i>Variável Dependente:</i>	
	ln_preço	
	(14)	(15)
idade	-0.003 ^{***} (0.001)	-0.003 ^{***} (0.001)
area	0.0003 ^{***} (0.00002)	0.0003 ^{***} (0.00002)
popular	0.111 (0.088)	0.117 (0.088)
normal	0.306 ^{***} (0.028)	0.307 ^{***} (0.028)
alto	0.649 ^{***} (0.035)	0.653 ^{***} (0.035)
luxo	1.308 ^{***} (0.054)	1.309 ^{***} (0.054)
d_za	0.136 ^{***} (0.033)	0.135 ^{***} (0.034)
d_zar1	0.199 ^{**} (0.083)	0.203 ^{**} (0.083)
d_zar2	-0.043 (0.028)	-0.056 ^{**} (0.027)
d_zcbh	0.334 ^{***} (0.044)	0.338 ^{***} (0.043)
d_zcvn	-0.261 ^{***} (0.088)	-0.237 ^{***} (0.088)
d_zhip	-0.068 (0.055)	-0.012 (0.052)

d_zp2	0.972*** (0.144)	0.949*** (0.144)
d_zp3	0.887*** (0.077)	0.871*** (0.077)
abastecimento	-0.193*** (0.066)	
infraestrutura	0.867*** (0.268)	
meio_ambiente	-0.540*** (0.083)	
saude	0.003 (0.163)	
seguranca	-0.389*** (0.053)	
abastecimento_iol		-0.389*** (0.114)
infra_iol		0.659** (0.259)
meio_ambiente_iol		-0.616*** (0.081)
saude_iol		0.173 (0.124)
seguranca_iol		-0.490*** (0.058)
Constante	12.212*** (0.186)	12.551*** (0.208)
Observações	5,205	5,205
R ²	0.404	0.404
R ² Ajustado	0.402	0.402
Erro Padrão dos resíduos (gl = 5185)	0.565	0.565
Estatística F (gl = 19; 5185)	184.911***	185.155***

Nota: *p<0.1 ** p<0.05 *** p<0.01

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

A análise dos modelos estimados indicou que quase todas as variáveis referentes as características dos imóveis foram estatisticamente significantes a 1% e seguiram o que se 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 dado 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, sendo que somente a ZAR2 e ZHIP não foram estatisticamente significativas. Conforme discutido na seção 4.2.1.2, 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 as características de cada localidade não seguiram o esperado, mesmo após a exclusão de algumas variáveis para se evitar a multicolinearidade. Na regressão (14) com as variáveis do IQVU, somente a Saúde não apresentou significância estatística, porém o sinal observado das variáveis Abastecimento, Segurança e Meio Ambiente não seguiram o esperado, ao apresentar coeficientes estimados negativos, o que indicaria que uma melhora nesses índices levaria a preços de imóveis mais baixos. Já a infraestrutura apresentou um sinal positivo e significativo.

Em relação a regressão (15) com as variáveis do IOL, os resultados foram bem semelhantes aos encontrados na estimação com o IQVU. O ajuste apresentado pelos dois modelos foi de 0,404, de forma que os modelos com as variáveis selecionadas não apresentam bons resultados para a realização de previsões. De modo geral, as variáveis mantiveram o sinal e a mesma significância estatística, com exceção da Infraestrutura que passou a ser significativa apenas a 5%. Observou-se um aumento no coeficiente estimado para quase todas as variáveis, o que indica que existe um impacto maior da estrutura de cada região sobre os preços das residências para as variáveis analisadas.

A exceção foi novamente a Infraestrutura que apresentou uma redução no seu coeficiente estimado. Esse resultado indica que ela é um fator relevante quando se considera o deslocamento entre regiões para o acesso de serviços, o que pode ser explicado pelo fato de a Infraestrutura estar associada a rede de transportes de cada região.

6. CONCLUSÃO

A falta de consenso em relação as principais características relevantes para se explicar os preços de imóveis, conforme apontado por Iossifov, Čihak e Shanghavi (2008), é facilmente explicada pela dificuldade em se 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 sejam feitas. Este trabalho teve, portanto, o objetivo de analisar os determinantes dos preços dos imóveis no Brasil, sob a ótica de diferentes metodologias, em especial, uma com uma abordagem mais macro, a denominada abordagem econométrica, e uma mais micro, a denominada abordagem hedônica. O emprego de cada técnica utilizada nesse 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 a 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, seria 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 a 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 a Renda Efetiva real enquanto a PEA apresentou um coeficiente de 0,00004. Diferente 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, é importante que a taxa Selic apresentou um coeficiente de 1,947, indicando que, no caso 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 as grandes disparidades regionais no Município de Belo Horizonte. As regiões associadas a população de maior poder aquisitivo obtiveram coeficientes estimados significativamente maiores, como as regiões ZP2 e ZP3, cujos valores encontrados foram, respectivamente, 0,783 e 0,645 na regressão (14). Além disso, é também importante destacar o impacto do padrão de acabamento sobre o preço dos imóveis. No caso de Belo Horizonte, observou-se um aumento de característica exponencial, conforme o padrão de acabamento aumentou. As estimativas obtidas para os índices, no entanto, não seguiram o que se era esperado. Apenas a Infraestrutura apresentou uma relação positiva e significativa nos dois modelos estimados.

Por fim, estudos futuros poderiam buscar analisar melhor o papel dos deslocamentos intraurbanos sobre os preços dos imóveis residenciais, de forma que sejam considerados não apenas as características específicas de uma localidade, mas também a da sua vizinhança. Conforme visto na comparação entre os modelos (14) e (15), existe uma diferença entre os efeitos estimados quando se compara somente os serviços de um local com o acesso a serviços em todo o ambiente urbano.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Belke A, Keil J, “ Fundamental Determinants of Real Estate Prices: A Panel Study of German Regions”, RWI – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung Hohenzollernstr. 1-3, 45128 Essen, Germany (2017).

Biderman, Ciro, “Forças de Atração e Expulsão na Grande São Paulo”, Tese de Doutorado, Fundação Getúlio Vargas (2001).

Brando L, Barbedo C H, “ Há Fatores Não Econômicos na Formação do Preço de Imóveis?”, RAC, Rio de Janeiro, v. 20, n. 1, art. 6, pp. 106-130, <http://dx.doi.org/10.1590/1982-7849rac2016140095> (2016).

Cameron A. C.; Trivedi, P. K. Microeconometrics Using Stata. 10th edition. College Station: Stata Press (2009).

Case, Karl E.; Shiller, Robert J., “The Efficiency of the Market for Single Family Homes”, NBER Working Paper Series No. 2506 (1988).

Gujarati, Damodar N., Porter, Dawn C., “Econometria Básica”, 5ª edição, AMGH Editora LTDA, (2011).

Hilbers P, Lei Q, Zacho L, “Real Estate Market Developments and Financial Sector Soundness”, IMF Working Paper No. 129 (2001).

Hlaváček M, Komárek L, “Regional Analysis of Housing Price Bubbles and Their Determinants in the Czech Republic”, Finance a úvěr-Czech Journal of Economics and Finance, 61 (2011).

Iossifov P, Čihák M, e Amar S, “Interest Rate Elasticity of Residential Housing Prices”, IMF Working Paper No.247 (2008).

Mendonça Mário Jorge, Sachsidá Adolfo, “Existe Bolha no Mercado Imobiliário Brasileiro?”, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA texto para discussão 1762 (2012).

Mendonça Mário Jorge, “ O Crédito Imobiliário no Brasil e sua Relação com a Política Monetária” Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA texto para discussão 1909 (2013).

Paixão, L., ‘O Impacto da Violência no Preço dos Imóveis Comerciais de Belo Horizonte: Uma Abordagem Hedônica’, Revista de Economia Aplicada 13(1), 125–152. (2009).

Pontes E, Paixão A e Abramo P, ‘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. (2011).

Prefeitura de Belo Horizonte, “Relatório Geral sobre o Cálculo do Índice de Qualidade de Vida Urbana de Belo Horizonte para 2016”.(2016)

Poterba, James M. “Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset-Market Approach”, The Quarterly Journal of Economics, Vol. 99, No. 4 pp. 729-752, (1984).

Rosen, S. “Hedonic prices and implicit markets: production differentiation in pure competition”, Journal of Political Economy, v.82, n.1, p.34-55 (1974)

Sant’Ana Júnior L S, “Determinantes do Preço de Imóveis Residenciais na cidade de São Paulo” FGV EESP - MPFE: Dissertações, Mestrado Profissional em Finanças e Economia (2006)

Sutton Gregory D, “Explaining changes in house prices”, BIS Quarterly Review, September Pg. 46-55 (2002)

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

Wooldridge, J. M. Introductory Econometrics: A Modern Approach. 5th edition. Mason: Cengage Learning, (2013).