

**Universidade Federal do Rio de Janeiro
Instituto de Economia
Programa de Pós-Graduação em Economia**

LUIZ ANDRÉS RIBEIRO PAIXÃO

**ÍNDICE DE PREÇOS HEDÔNICOS PARA APARTAMENTOS:
BELO HORIZONTE, 1995-2012**

**Rio de Janeiro
2015**

LUIZ ANDRÉS RIBEIRO PAIXÃO

**ÍNDICE DE PREÇOS HEDÔNICOS PARA APARTAMENTOS:
BELO HORIZONTE, 1995-2012**

Tese de Doutorado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro como quesito para a obtenção do Título de Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Viviane Luporini

**Rio de Janeiro
2015**

FICHA CATALOGRÁFICA

P149 Paixão, Luiz Andrés Ribeiro.

Índice de preços hedônicos para apartamentos : Belo Horizonte, 1995-2012 / Luiz Andrés

Ribeiro Paixão. - 2015.

284 f. ; 31 cm.

Orientadora: Viviane Patrizzi Luporini.

Tese (doutorado) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Instituto de Economia, Programa de Pós-Graduação em Economia, 2015.

Bibliografia: f. 272-281.

1. Índice de preços. 2. Preços hedônicos. 3. Mercado imobiliário. I. Luporini, viviane Patrizzi, orient. II. Universidade Federal do Rio de Janeiro. Instituto de Economia. III. Título.

FOLHA DE APROVAÇÃO

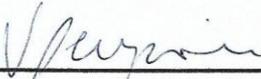
LUIZ ANDRÉS RIBEIRO PAIXÃO

**ÍNDICE DE PREÇOS HEDÔNICOS PARA APARTAMENTOS: BELO
HORIZONTE, 1995-2012**

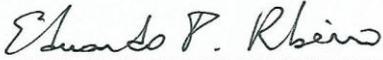
Tese de Doutorado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro como requisito parcial para a obtenção do Título de Doutor em Ciências, em Economia.

Rio de Janeiro, 20 de março de 2015.

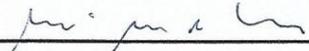
BANCA EXAMINADORA



Prof.^a. Viviane Luporini, Doutora, IE/UFRJ
(Orientadora)



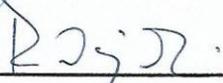
Prof. Eduardo Pontual, Doutor, IE/UFRJ



Prof. Rudi Rocha, Doutor, IE/UFRJ



Prof. José Agostinho Leal, Doutor, UCAM



Prof. Rodrigo Simões, Doutor, CEDEPLAR-UFMG

DEDICATÓRIA

Para Nadia, Clarice e Otto.

AGRADECIMENTOS

Agradeço à minha família, Nadia, Clarice e Otto, pela alegria e força antes e durante o Doutorado.

Agradeço à professora Viviane Luporini, primeiramente por ter incentivado que eu levasse em frente o projeto proposto na tese. E também por ter me dado força nas dificuldades durante do Doutorado.

Agradeço ao IBGE por ter me concedido licença integral para me dedicar ao Doutorado e aos meus colegas de trabalho pelo incentivo e amizade.

Agradeço ao IE/UFRJ – professores, funcionários e colegas – pela acolhida no curso de Doutorado. Aos professores Eduardo Pontual e Antônio Licha pelas valiosas contribuições na defesa do projeto de qualificação. Aos professores Fábio Freitas e Marta Castilho.

Agradeço aos professores do CEDEPLAR/UFMG, Frederico Gonzaga Jayme Jr e Rodrigo Simões, pela ajuda com a base de dados. Aos técnicos do IPEAD/UFMG, prof. Wanderley Ramalho e Thaize Moreira, pela disponibilização da base de dados do ITBI. Ao professor Afonso Henriques Borges Ferreira pela amizade e apoio na confecção da tese.

Agradeço a Rubens Dantas (UFPE) e ao Sergio Paiva Antão (CEF) pela ajuda quando ainda estava procurando uma base de dados para o projeto.

Agradeço a Marília Andrés Ribeiro pela ajuda na revisão e diagramação da tese.

RESUMO

O presente trabalho tem como objetivo estimar índice de preços para apartamentos em Belo Horizonte, entre 1995 e 2012. O modelo de preços hedônicos, que relaciona o preço do imóvel a suas características, foi a metodologia escolhida para se gerar os índices. Foram testados quatro métodos hedônicos distintos: método *time-dummy*, método *adjacent-period-time-dummy*, método da imputação hedônica e método hedônico das características. Os índices foram estimados a partir de regressões em mínimos quadrados ordinários e pelas técnicas de regressão quantílica. Os quatro métodos foram comparados entre si, sendo que os métodos *adjacent-period-time-dummy* e da imputação hedônica obtiveram os melhores desempenhos. Pelos índices de preços estimados neste trabalho, tem-se que, entre 1995 e 2005, a valorização imobiliária foi modesta, estando em alguns anos abaixo da inflação. No período 2006-2012, a valorização imobiliária foi intensa, situando-se significativamente acima da inflação. Esse período de grande valorização imobiliária foi marcado por crescimento do crédito habitacional, aumento da renda real das famílias, crescimento econômico e tendência de queda da taxa básica de juros. A aplicação das técnicas de regressão quantílica revelou que, principalmente a partir de 2005, houve efeitos quantílicos na valorização imobiliária. Entre 2005-2009, os imóveis do segmento mais alto obtiveram maiores taxas de valorização. A partir de 2009, essa tendência se inverte, fato atribuído aos efeitos das políticas anticíclicas do Governo Federal que, dentre várias medidas, aumentou o volume de crédito imobiliário dos bancos públicos e iniciou um programa habitacional voltado para famílias de menor renda.

Palavras-chave: Índice de preços. Preços Hedônicos. Mercado Imobiliário. Belo Horizonte

ABSTRACT

This study aims to estimate price index for apartments in Belo Horizonte between 1995 and 2012. The model of hedonic prices, which relates the price of the property to its characteristics, was the methodology chosen to generate the indexes. Four distinct hedonic methods were tested: time-dummy method, adjacent-period-time-dummy method, method of hedonic imputation and hedonic method of characteristics. The indices were estimated from OLS (Ordinary Least Squares) regressions and the quantile regression techniques. The four methods were compared, and the adjacent-period-time-dummy and hedonic imputation methods got the best results. The estimated price indices in this work has that, between 1995 and 2005, the real estate valuation was modest, being in some years below the inflation level. In the period 2006-2012, the real estate valuation was intense, reaching significantly above inflation level. This period of great real estate valuation was marked by the housing credit growth, rising real household income, economic growth and downward trend in the benchmark interest rate. The application of quantile regression techniques revealed that, especially since 2005, there was quantile effects on real estate valuation. Between 2005 and 2009, the top ring of the properties had higher recovery rates. From 2009 this trend is reversed, fact attributed to the effects of countercyclical policies of the Federal Government that among several measures increased the volume of mortgage loans of public banks and started a housing program targeted to low-income families

Keywords: Price Index. Hedonic Prices. Real Estate Market. Belo Horizonte.

LISTA DE QUADROS

1. Lista de preços divulgados regularmente em diversos países por método de estimação.....	79
2. Faixas de idade para apartamentos.....	128
3. Faixas de área para apartamentos.....	129
4. Agregações na <i>dummy</i> de localização necessárias para se realizar as imputações.....	149
5. Agregações de AP's para aplicação do método das características.....	159

LISTA DE GRÁFICOS

1. Distribuição das transações imobiliárias por Regionais de Belo Horizonte - 1995-2012.....125
2. Índice de preço médio e mediano para Belo Horizonte: 1995-2012 (base sem *outliers*).....126
3. Índices de preços para apartamentos - Belo Horizonte -1995-2012, diferentes especificações do modelo hedônico *Time Dummy* (TD). (Parâmetros corrigidos para o viés).....131
4. Comparação entre os índices de preços de apartamentos, Belo Horizonte, 1995-2012, extraídos pela média, mediana e pelo modelo de preços hedônicos *Time Dummy* (TD6).....135
5. Índice de preços para apartamentos - Belo Horizonte - 1995-2012, diferentes especificações do modelo hedônico *Adjacent Period Time Dummy*. (Parâmetros corrigidos para o viés).....139
6. Comparação entre os índices de preços de apartamentos, Belo Horizonte, 1995-2012, extraídos pela média, mediana e pelos modelos hedônicos *Time-Dummy* e *Adjacent-Period-Time-Dummy*.....145
7. Comparação entre os índices de preços para apartamentos, Belo Horizonte, 1995-2012, extraídos pelo modelo hedônico *time dummy* 6 e *adjacent period time dummy* 6.....145
8. Índice de preços para apartamentos - Belo Horizonte - 1995-2012, diferentes especificações do “método da imputação”. (Modelo corrigido para o viés).....151
9. Comparação entre os índices de preços para apartamentos, Belo Horizonte, 1995-2012, extraídos da média, mediana e pelo modelo hedônico “método da imputação”.....157
10. Comparação entre os índices de preços para apartamentos em Belo Horizonte, extraídos pelo método hedônico “Adjacent Period Dummy (2)” e “Imputação (2)”.....157
11. Índice de preços para apartamentos, Belo Horizonte, 1995-2012, diferentes especificações do “método das características”.....164
12. Comparação entre os índices de preços para apartamento, 1995-2012, extraídos da média, mediana e pelo modelo hedônico “método das características (1), (2),(3)”.....165

13. Comparação entre os índices de preços para apartamentos, Belo Horizonte, 1995-2102, extraídos dos modelos hedônicos *time dummy(5) adjacent period dummy (2)*, “método da imputação(2)” e “método das características (1)”166
14. Comparação entre os índices de preços para apartamentos, Belo Horizonte, 1995-2012 extraídos dos modelos hedônicos *dummy(5), adjacent period* “método da imputação(2)” e “método das características(2)”166
15. Comparação entre os índices de preços para apartamentos, Belo Horizonte, 1995-2012, extraídos dos modelos hedônicos *time dummy(5) adjacent period time dummy(2)*, “método da imputação(2)” e “método das características(3)”166
16. Taxas de valorização imobiliária anual mensuradas pelo IVG-R (nacional) e métodos hedônicos (BH).....174
17. Comparação entre os índices dos métodos hedônicos APTD2, MIH2 e MHC2 e o limite inferior do intervalo de confiança do método TD5 (LI-TD5).....178
18. Comparação entre os índices dos métodos hedônicos APTD2, MIH2 e MHC2 e o limite superior do intervalo de confiança do método TD5 (LS-TD5).....179
19. Comparação entre os índices dos métodos hedônicos TD5, MIH2 e MHC2 e o limite inferior do intervalo de confiança do método APTD2 (LI-APTD2).....180
20. Comparação entre os índices dos métodos hedônicos TD5, MIH2 e MHC2 e o limite superior do intervalo de confiança do método APTD2 (LS-APTD2).....180
21. Valorização imobiliária nominal (MIH2) X Taxa Selic nominal..... 187
22. Valorização imobiliária anual nominal (MIH2) e taxa Selic anual nominal.....188
23. Valorização imobiliária nominal (MIH2) X Taxa de inflação (IPCA).....189
24. Valorização anual nominal dos apartamentos (MIH2) e taxa de inflação anual (IPCA) – (Média Móvel Trienal).....189
25. Valorização imobiliária anual (MIH2) X Renda Nominal da RMBH e Crédito imobiliário – (Índice 1995=100).....190
26. Valorização anual dos apartamento anual (MIH2), crescimento anual do volume de crédito imobiliário e aumento anual da renda nominal das famílias da RMBH – (média móvel trienal).....191
27. Índice de preços para apartamentos, Belo Horizonte, 1995-2012, estimados pelo método *time dummy* para regressão OLS com amostra restrita (TD2) e para regressão LAD com amostra completa (TD2MED).....212
28. Índice de preços para apartamentos, Belo Horizonte, 1995-2012, estimados pelo método *period-time dummy* para regressão OLS com amostra restrita (APTD2) e para regressão LAD com amostra completa (APTD2MED).....218

29. Índice de preços para apartamentos, Belo Horizonte, 1995-2012, estimados pelos métodos *time-dummy* e *adjacent-period-time-dummy* para regressão LAD com amostra completa (TD2MED e APTD2MED).....219
30. Índice de preços para apartamentos, Belo Horizonte, 1995-2012, estimados pelo método da imputação regressão OLS com amostra restrita (MIH2) e para regressão LAD com amostra completa (MIH2MED).....225
31. Índice de preços para apartamentos, Belo Horizonte, 1995-2012, estimados pelo método *adjacent period time dummy* e da imputação para a regressão LAD com amostra completa (APTD2MED e MIH2MED).....225
32. Índice de preços para apartamentos, Belo Horizonte, 1995-2012, estimados pelo método da imputação regressão OLS com amostra restrita (MIH2) e para regressão LAD com amostra completa (MIH2MED).....229
33. Índice de preços para apartamentos nos quantis, Belo Horizonte, 1995-2012, estimados pelo método *adjacent-period-time-dummy* (APTD2).....247
34. Índice de preços para apartamentos nos quantis, Belo Horizonte, 1995-2012, estimados pelo método da imputação (MIH2) nos quantis.....248
35. Variação anual de preços para apartamentos nos quantis, Belo Horizonte, 1995-2012, estimados pelo método *adjacent-period-time-dummy* (APTD2).....250
36. Variação anual de preços para apartamentos nos quantis, Belo Horizonte, 1995-2012, estimados pelo “método da imputação” (MIH2).....250
37. Taxa de Crescimento do Crédito Imobiliário, Renda Nominal da Região Metropolitana de Belo Horizonte e IPCA - 1996-2004.....252
38. Taxa de Crescimento do Crédito Imobiliário, Renda Nominal da Região Metropolitana de Belo Horizonte e IPCA - 2005-2012.....256

LISTA DE TABELAS

1. Limites de valores para as variáveis valor, área, valor por metro quadrado – a partir de análise gráfica de logaritmos.....114
2. Observações eliminadas da amostra por motivo e ano.....115
3. Estatísticas descritivas para preços dos apartamentos por ano, Belo Horizonte -1995-2012.....117
4. Estatísticas descritivas para área por ano.....119
5. Frequência de transações com lançamentos imobiliários, total de transações imobiliária e participação das transações imobiliárias com lançamentos em relação ao total - Belo Horizonte - 1995-2012.....120
6. Estatísticas descritivas para idade por ano - Apartamentos Belo Horizonte 1995-2012.....121
7. Distribuição dos padrões de acabamento por ano das transações imobiliárias - Belo Horizonte 1995-2012.....123
8. Participação das AP's de Belo Horizonte no total das transações imobiliárias - 1995-2012.....124
9. Índice de preços para apartamentos para Belo Horizonte: 1995-2012, extraídos a partir da média e mediana.....126
10. Taxa de variação dos preços médio e mediano de apartamentos para Belo Horizonte: 1995-2012.....127
11. Índice de preços para de apartamentos - Belo Horizonte, 1995-2012. Modelo de preços hedônicos *Time-Dummy* (TD) para diferentes especificações de área e idade. (Parâmetros estimados corrigidos para o viés).....131
12. Variação anual de preços de apartamentos, Belo Horizonte, 1995-2012. Modelo de preços hedônicos *Time-Dummy* (TD) para diferentes especificações de área e idade. (Parâmetros estimados corrigidos para o viés).....132
13. R^2 ajustado e variáveis explicativas cujos parâmetros não foram significativos por especificações do método *Time-Dummy* (TD). Belo Horizonte - 1995-2012.....133
14. Índice de preços para apartamentos, Belo Horizonte, 1995-2012. Modelo de preços hedônicos *djacent-Period-Time-Dummy* para diferentes especificações de área e idade. (Parâmetros estimados corrigidos para o viés).....138

15. Variação anual de preços de apartamentos, Belo Horizonte, 1995-2012. Modelo de preços hedônicos *djacent-Period-Time-Dummy* para diferentes especificações de área e idade (Parâmetros estimados corrigidos para o viés).....138
16. Variáveis cujos parâmetros não foram significativos por regressão para as diversas especificações do método APTD - Belo Horizonte - 1995-2012.....140
17. Índice de preços para apartamentos, Belo Horizonte, 1995-2012. Modelo de preços hedônicos Método da Imputação (IM), com dupla imputação, para diferentes especificações de área e idade. (Parâmetros estimados corrigidos para o viés).....150
18. Variação anual de preços de apartamentos, Belo Horizonte, 1995-2012. Método da Imputação (IM) modelo de preços hedônicos, com dupla imputação, para diferentes especificações de área e idade. (Parâmetros estimados corrigidos para o viés).....151
19. Variáveis cujos parâmetros não foram significativos por regressão para as diversas especificações do MIH - Belo Horizonte - 1995-2012.....153
20. Modelo de preços hedônicos “método das características” para diferentes especificações de área e idade. (Modelo corrigido para o viés).....163
21. Variação anual de preços de apartamentos, Belo Horizonte, 1995-2012. “Método das Características” modelo de preços hedônicos para diferentes especificações de área e idade. (Parâmetros estimados corrigidos para o viés).....163
22. Taxa de variação anual do preço dos apartamentos em Belo Horizonte - 1996-2012, estimadas pela média, mediana e métodos hedônicos (“*time-dummy adjacent-period-time-dummy*”, “imputação” e “características”) em (%).....168
23. Taxa de valorização anual dos imóveis mensuradas pelo FIPEZAP e pelos métodos hedônicos - 2010-2012.....176
24. Diferença média absoluta entre os índices de preços para apartamentos para os diversos métodos hedônicos: Belo Horizonte, 1995-2012.....177
25. Correlação entre taxa de valorização anual dos imóveis (MIH2) e a taxa de juros básica da economia anual, inflação anual, taxa de crescimento anual do crédito imobiliário e taxa de crescimento anual da renda das famílias.....191
26. Índice de preços para apartamentos em Belo Horizonte - 1995-2012. Para o método da *time-dummy* para amostra restrita e estimação OLS (TD2) e para amostra completa e estimação LAD (TD2ME).....211
27. Valorização anual nominal dos apartamentos em Belo Horizonte -1995-2012. Para o método da *time-dummy* para amostra restrita e estimação OLS (TD2) e para amostra completa e estimação LAD (TD2ME).....213
28. Variáveis cujos parâmetros não foram significativos por regressão para as especificações APTD2 e APTD2MED.....214

29. Índice de preços para apartamentos em Belo Horizonte - 1995-2012- Para o método da <i>adjacent-period-time-dummy</i> para amostra restrita e estimação OLS (APTD2) e para amostra completa e estimação LAD (APTD2MED).....	216
30. Valorização anual nominal para apartamentos em Belo Horizonte - 1995-2012. Para o método da <i>adjacent-period-time-dummy</i> para amostra restrita e estimação OLS (APTD2) e para amostra completa e estimação LAD (APTD2MED).....	220
31. Variáveis cujos parâmetros não foram significativos por regressão para as especificações MIH2 e MIH2MED.....	222
32. Índice de preços para apartamentos em Belo Horizonte - 1995-2012. Para o método da imputação para amostra restrita e estimação OLS imputação para amostra restrita e estimação OLS (MIH2) e para amostra completa e estimação LAD (MIH2MED).....	223
33. Taxa de valorização nominal dos preços dos apartamentos em Belo Horizonte- 1995-2012 - pelos métodos <i>adjacent-period-time- dummy</i> e da imputação hedônica para amostra completa e estimação LAD (APTD2MED e MIHMED2).....	226
34. Índice de preços para apartamentos em Belo Horizonte - 1995-2012. Para o método das características para amostra restrita e estimação OLS MHC2 e para amostra completa e estimação LAD (MHC2MED).....	229
35. Valorização nominal real dos apartamentos em Belo Horizonte - 1995-2012. Para o método das características para amostra restrita e estimação OLS (MHC2) e para amostra completa e estimação LAD (MHC2MED).....	230
36. Índice de preços para apartamentos em Belo Horizonte - 1995-2012. Para o método <i>adjacent-period-time-dummy</i> (APTD2) nos quantis.....	245
37. Índice de preços para apartamentos em Belo Horizonte - 1995-2012. Para o método da imputação (MIH2) nos quantis.....	246
38. Variação anual de preços para apartamentos em Belo Horizonte - 1995-2012. Para o método <i>adjacent-period-time-dummy</i> (APTD2) nos quantis.....	249
39. Variação anual de preços para apartamentos em Belo Horizonte - 1995-2012. Para o método da imputação (MIH2) nos quantis.....	249

SUMÁRIO

Introdução.....	19
Capítulo 1: Índice de preços para imóveis: estimação e métodos existentes.....	28
1.1 Índice de preços hedônicos para imóveis.....	28
1.1.1. Introdução.....	28
1.1.2. Média ou Mediana Simples.....	30
1.1.3 Método da Estratificação.....	31
1.1.4 Modelo das Vendas Repetidas.....	33
1.1.5 O Modelo dos Preços Hedônicos.....	39
1.2. Índice de preços hedônicos para imóveis.....	42
1.2.1. Introdução.....	42
1.2.2. Histórico e necessidade de uma taxonomia.....	44
1.2.3. Índice de preços hedônicos: taxonomia de Triplett-Hill.....	50
1.2.3.1. Métodos Hedônicos para dados em painel.....	50
1.2.3.2. Métodos Hedônicos para dados <i>cross-section</i>	58
1.2.4. Índice de Preços Hedônicos para Imóveis: evidências empíricas.....	73
1.2.4.1. Experiências Internacionais.....	73
1.2.4.2. Aplicações para o Brasil.....	80
Capítulo 2: A base de dados do mercado imobiliário para aplicação do modelo de preços hedônicos: uma discussão para o caso brasileiro	
2.1. Introdução.....	93
2.2. Permissões de Construção.....	93
2.3. Agentes Financiadores.....	95
2.4. Agentes do Mercado Imobiliário.....	97
2.5. Pesquisas Domiciliares.....	102
2.6. Imposto de Transmissão de Bens Imóveis.....	105
2.7. Conclusão.....	110
Capítulo 3: A construção de índice de preços para apartamentos em Belo Horizonte a partir das metodologias hedônicas	
3.1. Introdução.....	112
3.2. A Base de Dados.....	112
3.3. Variáveis dos Modelos.....	116
3.3.1. Variável dependente: valor do imóvel.....	116

3.3.2. Variáveis independentes: características do imóvel.....	118
3.4. Índices de Preços para apartamentos em Belo Horizonte 1995-2012.....	125
3.4.1. Índices extraídos da média e mediana.....	125
3.4.2. Métodos Hedônicos para Mensuração de Índice de Preços.....	128
3.5. Comparação entre os indicadores de variação anual de preços.....	167
3.6. Comparação entre os índices de preços hedônicos e os demais índices de preços para imóveis divulgados no Brasil.....	173
3.7. A escolha entre os diversos métodos hedônicos.....	176
3.7.1. Análise dos métodos hedônicos a partir da significância estatística.....	177
3.7.2. Critérios para a escolha do método hedônico.....	182
3.8. Aplicações do índice de preços para apartamentos.....	185
3.9. Conclusão.....	194
 Capítulo 4: Índices de preços hedônicos quantílicos para Belo Horizonte: 1995-2012	
4.1. Introdução.....	201
4.2. A Regressão Quantílica.....	202
4.3. Regressão na Mediana e a questão dos <i>outliers</i>	206
4.3.1. Motivação.....	206
4.3.2. A regressão pela mediana.....	208
4.3.3. Índices de preços pela mediana.....	209
4.3.4. O método <i>time-dummy</i> para a regressão pela mediana.....	210
4.3.5. O método <i>adjacent-period-time-dummy</i> para a regressão pela mediana.....	213
4.3.6. O método da imputação hedônica para a regressão na mediana.....	221
4.3.7. Método hedônico das características para a regressão pela mediana (MHC2MED).....	227
4.3.8. Regressão pela Mediana X Regressão pela Média: um balanço para os diversos métodos hedônicos.....	231
4.4. Índice de Preços Hedônicos Quantílicos para Belo Horizonte: 1995-2012.....	233
4.4.1. Modelo de Preços Hedônicos Quantílicos.....	233
4.4.2. Índice de preços quantílicos para Belo Horizonte: 1995-2012.....	241
4.4.3. Índice de preços nos quantis para os métodos <i>adjacent-period-time-dummy</i> (APTD2) e da imputação (MIH2).....	245
4.5. Conclusão.....	261
 Conclusão	 264
Referências	272

Apêndice	282
A – Índice de preços superlativos.....	282
B – Participação das regiões de Belo Horizonte no total de transações imobiliárias por ano.....	284

INTRODUÇÃO

Índices de preços para imóveis são indicadores econômicos importantes. Recentemente, a crise do *subprime* iniciada em 2008 realçou a relevância macroeconômica do mercado imobiliário. Hill (2013) utiliza essa crise como exemplo da necessidade dos bancos centrais em utilizarem indicadores de preços imobiliários como parâmetros para a execução da política monetária. Do ponto de vista financeiro, índices de preços imobiliários servem como uma medida do retorno do imóvel *vis-à-vis* o retorno dos demais ativos. Porém, o imóvel não é um ativo qualquer, dado que ele provê os serviços de habitação – uma necessidade básica do ser humano. Nesse contexto, estima-se que 2/3 da riqueza das famílias no mundo estejam alocadas em imóveis (HILL, 2013). Índices de preços imobiliários também são importantes fontes de informação para o setor público. Em âmbito nacional, servem de auxílio na proposição e acompanhamentos das políticas voltadas à habitação e ao financiamento de moradias. Para o poder público local são uma importante ferramenta para o planejamento urbano.

Hill (2013) constatou que, embora os índices de preços imobiliários sejam importantes, esses indicadores são menos comuns que os índices de preços para outros ativos como ações, taxa de câmbio e *commodities*, por exemplo. A razão para essa realidade está baseada nas dificuldades inerentes à construção de um índice de preços para imóveis. Essas dificuldades podem ser decompostas em dois grupos: metodologia e base de dados.

A dificuldade metodológica surge do fato de o imóvel ser um bem heterogêneo. As unidades imobiliárias diferem entre si em vários aspectos, como tamanho, padrão de acabamento, localização, estado de conservação etc. No limite, como propôs Hill (2013), cada imóvel é único. Somado a isso, as transações como cada unidade

imobiliária se dá de forma inconstante no tempo. Não há nenhuma regularidade temporal nas transações com imóveis, existindo unidades que são revendidas frequentemente e outras que raramente vão ao mercado. Nesse contexto, torna-se impossível construir uma cesta predefinida de unidades imobiliárias e acompanhar sua variação de preço no tempo.

A saída metodológica mais simples é o cálculo de índices de preços baseados em preços medianos (ou médios) em cada período de tempo. Muitas entidades do setor imobiliário utilizam essa metodologia para o cálculo dos seus índices; algumas instituições oficiais – como institutos de estatísticas e banco centrais – também utilizam esse procedimento. Para tentar contornar o problema da heterogeneidade desse tipo de bem, alguns estudos aplicam médias estratificadas por alguma característica física do imóvel – as mais comuns são área construída e número de quartos – e/ou localização. Porém, índices estratificados não corrigem de forma satisfatória o efeito das características.

A melhor maneira de se gerar um índice de preços imobiliários que leve em conta a natureza heterogênea desse tipo de bem é utilizar modelagem econométrica. Existem duas classes de modelos para esse fim: o modelo das vendas repetidas (MVR) e o modelo de preços hedônicos (MPH). O exemplo mais famoso de aplicação do MVR é o índice Case/Shiller, calculado atualmente pela Standard & Poors para o mercado norte-americano. A aplicação do MVR requer uma amostra contendo apenas imóveis que foram vendidos em pelo menos duas ocasiões em um dado período de tempo. Por isso, o MVR é adequado para realidades nas quais as transações imobiliárias são muito frequentes a ponto de se ter um número considerável de vendas, como é o caso norte-americano. Para outras realidades como a europeia (DIEWERT, 2009), brasileira

(ROZENBAUM, 2009) e a japonesa (SHIMIZU; NISHIMURA; WATANE, 2010), onde o mercado imobiliário é menos líquido, o MVR não se mostra muito adequado.

O MPH, cuja aplicação remonta ao final da década de 1920, é uma ferramenta empírica adequada para a determinação de preço de bens heterogêneos. Pela hipótese hedônica, cada característica do bem é valorizada no mercado, havendo um preço implícito para cada uma delas. Esse preço é estimado através de uma regressão que relaciona o preço do bem com suas características. A vantagem sobre o MVR é que o MPH utiliza os dados de todos imóveis transacionados em um dado período. Nesse sentido, o MPH permite gerar índices de preços em realidades onde as vendas são menos frequentes. Todavia, existem diversas formas de se utilizar o MPH para se construir índices de preços imobiliários. Triplett (2004) desenvolveu uma taxonomia dos diversos métodos hedônicos existentes para gerar índices de preços. Hill (2013) adaptou essa taxonomia para o mercado imobiliário.

A outra grande dificuldade na construção de índice de preços imobiliários é a obtenção de uma base de dados adequada. Primeiramente, é importante que a base de dados represente a totalidade do mercado imobiliário. Todavia, são poucas as bases de dados que cumprem esse papel. Em geral, registros administrativos produzidos pelo poder local constituem a melhor base de dados nesse sentido. Como o poder local taxa as transações imobiliárias, este mantém um cadastro contendo informações dos imóveis, incluindo o preço da transação que serve como base para alíquota a ser cobrada. No caso brasileiro, a existência do mercado informal de moradias (ABRAMO, 2007) faz com que os registros administrativos do poder local não abranjam todo o mercado imobiliário. Porém, mesmo no caso brasileiro, essa base de dados é a que cobre a maior parte do mercado. As demais bases de dados – dados de imóveis financiados, de entidades do mercado imobiliário, de classificados de imóveis ou de pesquisas

domiciliares –, embora úteis para vários tipos de estudos, falham em abranger todo o mercado.

Outro problema comum nas bases de dados para o mercado imobiliário é a exatidão da informação sobre o preço das transações, fenômeno denominado de “problema da medição” (RÊGO, 2009). Os registros administrativos em geral trabalham com preços declarados pelo contribuinte, que pode estar abaixo do efetivo da transação. Entidades de classe e anúncios classificados utilizam o preço de oferta do imóvel, que geralmente está acima do valor final transacionado. O poder local e as agências de financiamento imobiliário costumam avaliar o preço dos imóveis transacionados. Porém, a robustez dos dados de preços avaliados é dependente da qualidade da avaliação. Ou seja, haverá sempre alguma discrepância entre o preço avaliado e o real preço da transação. Ao contrário da questão da cobertura da amostra, no caso do problema da medição não existe uma fonte de dados que domine às demais.

Por fim, para a aplicação do MPH é preciso uma base de dados que contenha informações sobre um conjunto amplo de características do bem. Bases de dados provenientes de diferentes fontes variam quanto à qualidade e precisão das informações sobre as características. Porém, não há uma regra geral, pois diferentes fontes de dados, em contextos regionais e institucionais diversos, diferem nas informações das características dos imóveis que coletam e divulgam. No caso do MVR, como a amostra é composta por revendas, por construção metodológica, não é necessário se obter um conjunto de informações sobre as características dos imóveis transacionados. Embora nesse quesito o MVR seja mais flexível que o MPH, como analisado anteriormente, a restrição de amostra imposta pelo MVR é um empecilho para sua aplicação em diversas localidades.

Paralelamente à discussão metodológica sobre índice de preços para imóveis (DIEWERT, 2009; HILL, 2013), alguns autores passaram a aplicar técnicas de regressão quantílica na estimação de modelo de preços hedônicos para o mercado imobiliário. No plano teórico, a constatação de que o mercado imobiliário é segmentado fez com que alguns autores defendessem a utilização da estimação quantílica (ZIETZ; ZIETZ; SIRMANS, 2008). Do ponto de vista econométrico, utilizar as regressões nos quantis é uma forma de se minimizar o viés de variável omitida, que é inerente ao MPH (COULSON; McMILLEN, 2006, 2007).

Nesse contexto, esta tese tem como objetivos:

- i) Revisar a literatura sobre os métodos hedônicos para gerar índices de preços imobiliários, seguindo a taxonomia proposta por Triplett (2004) e Hill (2013), e revisar a literatura empírica aplicada tanto à realidade mundial quanto a realidade brasileira.
- ii) Aplicar empiricamente os métodos hedônicos da taxonomia de Triplett (2004) e Hill (2013) para gerar índices de preços para apartamentos na cidade de Belo Horizonte, entre 1995-2012, a partir de dados provenientes de registros administrativos do poder local, comparando os resultados dos diversos métodos entre si e com os índices de preços de imóveis que são divulgados para o Brasil.
- iii) Utilizar a técnica de regressão quantílica para gerar índice de preços para os apartamentos de Belo Horizonte, entre 1995-2012, para os diversos métodos hedônicos.

Há na literatura brasileira trabalhos utilizando o MPH para gerar índices de preços. Dois desses trabalhos utilizam o MPH para gerar índice de preços para aluguéis (GONZÁLEZ, 1997a; RÊGO, 2009). Rozenbaum e Macedo-Soares (2007), Rozenbaum (2009) e Bianconi e Yoshino (2013) utilizaram o MPH para gerar índice de preços de venda para apartamentos. Porém, nenhum desses trabalhos utilizou-se de todos os métodos propostos nas taxonomias de Triplett (2004) e Hill (2003) e nenhum deles teve

como foco a cidade de Belo Horizonte. Portanto, embora a temática não seja inédita na literatura brasileira, o presente trabalho irá contribuir estimando índice de preços por métodos hedônicos jamais testados na realidade nacional. O foco em Belo Horizonte é outra contribuição adicional, dado que os demais trabalhos foram aplicados para outros municípios. Por fim, nenhum trabalho abrange um espectro temporal tão elevado (1995-2012).

A utilização das técnicas de regressão quantílica para estimar índice de preços ainda é exercício inédito para a realidade brasileira. No Brasil apenas Furtado (2007, 2011) utilizou regressões quantílicas em MPH para Belo Horizonte em análises *cross-sections*. Coulson e McMillen (2006, 2007), McMillen (2014), Deng, McMillen e Sing (2012), Els e Fintel (2010) e Barthélémy, Rosiers e Baroni (2013) são exemplos de utilização de regressões quantílicas para estimar índice de preços para imóveis na literatura internacional. Todavia, nenhum desses trabalhos utilizou-se dos diversos métodos propostos por Triplett (2004) e Hill (2013) para estimação de índice de preços de imóveis a partir do MPH. Nesse contexto, a junção dessas duas tradições – a taxonomia de Triplett (2004) e Hill (2013) e as técnicas de regressão quantílica – é uma contribuição original desta tese.

Por fim, é necessário salientar que já houve diversas aplicações do MPH para o mercado imobiliário de Belo Horizonte. Porém, em nenhuma delas o objetivo foi estimar índice de preços para imóveis. Aguirre e Macedo (1996) tiveram como foco as características físicas dos imóveis. Furtado (2007, 2011), Paixão (2005, 2010) e Miranda e Amaral (2009) procuram estimar os preços sombras das características ambientais contidos nos imóveis. Pontes, Paixão e Abramo (2011), Paixão (2009) e Rondon e Andrade (2005) utilizaram do MPH para mensurar os custos da criminalidade embutido nos preços dos imóveis. Macedo (1998) utilizou uma base de dados de Belo

Horizonte para testar técnicas de econometria espacial na estimação de MPH. Por fim, Aguiar, Simões e Golgher (2014) utilizara o modelo de preços hedônicos para fazer uma análise de variância do impacto das variáveis estruturais e espaciais no preço dos imóveis, através de regressão multinível. Portanto, a construção de índice de preços imobiliários permanecia uma lacuna na literatura de modelos de preços hedônicos aplicados a Belo Horizonte.

Para atingir os objetivos propostos a tese está estruturada em quatro capítulos, além desta introdução e uma conclusão. O Capítulo 1 apresenta as diversas metodologias existentes para o cálculo de índice de preços para imóveis, salientado o modelo de preços hedônicos e os diversos métodos hedônicos descritos por Triplett (2004) e Hill (2013). Os métodos da *time-dummy*, *adjacent-period-time-dummy*, método da imputação hedônica e método hedônico das características são apresentados realçando tanto suas principais virtudes quanto suas principais limitações. O capítulo termina com uma revisão da literatura empírica, apresentando as aplicações existentes na literatura brasileira e internacional.

O Capítulo 2 tem como foco a base de dados, apresentando as diversas fontes de dados existentes para o mercado imobiliário. O foco da análise da base de dados é tanto a cobertura da amostra (viés de seleção) quanto a exatidão da informação sobre o preço do imóvel (problema da medição). Nesse capítulo, encontra-se a justificativa para a escolha da base de dados proveniente do Imposto sobre Transações Imobiliárias (ITBI), por ser a mais abrangente (minimizar o viés de seleção) e contar com dados para um longo período de tempo (1995-2012).

Aplicar os diferentes métodos hedônicos propostos por Triplett (2004) e Hill (2013) ao mercado de apartamentos de Belo Horizonte, entre 1995 e 2012, é o principal objetivo do Capítulo 3. O capítulo inicia-se com uma discussão sobre a base de dados

utilizada, incluindo uma análise prévia de *outliers* para poder aplicar as estimações por mínimos quadrados ordinários. Posteriormente, são apresentadas as variáveis incluídas nas regressões e como cada um dos métodos discutidos no Capítulo 1 será aplicado nos exercícios empíricos aqui propostos. É feita uma análise comparativa de cada método a partir dos índices calculados. Por fim, os índices estimados são comparados com os dois índices nacionais de preços de imóveis – o Índice de Valores de Garantias de Imóveis Residências Financiados (IVG-R) e o Índice FIPEZAP de imóveis anunciados.

O Capítulo 4 tem dois objetivos. O primeiro é estimar cada um dos índices propostos no Capítulo 3 através da regressão quantílica pela mediana, cuja vantagem é prescindir da análise prévia de *outliers*. Os resultados são comparados com os índices obtidos a partir da regressão por mínimos quadrados ordinários, avaliando-se até que ponto a retirada de *outliers* empreendida no Capítulo 3 afetou a estimação dos índices. Nessa questão, esta tese aponta para a pertinência de utilizar a regressão pela mediana, uma vez que os *outliers* são comuns no mercado imobiliário e essa forma de estimação elimina a necessidade da detecção e posterior retirada, por algum critério *ad hoc*, das observações discrepantes. Acompanhando os desdobramentos recentes das aplicações dos modelos de preços hedônicos, o segundo objetivo é estender as técnicas de regressão quantílicas para os quantis 10%, 25%, 75% e 90%. Para a literatura de preços hedônicos as técnicas de regressão quantílica permitem uma análise segmentada do mercado imobiliário, mais realista, e, do ponto de vista econométrico, é uma técnica mais robusta, pois minimiza o viés de variável omitida. Com os resultados das regressões nos quantis pode-se avaliar como o padrão da valorização imobiliário se comportou para cada segmento do mercado imobiliário.

A tese termina com uma conclusão, na qual se resume os principais resultados obtidos e se sugere temas para pesquisas futuras.

Dentre os objetivos propostos, os principais resultados da tese podem ser assim resumidos. Os índices estimados evidenciaram uma valorização imobiliária modesta no período 1995-2005. Em alguns períodos, essa valorização ficou abaixo da inflação. No período 2006-2012, os índices hedônicos estimados confirmam a grande valorização imobiliária do período. Em uma análise comparativa dos diversos métodos hedônicos temos que os índices estimados apresentaram valores próximos. Os índices dos diversos métodos hedônicos estimados em regressão pela mediana foram similares aos estimados por mínimos quadrados ordinários. Desse modo, temos que a retirada de *outliers* proposta nas estimações por mínimos quadrados não acarretou em prejuízos para a estimação dos índices. Por fim, a aplicação de técnicas de regressão quantílica evidenciou que, principalmente, a partir de 2005, houve efeitos quantílicos na dinâmica de valorização imobiliária em Belo Horizonte. Entre 2005-2009, a valorização foi maior nos quantis superiores. A partir de 2009, a maior valorização se deu nos quantis inferiores.

CAPÍTULO 1: ÍNDICE DE PREÇOS HEDÔNICOS PARA IMÓVEIS

1.1 - Índice de preços para imóveis: estimação e métodos existentes

1.1.1 - Introdução

Índice de preços de imóveis é um indicador importante para a economia. Dentre as utilidades de um índice de preço imobiliário, Diewert (2009) destacou: i) é um importante indicador macroeconômico; ii) serve como insumo para o cálculo de índices de preços ao consumidor e ao produtor; iii) é um elemento no cálculo do estoque de riqueza das famílias e empresas; iv) é insumo para análises de risco de *default* ao qual estão sujeitos os detentores de hipotecas imobiliárias; v) é importante para se tentar mensurar bolhas imobiliárias, que costumam se relacionar com crises financeiras; vi) provisiona informação relevante na condução da política monetária; e vii) utilidade na construção do Sistema de Contabilidade Nacional (SCN) no cálculo do aluguel imputado, tanto para famílias quanto para empresas, no cálculo da formação bruta de capital fixo das empresas, no cálculo do estoque de riqueza das famílias e no estoque de capital fixo das empresas.

Hill (2013) cita dois exemplos que realçam a importância de um índice de preços para imóveis. Segundo o autor, cerca de um terço da riqueza mundial está na forma de imóveis residenciais. Isso dá uma ideia da importância de índices de preços que sinalizem a valorização temporal desse tipo de bem. Outro exemplo foi a crise financeira mundial de 2008 que se seguiu ao colapso do mercado de hipotecas do tipo *subprime*, nos EUA. Caso as autoridades monetárias acompanhassem a trajetória dos preços dos imóveis poderia haver resposta da política monetária aos indícios de bolha nesse mercado.

Embora seja um indicador importante, o cálculo de um índice de preços para imóveis não é tarefa trivial. Em geral, um índice de preços é calculado acompanhando uma cesta predefinida de produtos ou itens ao longo de dois períodos ou mais. No caso dos bens imóveis esse tipo de acompanhamento é virtualmente impossível, o que Diewert (2009) denominou *problema fundamental* da construção de índice de preços para imóveis. Mesmo supondo ser possível observar o preço da mesma unidade imobiliária nos dois períodos de tempo analisados, ainda existiria o *problema da depreciação* e o *problema da renovação* (DIEWERT, 2009). No primeiro caso, o mesmo imóvel analisado em dois períodos distintos teria, no decorrer do tempo, sofrido depreciação. No segundo caso, o mesmo imóvel poderia ter sofrido obras de reparo, ampliação, modernização, remodelação etc. Em ambos os casos, embora em termos legais a unidade imobiliária analisada seja a mesma, em termos práticos as características dessa unidade se alterariam, não sendo possível construir a cesta de bens para se estimar o índice de preços.

Somado a isso, as vendas de cada unidade imobiliária se dão de forma infrequente, ou seja, mesmo se não existissem os problemas da depreciação e da renovação, construir uma cesta de bens imóveis ao longo tempo não seria possível. Desse modo, Diewert (2009) analisou as principais metodologias existentes para tentar se construir índices de preços para bens imóveis, apontando suas principais virtudes e lacunas. Essas metodologias vão da média simples a modelos mais complexos utilizando análise econométrica – como os modelos hedônicos e o de vendas repetidas, que serão analisadas separadamente nas próximas seções.

1.1.2 – Média ou Mediana Simples

Uma primeira tentativa de se avaliar a variação temporal de preços de imóveis poderia se dar pelo cálculo da variação média ou mediana. Seja p_{it} o preço do imóvel i no período t e p_{hs} o preço do imóvel h no período s , sendo t o período imediatamente posterior à s no período t houve I transações imobiliárias e no período s foram H transações. Como a venda de cada unidade imobiliária dá-se de forma infrequente, o tamanho da amostra tende a não ser o mesmo ($I \neq H$), e as unidades imobiliárias vendidas nos dois períodos de tempo tendem a ser distintas ($p_{hs} \neq p_{it}$). Nesses casos, os respectivos preços médios são dados por:

$$\bar{p}_{it} = \frac{\sum_{i=1}^I p_{it}}{I}$$

$$\bar{p}_{hs} = \frac{\sum_{h=1}^H p_{hs}}{H}$$

Logo, a variação de preço entre os períodos t e s é dada por:

$$\Delta p_{st} = \frac{\bar{p}_{it}}{\bar{p}_{hs}}$$

Porém, a média simples não é uma metodologia adequada para cálculo de índice de preços para imóveis. Cada unidade imobiliária difere-se das demais pelas suas características e, em regra, não há coincidência entre as unidades vendidas nos dois períodos de tempo. Desse modo, as características dos imóveis transacionados no período s tendem a se diferir das características dos imóveis transacionados em t , o que pode gerar viés no indicador de variação de preços – fenômeno conhecido na literatura como *efeito composição*. Como exemplo pode-se supor uma situação em que no período

s predominaram transações imobiliárias com imóveis pequenos e no período imediatamente posterior (t) os imóveis grandes foram maioria.

Parte da valorização imobiliária calculada pela média será, na verdade, uma variação de preço decorrente do efeito composição. No exemplo citado, o efeito composição tende a fazer com que a valorização calculada esteja superestimada.

Pode-se pensar o efeito composição na variação de preços dos imóveis para uma gama de características dos imóveis – tanto as físicas quanto as de localização. O efeito composição, decorrente da diferença qualitativa dos imóveis transacionados em dois períodos de tempos distintos, pode tanto superestimar quanto subestimar a verdadeira valorização nos preços. Índices que utilizam a mediana, em vez da média, são preferíveis, na medida em que controlam a variação de preços para a presença de *outliers* na amostra – presença essa que é comum em base de dados de transações imobiliárias (COULSON; McMILLEN, 2006). Porém, índices de preços imobiliários obtidos através da mediana simples também estão sujeitos ao viés resultantes do efeito composição. Concluindo, a mediana simples é preferível à média simples na construção de índices de preços para imóveis, mas ambas as metodologias não se mostram adequadas.¹

1.1.3 – Método da Estratificação

O método da estratificação consiste em decompor a amostra de imóveis transacionados em cada período em diferentes tipos, correspondendo cada tipo a uma característica do bem imóvel (DIEWERT, 2009). O índice é calculado pela média ou pela mediana simples de cada tipo (estrato). Por essa metodologia, são gerados índices para imóveis com o mesmo número de quartos, a mesma faixa de tamanho, localização

¹ O exemplo dado foi da média aritmética. Pode-se utilizar também média geométrica, o que, em todo caso, também resultaria em índices de preços viesados.

parecida etc. Ao gerar índice de preços por tipos de imóveis tende-se a diminuir o viés decorrente do efeito composição. Esse viés se torna menor na medida em que o pesquisador vai acrescentado tipos compostos, isto é, que são uma sobreposição de características. Entretanto, existe um limite de amostra para a sobreposição de características,² o que limita a capacidade desse método em atenuar o viés decorrente do efeito composição.

A principal vantagem da metodologia estratificada é ser conceitualmente simples (DIEWERT, 2009). Sua interpretação é intuitiva, sendo muito utilizada em índices construídos por profissionais do setor e divulgados na imprensa³. Por sua simplicidade metodológica esse tipo de índice é reproduzível, ou seja, qualquer pesquisador que utiliza a mesma amostra irá gerar a mesma variação de preço (DIEWERT, 2009).

Diewert (2009) elenca algumas desvantagens associadas a essa metodologia. Primeiramente, ela está sujeita ao problema fundamental dos índices de preços de imóveis ao não lidar adequadamente com as questões referentes à depreciação, reparos e renovações. Somado a isso, sua aplicação depende de base de dados que contenham, além do preço de transação do imóvel, informações sobre suas características. Por fim, o esquema classificação dos tipos é muito rígido. Estratificar a amostra a partir de poucos parâmetros não corrige o efeito composição. Por outro lado, inserir parâmetros em excesso leva ao problema de insuficiência de amostra.

² Como exemplo de tipo formado por sobreposição de características tem-se: pode-se construir um índice para imóveis de três quartos; pode-se refinar esse índice incluindo vaga de garagem; pode-se refinar ainda mais incluindo o bairro onde o imóvel se localiza. Porém, na medida em que vão sobrepondo as características a amostra para cada tipo sobreposto tende a ficar cada vez menor.

³ Por exemplo, o Sindicato da Habitação do Rio de Janeiro (Secovi-RJ) publica índice de preços por tipo, sobrepondo número de quartos e bairro, para o município do Rio de Janeiro, nos domingos no jornal *O Globo*.

1.1.4 – Modelo das Vendas Repetidas

O Modelo das Vendas Repetidas (MVR) foi desenvolvido por Bailey, Muth e Nourse (1963) e consiste em calcular um índice de preço para imóveis, não sujeito ao viés decorrente do efeito composição. Para isso, o índice de vendas repetidas é mensurado através de método de regressão, mantendo na amostra apenas unidades imobiliárias que foram transacionadas mais de uma vez durante o intervalo de tempo analisado. Os adeptos do MVR argumentam que restringir a amostra apenas a unidades imobiliárias que foram revendidas faria com que o efeito composição deixa-se de existir, pois as características dos imóveis analisados se manteriam constantes no tempo. Hipótese que para o mercado imobiliário é forte, uma vez que ao longo do tempo uma mesma unidade imobiliária sofre os efeitos da depreciação. Obras de renovação e melhoria também são frequentes no mercado imobiliário, tendo como efeito alterar as características da unidade que, pela hipótese do MVR, mantém constantes no tempo.

O MVR parte de uma função que relaciona o preço de cada unidade imobiliária às suas características⁴, em cada período do tempo. Para aplicação do MVR essa função pode ser assim descrita:

$$p_{ht} = f(z_{hc}, \delta_t)$$

Onde o p_{ht} é o preço do bem imóvel h no período t ; z_{hc} é c -ésima característica z do imóvel h ; e δ_t é um parâmetro que representa o período da venda do imóvel. Note que as características do imóvel h , z_{hc} , não variam com o tempo, ao passo que o preço do imóvel p_{ht} varia com o tempo. Essa é a principal hipótese do modelo de vendas repetidas, ou seja, limitar a amostra à revenda permite fixar o conjunto de características no tempo. A variação temporal do preço dos imóveis é captada pelo parâmetro δ_t .

⁴ Essa função é conhecida como função hedônica de preços; mais detalhes sobre o modelo de preços hedônicos estarão na próxima seção e no restante do capítulo.

Sendo H o conjunto dos imóveis que foram vendidos e revendidos em um espaço de tempo J . Temos que $H = h_1 + h_2 + \dots + h_i + \dots + h_H$. A primeira venda é representada pelo conjunto s , sendo $s = (s_1, s_2, \dots, s_j, \dots, s_{j-1})$. Nota-se que a primeira venda pode ter ocorrido até o penúltimo período de tempo. A revenda é representada pelo conjunto t , sendo $t = (t_2, t_3, \dots, t_j, \dots, t_j)$. Nesse caso, a primeira revenda só pode ocorrer no segundo período de tempo, porém a última revenda pode ocorrer no último período.

Tomando o imóvel um imóvel específico (h_1) que foi vendido no período (s_2) e revendido no período t_4 , temos o seguinte sistema de equaç baseadas em (1.1):

$$\ln p_{s_2 h_1} = \delta_{s_2} \gamma_s + \sum_{c=1}^c \beta_c z_{h_1 c} + \varepsilon_{s_2 h_1} \quad (1.2)$$

$$\ln p_{t_4 h_1} = \delta_{t_4} \gamma_t + \sum_{c=1}^c \beta_c z_{h_1 c} + \varepsilon_{t_4 h_1} \quad (1.3)$$

Onde $\ln p$ é o logaritmo natural do preço do imóvel h ; δ_{s_2} é o parâmetro da constante para o período em que o imóvel foi vendido pela primeira vez (s); γ_s é a *dummy* cujo valor é 1 quando o imóvel foi vendido pela primeira vez e zero nos outros casos; β_c é o parâmetro estimado para a c -ésima característica do imóvel h_1 e representa o valor que a característica c adiciona ao preço final de h ; $z_{h_1 c}$ representa cada uma das C 's características do imóvel h ; e, por fim ε_{sh} é o termo do erro aleatório para o período s . A interpretação ε_{th} é análoga à acima, porém aplicada ao período de tempo t . Já δ_t é o parâmetro da constante no período em que o imóvel foi revendido (t); a *dummy* γ_t assume o valor 1 para as revendas.

O sistema de equação (1.3.2) e (1.3.3) explicita as hipóteses adotadas pelo MVR para controlar a variação temporal de preço dos imóveis pelas características. Ao fixar a amostra em vendas o conjunto de características (z_{hc}) é explicitamente mantido constante no tempo. Porém, o MVR é construído sobre a hipótese adicional de que os parâmetros estimados para cada característica (β_c) mantêm-se constante no tempo⁵. A variação de preço do imóvel h entre os períodos s e t é obtida pela diferença entre (1.3.3) e (1.3.2):

$$\ln p_{t_4 h_1} - \ln p_{s_2 h_1} = (\delta_{t_4} \gamma_t - \delta_{s_2} \gamma_s) + \left(\sum_{c=1}^c \beta_c z_{hc} - \sum_{c=1}^c \beta_c z_{hc} \right) + (\varepsilon_{t_4 h_1} - \varepsilon_{s_2 h_1}) \quad (1.4)$$

Na qual,

$$\sum_{c=1}^c \beta_c z_{hc} - \sum_{c=1}^c \beta_c z_{hc} = 0.$$

Note que as hipóteses de z_{hc} e β_c constantes no tempo aplicam-se também a eventuais variáveis omitidas. Desse modo, a estimação de MVR não está sujeita ao viés de variável omitida (COULSON; McMILLEN, 2006); problema que é inerente ao modelo de preços hedônicos, como será visto nas próximas seções⁶. Simplificando (1.3.4):

⁵ Será visto na seção dedicada ao método hedônico da *time-dummy* (TD) que para períodos suficientemente longos essa hipótese de constância dos preços implícitos das características é irrealista.

⁶ Essa questão ficará mais clara na discussão sobre o modelo de preços hedônicos no qual a estimação está sujeita ao viés de variável omitida. Esse viés diz respeito aos problemas na estimação de um modelo no qual se falta informação relevante a respeito de variáveis explicativas, nesse caso, características dos imóveis. Ao ter como variável explicada a diferença entre os preços do mesmo imóvel em dois períodos de tempo distintos, teoricamente o efeito de todas as características dos imóveis – passíveis ou não de observação – se anulam, inexistindo o viés de variável omitida no MVR. Porém, atribuir ao MVR ausência total do viés de variável omitida é uma visão muito otimista. Do ponto de vista estatístico, algum viés de variável omitida permanece. Além disso, como será visto nas críticas ao MVR o mesmo imóvel sofre mudanças em suas

$$\ln p_{t_4 h_1} - \ln p_{s_2 h_1} = (\delta_{t_4} \gamma_t - \delta_{s_2} \gamma_s) + (\varepsilon_{t_4 h_1} - \varepsilon_{s_2 h_1}) \quad (1.5)$$

O MVR até aqui foi definido para um único imóvel h_1 que teve sua primeira venda no período s_2 e sua revenda no período t_4 . Na prática se tem uma amostra com H imóveis vendidos em s_j e revendidos em t_j , sendo $s_j \neq t_j$. No caso geral, Hill (2013) resumiu o MVR como a seguinte regressão:

$$\ln p_{t_h} - \ln p_{s_h} = \sum_{\tau=0}^J \delta_{\tau} \gamma_{\tau h} + \varepsilon_h \quad (1.6)$$

Sendo $\tau = t_{j_b} - s_{j_a}$, na qual o período j_b da revenda (t) é posterior ao período j_a da primeira venda (s); $\delta_{\tau} = (\delta_{t_{j_b}} - \delta_{s_{j_a}})$ é a variação do preço dos imóveis estimada entre os períodos de revenda (j_b) e da primeira venda (j_a); $\gamma_{\tau h} = 1$, no período de revenda (t) e $\gamma_{\tau h} = -1$, no período da primeira venda (s); e, por fim, $\varepsilon_{\tau h} = \varepsilon_{t_h} - \varepsilon_{s_h}$ representa o termo do erro aleatório da regressão.

O índice de preço do MVR para o período t (P_t) é calculado a partir do parâmetro estimado ($\hat{\delta}_{\tau}$), como na fórmula abaixo:

$$P_t = \exp(\hat{\delta}_{\tau}) \quad (1.7)$$

Diewert (2009) apontou algumas vantagens adicionais do modelo de vendas repetidas. Primeiramente, sua aplicação exige que haja apenas informação sobre o preço dos imóveis revendidos, não sendo necessário que a base de dados contenha

características ao longo do tempo (depreciação, reformas etc.), o que retira, em parte, a robustez desse modelo.

informações sobre as características desse bem. Isso torna mais fácil a obtenção de dados em registros administrativos ou em registros de empresas que lidam com a construção ou hipoteca de imóveis. Além disso, necessitando só da informação de preços os resultados são integralmente reproduzíveis, e pesquisadores que aplicam essa metodologia para a mesma base de dados obterão os mesmos resultados (DIEWERT, 2009).

Porém, existem algumas desvantagens na utilização desse modelo. A mais citada é a limitação da amostra a vendas que tem como efeito o desperdício de informação, e apenas um subconjunto das transações imobiliárias ocorridas é aproveitado. Essa limitação pode gerar um viés de amostra, na medida em que certos tipos de imóveis têm maior probabilidade de serem revendidos do que outros tipos (HILL, 2013). Hill (2013) argumenta que imóveis de baixa qualidade tendem a ter maior rotatividade de vendas do que imóveis de maior qualidade; nesse caso, o índice de preços de vendas repetidas apresenta viés. Por outro lado, essa limitação pode criar problemas de insuficiência de observações em mercados (ou submercados) onde a rotatividade das vendas não é suficientemente grande. Diewert (2009) observou que a taxa de rotatividade do estoque imobiliário nos EUA é muito superior à europeia. A mesma conclusão Rozenbaum (2009) chegou para a comparação entre EUA e Brasil, e Shimizu, Nishimura e Watanabe (2010), comparando Japão e EUA. Por isso, o método das vendas repetidas tende a ser mais adequado para o mercado norte-americano do que para os mercados europeu e brasileiro.

Diewert (2009) acrescentou que o método das vendas repetidas não é capaz de lidar, adequadamente, com as questões de depreciação, reparos e renovação. Por essa metodologia, os imóveis conservam as mesmas características no tempo, equivalendo a dizer que toda depreciação sofrida no tempo foi exatamente compensada com os reparos

necessários. Porém, essa é uma hipótese forte. Relaxando essa hipótese, isto é, admitindo que os imóveis sofram alterações nas suas características – devido a depreciação, reparo ou renovação –, o estimador de vendas repetidas passa a estar sujeito ao viés de variável omitida.

Por fim, Diewert (2009) citou uma deficiência operacional dos índices de preços calculados por esse método. Cada nova informação de revenda teria como efeito alterar os índices já calculados no passado. Desse modo, o constante acréscimo de informação sujeitaria o índice a infinitas revisões de valores já divulgados. Para a aplicação do modelo em estudos acadêmicos esse é um problema menor, porém a utilização desse modelo por agências ou instituições que divulgam índices regularmente requer ajustes metodológicos para evitar esse tipo de inconveniente.

Existem, todavia, algumas adaptações que tentam resolver alguns problemas do modelo de vendas repetidas. Diewert (2009) cita o modelo do valor avaliado. Por esse modelo, observam-se todos os imóveis vendidos em um período de tempo, t , por exemplo. Levando em conta que muitos governos taxam as vendas de propriedades imobiliárias, admite-se que periodicamente esses governos realizam avaliações dos preços dessas propriedades. Nesse caso, utiliza-se o preço avaliado no período anterior (s) de toda amostra colhida em t , para utilizar o MVR. Dessa forma, esse método evita o desperdício de informação inerente ao MVR. Contudo, os demais problemas constatados no modelo de vendas repetidas se aplicam ao modelo do valor avaliado. Além disso, o sucesso da aplicação desse método requer que a avaliação dos imóveis feita pelo governo reflita, de fato, os preços de mercado e que essas avaliações sejam feitas constantemente no tempo.

1.1.5- O Modelo dos Preços Hedônicos

O modelo de preços hedônicos parte de uma função hedônica de preços que relaciona o preço do bem imóvel a suas características. Esse tipo de modelo nasceu na empiria com os trabalhos de Waugh (1928), sobre preços de vegetais, e Court (1939), sobre preço de automóveis. Posteriormente, as contribuições empíricas de Griliches (1958), em um trabalho sobre o mercado de fertilizantes, e Griliches (1961), analisando o mercado de automóveis, popularizam a técnica de regressão hedônica, tanto no meio acadêmico quanto em institutos de estatísticas. A partir dos anos de 1960, expandiram-se os mercados analisados a partir do modelo de preços hedônicos, havendo contribuições para o mercado de computadores, imóveis, obras de arte, aparelhos e bens duráveis etc. Além disso, o modelo de preços hedônicos mostrou-se útil, tanto para a construção de índice de preços de bens heterogêneos quanto para a mensuração da contribuição de cada característica no preço final desse tipo de bem.

A principal contribuição teórica para o modelo de preços hedônicos foi a de Rosen (1974). Segundo Rosen (1974), o bem heterogêneo é aquele composto por vários atributos. O diferencial do preço de cada unidade, ou modelo, deve-se à diferença na composição dos atributos. Desse modo, Rosen (1974) estipulou que existe um mercado específico para cada atributo do bem, no qual as forças da demanda e da oferta definem o seu preço. A função hedônica de preços é a relação entre o preço final do bem (P) e o seu conjunto de atributos (Z), como na fórmula abaixo:

$$P = f(Z) \quad (1.8)$$

Onde $Z = (z_1, \dots, z_c)$ é o conjunto das C 's características (atributos) do bem. A forma funcional de f e o conjunto Z não são determinados pela teoria (ROSEN, 1974).

matéria mais empírica do que teórica (GRILICHES, 1971).

Em um mercado em equilíbrio, o preço implícito, ou preço sombra, da c -ésima característica (p_c) é dado pela derivada primeira da função hedônica de preço em direção à característica em questão.

$$p_c = \frac{\partial P}{\partial z_c} \quad (1.9)$$

O preço implícito é estimado através de uma regressão de primeiro estágio entre o preço do bem e o conjunto Z das características. Por ser o resultado de uma interação entre oferta e demanda, o preço implícito deve ser interpretado como o preço que o mercado atribuir para a c -ésima característica. Para se modelar a demanda e a oferta da c -ésima característica é necessário um procedimento de dois estágios (FOLLAIN; JIMENEZ, 1985). No caso da construção de índice de preços, a regressão de primeiro estágio é suficiente, pois a estimação dos preços implícitos é uma forma de controlar o efeito composição, ou seja, gerar índices de preços que controlam a variação temporal pelas características de cada imóvel transacionado.

Existem várias formas de estimar índices de preços para imóveis a partir do modelo de preços hedônicos. Existem as formas diretas (modelos de dados em painel), nas quais se estima a regressão hedônica com uma *dummy* para o período de tempo, sendo o índice calculado diretamente a partir do parâmetro estimado para essa *dummy*, assim como as formas indiretas (modelos *cross-section*), pelas quais se calcula o índice a partir de um conjunto de regressões para cada período de tempo. A próxima seção apresentará com mais detalhes as diversas formas de estimação de índice de preços para imóveis, a partir de modelos de preços hedônicos.

Diewert (2009) elencou as principais vantagens da metodologia hedônica. O método é suficientemente flexível que permite estimar índices para diferentes tipos de imóveis e para diversas localidades. Em termos de intensidade do uso dos dados, o método hedônico é o mais eficiente, pois não impõe restrições à amostra como o

modelo das vendas repetidas. É a única das metodologias capaz de lidar com as questões envolvendo depreciação, reformas, melhoramentos, ampliação etc., uma vez que informações sobre esses eventos estão disponíveis. Por fim, a metodologia hedônica, com algumas adaptações, permite decompor o preço do imóvel entre preço da edificação e o preço da terra, decomposição que é importante para a mensuração das Contas Nacionais.

Como principais desvantagens do método hedônico, Diewert (2009) cita as seguintes situações. A aplicação do método hedônico requer a disponibilidade de informações sobre diversas características dos imóveis. Desse modo, não é trivial encontrar uma base de dados que contenham essa gama de informações. Os resultados do modelo hedônico não são inteiramente reproduzíveis, pois diferentes pesquisadores podem adotar diferentes formas funcionais para a regressão hedônica, assim como podem divergir sobre quais as características devem ser incluídas na função. Além disso, pelo fato de o mercado imobiliário estar sujeito à ocorrência de *outliers* (GONZÁLEZ, 1997a; COULSON; McMILLEN, 2006), pesquisadores podem divergir sobre os critérios para eliminação desse tipo de observação. Complementando a análise de Diewert (2009), Coulson e McMillen (2006) e Hill (2013) apontam que as regressões hedônicas estão sujeitas ao viés de variável omitida; na seção sobre Imputação, Capítulo 4, são discutidos formas de se minimizar esse tipo de viés. Por fim, Diewert (2009) aponta que para gerar índices oficiais é necessário um esforço pedagógico junto aos usuários, dado que o método hedônico não é uma forma intuitiva de se obter índice de preços.

Desse modo, os índices hedônicos não sofrem de viés da amostra e nem necessitam de um grande fluxo de vendas e revendas, como o MVR. Além disso, o modelo de preços hedônicos não depende de informações externas, como o método do

valor avaliado, cuja qualidade da informação externa (valor avaliado do imóvel) é fundamental para o cálculo do índice. O modelo de preços hedônicos permite, assim como os métodos de estratificação, gerar índices para diversos tipos de localização e imóveis. Todavia, o modelo de preços hedônicos controla de forma mais eficaz o efeito composição do que os métodos de estratificação. Por fim, ao contrário dos métodos de estratificação e do modelo de vendas repetidas, o modelo de preços hedônicos é o único que é capaz de incluir em sua metodologia de cálculo os fenômenos da depreciação, reformas e melhoramentos que o imóvel pode sofrer ao longo do tempo. Por isso, Diewert (2009) conclui que o modelo de preços hedônicos é a metodologia mais apropriada para estimar índice de preços para imóveis.

Existem, no entanto, diversas maneiras (métodos) de se utilizar o modelo de preços hedônicos para o cálculo de índice de preços. As próximas seções apresentam os diversos métodos hedônicos de cálculo de índice de preços para imóveis, realçando as vantagens e as desvantagens associadas a cada um. Embora o cálculo de índice de preços a partir de modelos hedônicos seja antigo (COURT, 1939; GRILICHES, 1958; 1961), apenas recentemente surgiu uma taxonomia comum para os diversos métodos (TRIPLETT, 2004; HILL, 2013). A próxima seção inicia-se com um histórico da aplicação do modelo de preços hedônicos para o índice de preços, para, por fim, apresentar os diversos métodos a partir da taxonomia proposta por Triplett (2004) e Hill (2013).

1.2 - Índice de preços hedônicos para imóveis

1.2.1 - Introdução

Índice de preços hedônicos é qualquer índice de preço que utiliza a função hedônica de preços em sua formulação (TRIPLETT, 2004). A razão para utilizar índice de preços hedônicos para imóveis é que essa metodologia permite controlar a variação temporal

do preço do bem pela diferença nas características dos imóveis transacionados em diferentes períodos de tempo. Em outras palavras, esse método controla o efeito composição da amostra, permitindo gerar índices de preços “puros” (GRILICHES, 1961; TRIPLETT, 2004). A equação abaixo, inspirada em uma equação apresentada no trabalho de Griliches (1971)⁷, resume a intuição por detrás dos índices de preços hedônicos:

$$\frac{\partial \pi}{\pi} = \frac{\partial p}{p} - \frac{\partial q}{q} \quad (1.10)$$

Por essa equação, a variação “pura” do preço de um bem qualquer $(\frac{\partial \pi}{\pi})$ entre dois períodos é a variação de preço observada $(\frac{\partial p}{p})$, descontada o efeito da variação qualitativa (ou nas características) do bem $(\frac{\partial q}{q})$. O modelo de preços hedônicos é uma ferramenta para tentar mensurar o impacto no preço dessa variação qualitativa, uma vez que os preços das características estão implícitos no preço do bem. No caso dos imóveis, a inclusão do termo $(\frac{\partial q}{q})$ é a forma de controlar o efeito das mudanças nas características dos imóveis transacionados em dois períodos de tempo distintos. Na realidade, existem diversos métodos para estimar o índice de preços hedônicos. Esta seção busca apresentar esses métodos e mostrar como eles são operacionalizados no caso específico da mensuração de índice de preços para imóveis.

⁷ Griliches (1971) utilizou essa equação com o intuito de apresentar uma metodologia hedônica pela qual se estima um índice de preços para as características separadamente do índice de preços para o produto. No caso, cada variável aparecia com o sufixo “i” indicando ser um bem durável que algum(s) modelo(s) sofria alteração nas características entre dois períodos de tempo.

1.2.2 – Histórico e necessidade de uma taxonomia

A aplicação de índice de preços hedônicos já estava no trabalho de Court (1939), um dos pioneiros da aplicação empírica do modelo de preços hedônicos. O objeto de Court, um então economista da *Automobile Manufacturers Association*, com sede em Detroit-EUA, era o mercado de automóveis. Seu artigo de 1939 teve como objetivo estimar um índice de preços hedônicos para o mercado de automóveis e compará-lo com o índice de preços divulgado pelo *Bureau of Labor Statistics* (BLS) dos EUA (GOODMAN, 1998). O modelo de preços hedônicos estimado por Court (1939) foi assim resumido por Goodman (1998):

$$\ln p = k + b_w w + b_f f + b_h h + b_1 t_1 + b_2 t_2 \quad (1.11)$$

Sendo $\ln p$ é o logaritmo do preço do automóvel, w é o peso dos automóveis, f é a distância entre os eixos, h é o cavalo-vapor e t_1 e t_2 são os dois períodos de tempo subjacentes ao período inicial. Os parâmetros $(k, b_w, b_f, b_h, b_1, b_2)$ são estimados pelo modelo de regressão, sendo b_w, b_f, b_h os preços sombras das características dos automóveis e b_1, b_2 os índices de preços estimados. Court (1939) trabalhou com dados para os anos de 1920, 1925, 1930, 1935, 1937 e 1939. A partir dessa base de dados, o autor rodou cinco regressões tendo como períodos base os anos de 1920, 1925, 1930, 1935 e 1937, respectivamente (GOODMAN, 1998).

Aplicando a intuição da equação (1.10) para o modelo proposto por Court (1939), equação (1.11), os parâmetros (b_w, b_f, b_h) são estimativas da variação dos preços implícitos das características (dq/q) , enquanto os parâmetros (b_1, b_2) são estimativas do índice de preços hedônicos, ou da variação “pura” de preços em relação ao período base $(d\pi/\pi)$. Vale salientar que a estimação proposta por Court

(1939) consiste em um modelo de dados em painel do tipo *pooled* – cuja estimação se dá por mínimos quadrados ordinários (OLS), com efeitos fixos para o tempo.

Porém, o modelo de preços hedônicos só se tornaria popular na academia e, em menor grau, em um primeiro momento, nas agências de estatísticas nos anos de 1960, a partir dos trabalhos de Griliches (1958; 1961). Em ambos os artigos o autor estimou índice de preços hedônicos, sendo o primeiro para fertilizantes (GRILICHES, 1958) e o segundo para automóveis (GRILICHES, 1961). Griliches (1961) descreveu duas formas de estimar índices de preços hedônicos, uma, à maneira de Court (1939), e outra utilizando regressões *cross-sections*.

Para Griliches (1961) muitos bens duráveis, seja de consumo ou produção, são disponibilizados no mercado em diversos modelos ou especificações diferentes. Essa diferença se dá pela combinação de características contidas em cada unidade do produto. Existe, portanto, uma função hedônica que relaciona o preço de cada modelo ao mix de características que este possui.

$$p_{it} = f_t(x_{1it}, \dots, x_{cit}, u_{it}) \quad (1.12)$$

Na qual p_{it} é o preço do modelo “i” em t, \mathbf{x} representa cada um das c ’s características do modelo “i” em t e u_{it} é o termo de resíduo. A definição do conjunto das c ’s características que devem fazer parte do modelo é uma questão empírica (GRILICHES, 1961, 1971). Como critério de escolha das características, Griliches (1971) recomenda evitar aquelas que sejam resultado da interação de mercado (ex: quantidade produzida de cada modelo do produto, renda do comprador etc.) e que o modelo se foque nas características diretas do bem. Dentre essas últimas, o autor propõe que sejam mantidas no modelo as características que são relevantes, isto é, aquelas que capturam uma fatia considerável do mercado.

A definição da forma funcional para o modelo hedônico também é uma questão empírica (GRILICHES, 1961, 1971). No artigo de 1961, o autor optou pela forma semilogarítmica, assim como Court (1939), após uma análise do comportamento dos dados e pela conveniência dessa fórmula (os parâmetros estimados têm interpretação direta). Já em 1971, Griliches sugeriria utilizar uma transformação Box-Cox para definir a forma funcional do modelo hedônico. Esse procedimento foi muito utilizado na década de 1980, porém foi perdendo força a partir de então, pelo fato de que muitas vezes os parâmetros estimados a partir da forma funcional ótima definida pelo método de Box-Cox não terem uma interpretação direta (HERMAN; HADDAD, 2005). O modelo semilogarítmico proposto por Griliches (1961) é, portanto, ainda o mais utilizado (HILL, 2013).

O modelo *cross-section* proposto em Griliches (1961) consiste em uma regressão por período de tempo:

$$\ln p_{it} = a_0 + a_1 x_{1it} + \dots + u_{it} \quad (1.13)$$

A partir dos parâmetros α 's estimados em (1.13) pode-se estimar o preço do bem em dois períodos de tempo. O cálculo do índice de preços é exemplificado por Griliches (1961) para o caso de dois períodos (0,1) e com o índice tendo como base o período 0. Nesse caso, em um primeiro momento imputam-se os preços para os dois períodos, a partir da regressão para o período base. No segundo momento, calcula-se o índice de preço, como no esquema abaixo.

$$\hat{p}_{i0} = f_0(x_{1i0}, \dots)$$

$$\hat{p}_{i1} = f_0(x_{1i1}, \dots)$$

Logo,

$$\frac{\partial \pi}{\pi} = \frac{p_1/p_0}{\hat{p}_1/\hat{p}_0} = \frac{p_1/\hat{p}_1}{p_0/\hat{p}_0} \quad (1.14)$$

Griliches (1961) aventava a possibilidade de em casos em que os períodos de tempo não fossem muito distantes e as estruturas de ponderações (características) não alterassem muito com o tempo, a variação de preço médio entre dois ou mais períodos poderiam ser estimadas diretamente, em um modelo de dados em painel ao estilo de Court (1939). Nesse caso, a regressão a ser estimada tem o seguinte formato:

$$\ln p_{it} = a_0 + a_1 x_{1it} + \dots + \alpha_d D + u_{it} \quad (1.15)$$

onde D é a variável *dummy* que assume o valor 0 para o período base e 1 para o segundo ou demais períodos.

Griliches (1961) preferia o método baseado em regressões *cross-section vis-à-vis* ao método de dados em painel com efeitos fixo no tempo. A principal razão, que seria posteriormente a principal crítica da literatura a essa metodologia, é que o método proposto por Court (1939) mantinha os preços sombras das características constantes durante dois ou mais períodos do tempo. Para Griliches (1961), essa hipótese não seria realista em contextos onde ocorrem mudanças nas condições de oferta do produto e/ou variações nos gostos dos consumidores. Portanto, Griliches (1961) defendia quando fosse possível utilizar o método *cross-section* com uma regressão para cada período de tempo. A regressão para dados em painel, quanto utilizada, deveria compreender o mínimo espaço de tempo possível.

No artigo escrito na década seguinte, Griliches (1971) adicionou outra crítica ao método introduzido por Court (1939), que também, posteriormente, viria a ser

recorrente na literatura sobre índice de preços hedônicos. Segundo Griliches (1971), o índice de preço hedônico calculado diretamente do parâmetro estimado para *dummy* de tempo não segue nenhuma das fórmulas padrões da literatura sobre índice de preços. Ao contrário, os índices derivados dos modelos *cross-sections* são passíveis de aplicação das fórmulas padrões.

A partir das contribuições iniciais de Court (1939) e, principalmente, Griliches (1958, 1961) surgiu o interesse, tanto da academia quanto das agências de estatísticas, na metodologia hedônica para estimação de índices de preços. Além do mercado de automóveis, que fora objeto de Court (1939) e Griliches (1961), o mercado de bens duráveis sujeitos a constantes inovações tecnológicas – como eletrodomésticos e computadores –, passou a ser objeto de aplicação da metodologia hedônica, tanto na academia quanto nas agências estatísticas.

A aplicação dos métodos hedônicos na academia deu-se de forma mais rápida. No caso das agências estatísticas, o primeiro índice de preços a utilizar a metodologia dos preços hedônicos foi o “The New House Index” do *Census Bureau* dos EUA, em 1968 (TRIPLETT, 2004), versando sobre residências unifamiliares recém-construídas. O segundo índice hedônico de uma agência estatística americana só surgiria em 1985, o índice de preço IBM-BEA sobre computadores e periféricos, calculados pelo *Bureau of Economic Activity* (BEA) (MOULTON, 2001). Segundo Moulton (2001), o sucesso dos índices de preços para computadores foi a principal razão para o aumento do uso do modelo hedônico pelas agências estatísticas americanas (*Census Bureau*, BEA, *Bureau of Labour Statistics* (BLS) e *Federal Reserve Board*) nos anos de 1990 e 2000. O modelo de preços hedônicos atualmente é utilizado nas agências estatísticas americanas para cálculo de índice de preços no mercado apartamentos, semicondutores, telefonia digital, *softwares*, vestuário, aparelho televisor, equipamentos de áudio, câmeras

filmadoras, livros didáticos, aparelhos de DVD, micro-ondas, lavadoras, secadoras, ar-condicionado, gravadores de videocassete, roteadores de LAN, além de servir para a estimação do aluguel imputado nas Contas Nacionais (MOULTON, 2001).

Embora o método hedônico tenha se popularizado, por muito tempo, não houve um esforço em se criar uma nomenclatura comum e nem de se sistematizar as diferentes metodologias de estimação do índice de preços hedônicos. Os trabalhos acadêmicos, em geral, eram aplicações empíricas da metodologia hedônica para geração de índice de preços, que tiveram como maior mérito difundir a metodologia hedônica e cobrir a lacuna da escassez de índice de preços para bens compostos. No caso dos bens imóveis, a parte conceitual dos trabalhos, em geral, remetia às duas formas de estimação descritas em Griliches (1961). Em alguns casos, o modelo baseado em variável *dummy* para tempo passou a ser denominada de *explicit time-variable*; já o modelo baseado em regressões *cross-sections* passou a ser denominado “*strictly*” *cross-sectional models* (GATZLAFF; LING, 1994). Porém, não houve por parte desses autores um trabalho de sistematização dos métodos e criação de uma taxonomia comum.

Triplett (2004), em um trabalho com o objetivo de sistematizar os métodos existentes de cálculo de índice de preços para computadores, descreveu e criou uma taxonomia para as diversas metodologias de geração de índice de preços hedônicos. Foi o primeiro passo para uma sistematização que passou a ser necessária com a evolução das aplicações empíricas. Hill (2013) adaptou a taxonomia de Triplett (2004) para a geração de índice de preços hedônicos para o mercado de imóveis, ressaltando algumas diferenças metodológicas que a natureza específica do bem imóvel requer. A próxima seção apresentará os métodos hedônicos a partir da taxonomia de Triplett (2004) e Hill (2013) para a geração de índice de preços para o mercado imobiliário.

1.2.3 – Índice de preços hedônicos: taxonomia de Triplett-Hill

O modelo de preços hedônicos é aplicado ao mercado de produtos diferenciados. Triplett (2004) teve como foco os métodos hedônicos para calcular o índice de preços para computadores, que são bens que passam por grandes transformações tecnológicas. Computadores, assim como automóveis e outros bens duráveis se caracterizam pela diferenciação do produto, onde cada modelo é, na verdade, uma combinação peculiar de atributos.

O mercado de imóveis, por sua vez, é um caso extremo de produto diferenciado, dado que cada unidade é uma combinação de características distinta das demais (HILL, 2013). Somado a isso, a venda de cada unidade é infrequente e inconstante no tempo, sendo reduzido o número de unidades imobiliárias que são revendidas entre um período e outro (HILL, 2013). Por fim, o conjunto de características dos imóveis engloba as características construtivas (físicas) e de localização. Muitas delas são de difícil mensuração, o que faz com que o viés de variável omitida seja um problema relevante nas estimações de regressões hedônicas para o mercado imobiliário (COULSON; McMILLEN, 2006; HILL, 2013). Dessa forma, embora a metodologia hedônica para a geração de índice de preços para imóveis seja a rigor a mesma empregada para os demais bens, algumas adaptações são necessárias devido às idiosincrasias do mercado imobiliário.

Os métodos hedônicos para estimação de índice de preços baseiam-se nas duas metodologias apresentadas por Griliches (1961). Pode-se dizer que existe uma divisão entre os métodos pelo tipo de regressão hedônica que é utilizada. No primeiro caso, utiliza-se regressão (ou conjunto de regressões) para dados em painel. No segundo caso, as regressões utilizadas são do tipo *cross-section*.

1.2.3.1 – Métodos hedônicos para dados em painel

1.2.3.1.1 – O método da *time-dummy* (TD)

O método da *time-dummy*, segundo Hill (2013), é o método hedônico original, uma vez que é o da contribuição pioneira de Court (1939). Esse método consiste em uma regressão em painel do tipo *pooled* com efeitos fixos para o tempo. Seguindo Hill (2013), o método da *time-dummy* para geração de índice de preços para imóveis pode ser assim resumido:

$$\ln p = Z\beta + D\delta + \varepsilon \quad (1.16)$$

Sendo $\ln p$ é um vetor $H \times 1$ do logaritmo natural dos preço dos H's imóveis transacionados em determinado período de tempo. Z é uma matriz $H \times C$ das C 's características dos imóveis incluídas no modelo, sendo sua primeira coluna composta pelo número 1. β é um vetor $C \times 1$ que representa os preços sombras de cada característica, sendo que o primeiro elemento do vetor é o intercepto da regressão. D é uma matriz $H \times (T - 1)$ da variável *dummy* para cada período de tempo. δ é um vetor $(T - 1) \times 1$ que representa o índice de preço para cada período. Por fim, ε é o vetor $H \times 1$ que representa o resíduo aleatório da regressão.

Hill (2013) utilizou a forma funcional semilogarítmica, assim como Griliches (1961) utilizou por conveniência. Em geral, a transformação Box-Cox, proposta por Griliches (1971), rejeita a regressão do tipo semilogarítmica. Porém, como pondera Hill (2013), a utilização de outra forma funcional gera parâmetros cuja interpretação econômica não é direta, tornando ainda mais complexo o cálculo dos índices de preços.

Por esse método, escolhe-se um período como base (em geral o primeiro) que é a categoria básica da *dummy* de tempo. Nesse caso, o parâmetro estimado δ mensura o efeito fixo de cada período do tempo no logaritmo natural do preço dos imóveis,

controlando os efeitos das diferenças nas características de cada imóvel. O índice de preço (P_t), para cada período t , pode ser calculado diretamente a partir do δ estimado:

$$\hat{P}_t = \exp(\hat{\delta}_t) \quad (1.17)$$

Hill (2013) recomenda a correção do viés para estimações do modelo semilogarítmico proposta por Kennedy (1981):

$$\hat{P}'_t = \exp\left[\left(\hat{\delta}_t\right) - \frac{1}{2}\hat{V}(\hat{\delta}_t)\right] \quad (1.18)$$

No caso dos bens imóveis a localização é uma variável importante na determinação dos preços. Segundo Hill (2013), a forma mais simples de se inserir a localização na regressão hedônica é usar uma *dummy* que represente a região onde o imóvel se localiza. Desse modo, o modelo passaria a ser uma regressão em painel do tipo *pooled* com efeitos fixos para o tempo e localização, como na equação abaixo:

$$\ln p = Z\beta + B\gamma + D\delta + \varepsilon \quad (1.19)$$

Na qual B é uma matriz $H \times (M - 1)$ que associa cada imóvel (h) a uma das M 's localidades ou regiões da cidade. γ é um vetor $(M - 1) \times 1$ que representa o parâmetro estimado (preço sombra) de cada localidade, em relação à localidade m escolhida como categoria básica.

A maior vantagem desse método, segundo Hill (2013), é a sua fácil aplicação. Os índices de preços, assim como os desvios padrões, são estimados diretamente em uma única regressão. Além disso, devido a sua simplicidade, ainda é o método mais utilizado na literatura acadêmica sobre índice de preços imobiliários.

A principal crítica a esse método é a hipótese implícita de que os preços sombras das características dos imóveis não se alteram no tempo.

Nesse caso, os parâmetros estimados (β, γ) representam o preço sombra médio de todo o período analisado (TRIPLETT, 2004). Havendo uma estabilidade tanto nas condições de oferta do bem quanto nos gostos dos consumidores à hipótese de

parâmetros fixos no tempo é razoável. Caso contrário, essa hipótese torna-se irrealista. No caso dos bens imóveis, para períodos de tempo muito longos é forçoso imaginar que os parâmetros permaneçam fixos no tempo, logo, o método hedônico TD mostra-se limitado. Por outro lado, para períodos mais curtos de tempo essa hipótese torna-se razoável, uma vez que as condições de oferta e os gostos de consumidores não se alteram abruptamente no mercado imobiliário. Já no caso de bens duráveis sujeitos a inovações tecnológicas constantes, o método hedônico TD, com base fixa, é totalmente irrealista (TRIPLETT, 2004); para esses casos a alternativa é utilizar o método *adjacent-period-time-dummy*, que será descrito na próxima seção.

A segunda grande crítica a essa metodologia também já estava no trabalho de Griliches (1971). Segundo o autor, o índice de preço extraído diretamente da regressão pelo método TD (equações 1.3.7 e 1.3.8) não se articula com os índices padrões existentes na literatura sobre números índices. Para elucidar essa questão, primeiramente é preciso entender o significado do índice de preço estimado diretamente pelo método hedônico TD. Para isso, utilizaremos a demonstração feita por Hill (2013). Parte-se de uma regressão hedônica com efeitos fixos para o tempo:

$$\ln \hat{p} = Z\hat{\beta} + D\hat{\delta} \quad (1.20)$$

A estimação dos parâmetros (β e δ) por mínimos quadrados ordinários segue os seguintes procedimentos, partindo da regressão inicial:

$$\ln p = Z\beta + D\delta + \varepsilon$$

A função dos quadrados dos erros é assim definida em forma matricial, sendo o sufixo T indicativo de que se trata de uma matriz ou vetor transposto.

$$\varepsilon^T \varepsilon = (\ln p - Z\beta + D\delta)^T (\ln p - Z\beta + D\delta)$$

O estimador de mínimos quadrados ordinários é obtido pelo seguinte procedimento:

$$\min_{\beta, \delta} \varepsilon^T \varepsilon = \min_{\beta, \delta} (\ln p - Z\beta + D\delta)^T (\ln p - Z\beta + D\delta)$$

o que corresponde a igualar a zero as derivadas parciais da função dos quadrados dos erros em direção de cada parâmetro a ser estimado.

$$\frac{\partial \varepsilon^T \varepsilon}{\partial \beta} = 0 \quad (1.21)$$

$$\frac{\partial \varepsilon^T \varepsilon}{\partial \delta} = 0 \quad (1.22)$$

Portanto, os parâmetros estimados por mínimo quadrado ordinários $\hat{\beta}$ e $\hat{\delta}$ são dados por⁸:

$$\hat{\beta} = (Z^T Z)^{-1} Z^T (\ln p - D\hat{\delta}) \quad (1.23)$$

$$\hat{\delta} = (D^T D)^{-1} D^T (\ln p - D\hat{\beta}) \quad (1.24)$$

Na qual $D^T D$ é uma matriz diagonal. Nesse caso, o índice de preço para um período t qualquer será dado por:

$$\hat{\delta}_t = \sum_{h=1}^H \frac{\ln p_{ht}}{H_t} - \sum_{c=1}^C \hat{\beta}_c \left(\frac{\sum_{h=1}^{H_t} z_{cth}}{H_t} \right) \quad (1.25)$$

Calculando a exponencial dos dois lados da equação (1.25), tem-se:

$$\frac{p_t}{p_s} = \frac{\frac{(\prod_{h=1}^{H_t} p_{th})^{\frac{1}{H_t}}}{(\prod_{h=1}^{H_s} p_{sh})^{\frac{1}{H_s}}}}{\frac{\exp(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_c \bar{z}_{ct})}{\exp(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_c \bar{z}_{cs})}} \quad (1.26)$$

⁸ Por ser um exercício de minimização, as derivadas segundas das duas expressões (1.21) e (1.22) são positivas.

Na qual $\bar{z}_{cs} = \sum_{h=1}^{H_s} \frac{z_{csh}}{H_s}$ e $\bar{z}_{ct} = \sum_{h=1}^{H_t} \frac{z_{cth}}{H_t}$. Sendo t e s dois períodos distintos de tempo, onde $t > s$.

O numerador da expressão (1.26) é a comparação entre o preço médio dos imóveis nos dois períodos de tempo (t e s). O termo do denominador é o ajuste qualitativo, proveniente do método hedônico. Como resume Triplett (2004), o índice de preço estimado pelo método hedônico TD é a razão entre a média geométrica dos preços do bem e o ajuste hedônico qualitativo. Desse modo, pode-se dizer que o índice de preços hedônicos do método TD é um número índice, porém não segue nenhuma das fórmulas padrões existente na literatura dos números índices (TRIPLETT, 2004).

Hill (2013) prossegue a sua análise reescrevendo o denominador de (1.3.16) da seguinte maneira:

$$\frac{\exp(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_c \bar{z}_{ct})}{\exp(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_c \bar{z}_{cs})} = \frac{\exp(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_c \bar{z}_{ct})}{\exp(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_c \bar{z}_{ct})} = \frac{\tilde{Q}_{x,t}^L}{\tilde{Q}_{x,s}^L} \quad (1.27)$$

Os fatores de ajuste qualitativo ($\tilde{Q}_{x,s}^L$ e $\tilde{Q}_{x,t}^L$) são índices de quantidades do tipo Laspeyres, que comparam o custo médio do imóvel vendido em t ou s , com o custo médio do imóvel vendido no período médio x . Logo,

$$\frac{p_t}{p_s} = \frac{(\prod_{h=1}^{H_t} p_{th})^{\frac{1}{H_t}}}{\frac{(\prod_{h=1}^{H_s} p_{sh})^{\frac{1}{H_s}}}{\tilde{Q}_{x,t}^L}} \quad (1.28)$$

A equação (1.28) evidencia um terceiro problema do índice hedônico do método TD. Segundo Hill (2013), pelo fato de o índice de preços do método hedônico TD fazer uso de um índice de quantidade do tipo Laspeyres no ajuste qualitativo, existe a possibilidade de haver viés de substituição. Esse viés consiste no problema de se utilizar

uma cesta de consumo (no caso, uma cesta de características) fixa no tempo, como no caso dos índices de Laspeyres, que não consideram as trocas entre subitens da cesta após mudanças nos preços relativos (ROJAS; FAVA, 2008).

Existem ainda alguns problemas adicionais decorrentes da utilização do método hedônico TD para gerar índice de preços (HILL, 2013). Esse método não é adequado quando existem observações com informações faltantes para alguma(s) variável(s). Além disso, esse método não é flexível em tratar a interação entre a *dummy* de tempo e as características dos bens. Por fim, o método hedônico TD não é apropriado para índices de preços que são divulgados periodicamente, pois viola o princípio da fixação temporal do índice (HILL; MELSER, 2008). A adição de um novo período de tempo, no método TD, implica estimar uma nova regressão e, conseqüentemente, todos os valores para o índice de preços já divulgados sofreriam alterações. Nesse caso, o interesse maior pelo método hedônico TD, com base única, estaria em trabalhos acadêmicos, nos quais não há o compromisso de se divulgar índices de preços periodicamente.

1.2.3.1 .2 – Método hedônico da *time-dummy* com mudança de base e método hedônico da *adjacent-period-time-dummy* (APTD)

O método hedônico TD tem como maior vantagem sua simplicidade. Porém, como ponderou Hill (2013), existem vários problemas em sua aplicação. Alguns desses problemas são passíveis de serem contornados ao se utilizar o método hedônico TD com base móvel. Em vez de utilizar a base fixa, geralmente o primeiro período de tempo da série, pode-se utilizar um conjunto de regressões para um conjunto de subperíodos. Ou seja, estipula-se um intervalo de tempo no qual se pode supor que “as condições de oferta e os gostos dos consumidores”, na expressão de Griliches (1961), são estáveis. Para Griliches (1961) e Triplett (2004), que trabalhavam com bens duráveis sujeitos a

constantes avanços tecnológicos – automóveis, no primeiro caso, computadores, no segundo –, o ideal seria minimizar esse período de tempo. Triplett (2004) propôs como variante do método hedônico TD o método hedônico da *adjacent-period-time-dummy* (APTD). O método hedônico APTD consiste em estimar a regressão hedônica (do tipo da equação 1.3.6 ou 1.3.9) para cada par de subperíodos de tempo. No caso de bens duráveis sujeitos a avanços tecnológicos, como constatou Triplett (2004), a literatura sequer levanta a hipótese de se estimar o método hedônico TD com base fixa; o método hedônico com *dummy* para tempo referido nessa literatura é sempre o APTD.

Como observou Hill (2013), o método hedônico APTD é uma forma de resolver o principal problema do método hedônico TD, que é manter os preços sombras fixos no tempo. No caso dos bens imóveis, o método APTD é uma solução satisfatória, uma vez que no mercado imobiliário tanto as condições de oferta quanto os gostos dos consumidores parecem não se alterar muito em pequenos períodos de tempo. Alguns autores, como Rozenbaum (2009), trabalham com a hipótese de que em um período de três anos pode-se considerar esses fatores constantes. Nesse caso, o índice hedônico TD pode ser estimado com mudança de base a cada três anos.

No caso dos bens sujeitos a variações tecnológicas constantes, mesmo o método hedônico APTD é criticado por manter os preços sombras fixos em dois períodos subjacentes de tempo (TRIPLETT, 2004). Contudo, para Triplett (2004), essa é uma crítica mais conceitual do que empírica. Os resultados obtidos, na utilização do método hedônico APTD para o mercado de computadores, mostram-se satisfatórios, indicando que manter os preços sombras fixos em períodos do tempo adjacentes não traz sérios prejuízos ao índice de preço calculado (TRIPLETT, 2004).

O método hedônico APTD também resolve o último problema apontado por Hill (2013), uma vez que utiliza uma base móvel, adição de novos períodos alterariam

apenas os índices mais recentes. No caso extremo do APTD, com base móvel para cada novo período, não existiria qualquer modificação nos índices calculados previamente. Contudo, os demais problemas apontados na literatura – viés de variável omitida, viés de substituição e ausência de relação com os índices de preços padrões – não são resolvidos pela adoção do método hedônico APTD.

1.2.3.2– Métodos Hedônicos para dados *cross-section*

1.2.3.2 .1 – O Método da Imputação Hedônica (MIH)

O Método da Imputação Hedônica (MIH) já aparece esboçado em Griliches (1961), que preferia esse método ao *time-dummy* de Court (1939), por sua estimação não exigir que os preços sombras dos bens permanecessem constantes em períodos diferentes do tempo. Além disso, o MIH permite o uso de fórmulas padrões de índices de preços, contornando outro problema do método TD apontado por Griliches (1971).

Construir índices de preços padrões como Laspeyres e Paasche exige-se acompanhar uma cesta de bens ao longo do tempo. No caso do mercado imobiliário isso exigiria acompanhar os preços de um cesta predefinida de bens (unidades imobiliárias) ao longo do tempo. Porém, a venda de cada unidade de imóvel se dá de forma infrequente e em intervalos de tempo irregulares (HILL, 2013). Apenas uma pequena fração das unidades imobiliárias é revendida em períodos de tempo subsequentes (HILL; MELSER, 2008). O MIH tem como objetivo, através da imputação, criar uma cesta de imóveis cujas observações se repetem no tempo, permitindo o cálculo de índices de preços padrões.

O MIH consiste, primeiramente, em mensurar uma regressão hedônica para cada período de tempo.

$$\ln p = Z\beta + \varepsilon \quad (1.29)$$

Suponha dois períodos de tempo distintos e subsequentes s e t , sendo s o período imediatamente anterior à t . Suponha o imóvel h que foi vendido em s , mas não em t , cujo conjunto de características (C) pode ser descrito como z_{csh} , onde c representa cada característica do imóvel incluída no modelo. Logo, o preço observado do imóvel h em s pode ser descrito como p_{sh} . Porém, como o imóvel não foi vendido em t , não se observa o preço do imóvel h em t , isto é, p_{th} não existe. Para construir um índice de preço padrão, no entanto, é necessário que haja alguma estimativa do preço do imóvel h em t . A solução é utilizar uma regressão hedônica do tipo (1.29) para o período t . Os parâmetros estimados na regressão ($\hat{\beta}_t$) são utilizados para imputar o valor que o imóvel h teria caso fosse transacionado em t . Desse modo, o preço imputado do imóvel h em t pode ser assim definido:

$$\hat{p}_{th}(z_{sh}) = \exp\left(\sum_{c=1}^c \hat{\beta}_{ct} z_{csh}\right) \quad (1.30)$$

Corrigindo para o viés decorrente da estimação semilogarítmica tem-se:

$$\hat{p}_{th}(z_{sh}) = \exp\left(\sum_{c=1}^c \hat{\beta}_{ct} z_{csh} + \frac{\phi^2}{2}\right) \quad (1.31)$$

Onde ϕ_t é a variância do resíduo da regressão (1.3.19) para o período t .

Raciocínio análogo é aplicado para se imputar o preço de um imóvel (l) transacionado em t no período anterior s . Estima-se a regressão (1.3.19) para o período s . A partir dos parâmetros estimados imputa-se o preço de l em s :

$$\hat{p}_{sl}(z_{tl}) = \exp\left(\sum_{c=1}^c \hat{\beta}_{cs} z_{ctl} + \frac{\phi^2}{2}\right) \quad (1.32)$$

Existem duas formas de calcular o índice de preço a partir do MIH: a imputação única (*single imputation*) e a imputação dupla (*double imputation*). A imputação única consiste em imputar o preço do imóvel no período em que ele não foi transacionado e manter o preço observado no período em que ele foi transacionado. Utilizando o exemplo do imóvel h , que foi transacionado em s mas não em t , pela imputação única temos a seguinte variação de preço (ΔP_{sth}):

$$\Delta P_{sth} = \frac{\hat{p}_{th}(z_{sh})}{p_{sh}} \quad (1.33)$$

No caso da imputação dupla, utiliza-se o preço previsto (imputado) de h na regressão hedônica (1.3.19) para o período s , em vez de utilizar o preço observado, como no esquema abaixo:

$$\Delta P'_{sth} = \frac{\hat{p}_{th}(z_{sh})}{\hat{p}_{sh}(z_{sh})} \quad (1.34)$$

O mesmo raciocínio se aplica aos casos em que se observa o imóvel em um período e imputa-se o preço do período anterior. No caso do imóvel l transacionado no período t cujo preço foi imputado em s , tem-se pela imputação única:

$$\Delta P_{stl} = \frac{p_{tl}}{\hat{p}_{sl}(z_{tl})} \quad (1.35)$$

No caso da imputação dupla:

$$\Delta P'_{stl} = \frac{\hat{p}_{tl}(z_{tl})}{\hat{p}_{sl}(z_{tl})} \quad (1.36)$$

Segundo Triplett (2004), a dupla imputação na prática controla o efeito do resíduo da regressão no índice de preço. Por esse procedimento, o índice de preço calculado não sofrerá efeitos de observações cujos preços estavam acima (sobrepço) ou abaixo (barganha) da reta de regressão no período em que foram observados. Utilizar ou não a dupla imputação depende de uma interpretação sobre o significado econômico do resíduo da regressão (TRIPLETT, 2004).

De acordo com Triplett (2004), a imputação do preço de um bem quando este não é observado se apoia no princípio de que, dada suas características, o valor previsto pela regressão hedônica é a melhor estimativa do preço desse bem. Por outro lado, havendo observação para o preço do bem, essa é uma medida mais acurada do que o preço imputado. Portanto, para Triplett (2004), a dupla imputação não é o procedimento mais adequado e não deve ser usada indiscriminadamente. Estando a regressão hedônica bem especificada, a imputação deve ser única.

Triplett (2004) retoma uma interpretação proposta por Griliches (1961) sobre o resíduo da regressão hedônica para bens duráveis sujeitos à inovação tecnológica, como exemplo da inadequação da dupla imputação. Por essa interpretação tem-se os seguintes casos:

$$p_{ti} > \hat{p}_{ti} \text{ ou } \varepsilon_{it} > 0 \quad (1.37)$$

$$p_{ti} < \hat{p}_{ti} \text{ ou } \varepsilon_{it} < 0 \quad (1.38)$$

Onde p_{ti} é o preço de um modelo (i) de um bem qualquer no período t ; \hat{p}_{ti} é o preço previsto pela regressão hedônica do modelo i no período t ; e ε_{it} é o resíduo da regressão hedônica para o modelo i em t .

Para Griliches (1961), a primeira situação (1.37) pode significar que o modelo ou marca i está perdendo mercado, pois está exibindo um sobrepço. Na segunda situação, de acordo com Griliches (1961), a marca ou modelo i está ganhando mercado,

dados que seu preço está abaixo do que seria esperado pelas características que esse modelo contém. Nesse caso, os resíduos da regressão hedônica são predições de mudanças na estrutura de mercado (*market share*) do bem em questão (TRIPLETT, 2004).

Alguns autores, no entanto, avaliam a possibilidade de a regressão de preços hedônicos não estar bem especificada (SILVER; HERAVI, 2001; HAAN, 2004). Nesse caso, pode haver o viés de variável omitida, e manter o resíduo constante, como no procedimento da dupla imputação, seria uma forma de controlar a influência das variáveis omitidas (não observadas) no índice de preços (TRIPLETT, 2004). No caso do mercado de imóveis, a literatura aponta o viés de variável omitida como sendo relevante (COULSON; McMILLEN, 2006). Muitas das características dos imóveis, como reformas, melhoramentos, qualidade construtiva ou localização excepcional, não são diretamente observáveis, e suas informações acabam por estar contida no resíduo da regressão hedônica. Sendo o viés de variável omitida relevante no mercado de imóveis, a dupla imputação passa a ser vista como o procedimento mais adequado na geração de índice de preços pelo método hedônico da imputação (HILL, 2013).

Hill e Melsner (2008) demonstraram que em contextos onde o viés por variável omitida é relevante à dupla imputação é um procedimento superior à imputação única. O critério utilizado na demonstração dos autores foi minimizar o viés de variável omitida⁹.

Seja $c = c_1, c_2, \dots, c_c$ as C 's características observáveis do bem. Logo,

$$\ln \hat{p}_{hs}(z_{hs}) = \sum_{c=1}^c \hat{\beta}_{sc} z_{hsc} \quad (1.39)$$

⁹ A formalização apresentada abaixo é fiel à apresentada por Hill e Melsner (2008).

Sendo $\ln p_{h,s}$ é o logaritmo natural do preço do bem h no período s ; $z_{h,s}$ é o conjunto de características do bem h em s ; $\hat{\beta}_{s,c}$ é o parâmetro estimado pela regressão hedônica para cada característica c em s .

Porém, o modelo verdadeiro inclui um conjunto de variáveis não observadas (d), sendo $d = 1, \dots, D$. Esse modelo pode ser escrito da seguinte maneira:

$$\ln p_{hs}(z_{hs}) = \sum_{c=1}^C \beta_{sc} z_{hsc} + \sum_{d=1}^D \beta_{sd} z_{hsd} \quad (1.40)$$

Onde β é o verdadeiro parâmetro na população. A equação (1.40) pode ser reescrita como:

$$\ln p_{hs}(z_{hs}) = \ln p_s + \varepsilon_{hs} \quad (1.41)$$

No caso da imputação única, a variação relativa do logaritmo de preço é dada por:

$$\ln \hat{p}_{ht}(z_{hs}) - \ln p_{hs} = \ln \hat{p}_{ht} - \ln p_{hs}(z_{hs}) + \varepsilon_{hs} \quad (1.42)$$

Dado que, por (1.41): $\ln p_{hs} = \ln p_{hs}(z_{hs}) - \varepsilon_{hs}$

A equação (1.42) pode ser escrita da seguinte forma:

$$\ln \hat{p}_{ht} - \ln p_{hs} = \sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{tc} z_{hsc} - \left(\sum_{c=1}^C \beta_{sc} z_{hsc} + \sum_{c=1}^C \beta_{sd} z_{hsd} \right) + \varepsilon_{hs} \quad (1.43)$$

No caso da imputação dupla, o relativo de preços é dado por:

$$\ln \hat{p}_{ht}(z_{hs}) - \ln \hat{p}_{hs}(z_{hs}) = \sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{tc} z_{hsc} - \sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{sc} z_{hsc} \quad (1.44)$$

Segundo Hill e Melser (2008), a melhor estimativa de preço para um bem que foi transacionado no período s , mas não foi em t , é dado por:

$$[\ln \hat{p}_{ht}(z_{ht}) - \ln p_{hs}] \quad (1.45)$$

Ou seja, por (1.45) a melhor estimativa da variação do preço do bem h seria dada pela variação do “verdadeiro” preço do bem h em t ($\ln p_{h,t}(z_{h,t})$) em relação ao preço desse mesmo bem em s . Como, na realidade, o bem h só foi transacionado em s , ($\ln p_{h,t}(z_{h,t})$) não é observado. O próximo passo é verificar qual dos dois procedimentos que mais se aproxima da equação (1.45). No caso da imputação única, o erro associado é dado pela expressão abaixo:

$$[\ln p_{ht}(z_{ht}) - \ln p_{hs}] - [\ln \hat{p}_{ht}(z_{ht}) - \ln p_{hs}] = \mu_{hu}$$

Onde μ_{hu} é o erro de estimativa relacionado ao procedimento da imputação única.

$$\mu_{hu} = \ln p_{ht}(z_{hs}) - \ln \hat{p}_{ht}(z_{hs})$$

Como $\ln p_{ht}(z_{hs}) = \sum_{c=1}^C \beta_{tc}(z_{hsc}) + \sum_{d=1}^D \beta_{td}(z_{hsd})$ e

$\ln \hat{p}_{ht}(z_{hs}) = \sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{tc}(z_{hsc})$, tem-se que:

$$\mu_{hu} = \sum_{c=1}^C \beta_{tc}(z_{hsc}) + \sum_{d=1}^D \beta_{td}(z_{hsd}) - \sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{tc}(z_{hsc})$$

Rearranjando os termos, tem-se que:

$$\mu_{hu} = \sum_{c=1}^C (\beta_{tc} - \hat{\beta}_{tc})(z_{hsc}) + \sum_{d=1}^D \beta_{td}(z_{hsd}) \quad (1.46)$$

O erro de estimativa relacionado ao procedimento de imputação dupla (μ_{hd}) é dado por:

$$\mu_{hd} = [\ln p_{ht}(z_{hs}) - \ln p_{hs}] - [\ln \hat{p}_{hs}(z_{hs}) - \ln \hat{p}_{hs}(z_{hs})]$$

Dado que $\ln p_{hs} = \sum_{c=1}^C \beta_{sc}(z_{hsc}) + \sum_{d=1}^D \beta_{sd}(z_{hds})$ e $\ln \hat{p}_{hs}(z_{hs}) = \sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{sc}(z_{hsc})$, tem-se que:

$$\mu_{hd} = \left[\sum_{c=1}^C \beta_{tc}(z_{hsc}) + \sum_{d=1}^D \beta_{td}(z_{hds}) - \left(\sum_{c=1}^C \beta_{sc}(z_{hsc}) \right) + \sum_{d=1}^D \beta_{sd}(z_{hds}) \right] - \left[\left(\sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{tc}(z_{hsc}) \right) - \sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{sc}(z_{hsc}) \right]$$

Rearranjando os termos, tem-se:

$$\mu_{hd} = \sum_{c=1}^C (\beta_{tc} - \hat{\beta}_{tc})(z_{hsc}) + \sum_{d=1}^D (\beta_{td} - \beta_{sd})(z_{hds}) - \sum_{c=1}^C (\beta_{sc} - \hat{\beta}_{sc}(z_{hsc})) \quad (1.47)$$

As equações (1.46) e (1.47) representam os erros de estimação proveniente do uso da imputação única ou imputação dupla, respectivamente. Tanto o sinal quanto a magnitude do erro dependem de uma gama de fatores. Hill e Melser (2008) concluem, portanto, que a princípio não há um método que seja superior ao outro. Entretanto, supondo que as variáveis omitidas não se alterem muito entre os períodos, como pode se supor no mercado imobiliário, pode-se assim interpretar a equação (1.47): i) $\sum_{c=1}^C (\beta_{tc} - \hat{\beta}_{tc})$ e $\sum_{c=1}^C (\beta_{sc} - \hat{\beta}_{sc})$ representam o efeito do viés de variável omitida nas variáveis incluídas no modelo; sendo esse viés parecido nos dois períodos, esses dois termos tendem a se compensar parcialmente; ii) $\sum_{d=1}^D (\beta_{td} - \beta_{sd})$ representa o efeito do viés da variável omitida no preço do bem, que tende a ser parecido nos dois períodos de tempo (s e t) e, por isso, o segundo termo da equação (1.47) também tende a ter um valor pequeno (HILL; MELSER, 2008). Por outro lado, no caso da imputação única, nenhum dos termos de (1.46) tendem a se compensar. Desse modo, no caso do mercado imobiliário, a imputação dupla é o procedimento mais adequado.

Para ilustrar essa demonstração, Hill e Melser (2008) voltam ao exemplo do imóvel (h) que é vendido no tempo s e não é revendido no tempo t . Supondo que:

$$\hat{p}_{hs}(z_{hs}) > p_{hs}$$

Nesse caso, o preço estimado pela regressão hedônica para o imóvel h no período s é maior do que o preço observado no mercado para esse mesmo imóvel. Para interpretar essa situação dois cenários são possíveis. No primeiro, o comprador conseguiu uma barganha ao pagar um preço menor do que o que seria esperado, dado às características do imóvel h . O segundo cenário, mais factível, é que o desempenho “ruim” do imóvel h na regressão hedônica se deve aos efeitos das variáveis omitidas, comum nesse mercado. Logo, utilizar a imputação única $\left(\frac{\hat{p}_{ht}(z_{hs})}{p_{hs}}\right)$ faz com que a variação de preço do imóvel i tenha viés positivo. Já ao utilizar a imputação dupla $\left(\frac{\hat{p}_{ht}(z_{hs})}{\hat{p}_{hs}(z_{hs})}\right)$, o viés de variável omitida será parcialmente compensado¹⁰.

Resolvida a questão sobre o tipo de imputação a ser adotada, a segunda escolha que se deve fazer ao utilizar o método da imputação hedônica é sobre a fórmula padrão de índices de preços. O método da imputação hedônica é flexível a ponto de se poder utilizar fórmulas padrões como Laspeyres, Paasche, Geométrico de Laspeyres, Geométrico de Paasche, Fisher e Törnqvist. Segundo Hill e Melsner (2008) e Hill (2013), a escolha dos índices está relacionada à fórmula funcional das regressões hedônicas estimadas. A forma funcional semilogarítmica, tida como a mais apropriada para modelos hedônicos (GRILICHES, 1961; TRIPLETT, 2004; DIEWERT, 2009; HILL; MELSER 2008; HILL, 2013), está relacionada aos índices Geométrico de Laspeyres, Geométrico de Paasche e Törnqvist (HILL; MELSER, 2008; HILL, 2013). Os índices de Laspeyres, Paasche e Fisher, por sua vez, estão relacionados à estimação de regressões lineares (HILL; MELSER, 2008; HILL, 2013).

¹⁰ Triplett (2004) e Hill (2013) ponderam que a dupla imputação não resolve por completo o problema viés de variável omitida, embora seja o método mais adequado em mercados onde há efeitos desse tipo de variável. De acordo com Hill (2013), caso os preços sombras das variáveis omitidas variem muito entre os períodos esse tipo de viés continuará sendo relevante.

A análise desenvolvida até aqui foi feita supondo regressões semilogarítmicas, equação (1.29). Desse modo, a escolha dos índices padrões foi condicionada a essa escolha inicial. Portanto, os índices a serem trabalhados são o Geométrico de Laspeyres, Geométrico de Paasche e o de Törnqvist. O índice Geométrico de Laspeyres para os períodos de tempo s e t com imputação dupla ($P_{s,t}^{GL}$) é assim definido por Hill (2013):

$$P_{st}^{GL} = \prod_{h=1}^{H_s} \left\{ \frac{[\hat{p}_{ht}(z_{hs})]^{1/H_s}}{[\hat{p}_{hs}(z_{hs})]} \right\} \quad (1.48)$$

Onde H_s representa o total de imóveis transacionados no período s e h , isto é, cada unidade transacionada. O índice Geométrico de Paasche para os períodos s e t com dupla imputação ($P_{s,t}^{GP}$) segue a seguinte especificação (HILL, 2013):

$$P_{st}^{GP} = \prod_{h=1}^{H_t} \left\{ \frac{[\hat{p}_{ht}(z_{ht})]^{1/H_t}}{[\hat{p}_{hs}(z_{ht})]} \right\} \quad (1.49)$$

Por fim, o índice de Törnqvist é a média geométrica entre os índices geométricos de Laspeyres e Paasche. O índice de Törnqvist para os períodos s e t com imputação dupla ($P_{s,t}^T$) é dado por Hill (2013):

$$P_{st}^T = \sqrt{P_{st}^{GL} \times P_{st}^{GP}} \quad (1.50)$$

A literatura sobre índices de preços estabelece que os índices de Fisher e Törnqvist, por serem superlativos¹¹, são preferíveis aos índices de Laspeyres e Paasche

¹¹ O conceito de índices superlativos está apresentado no Apêndice A.

e seus respectivos geométricos (DIEWERT, 1976¹² *apud* HILL; MELSER, 2008). Os índices superlativos são as melhores aproximações para se medir um índice de custo dos imóveis, uma vez que permitem haver uma substituição da cesta de características dos imóveis, por parte do comprador, resultante da variação temporal no preço sombra de cada uma das características¹³. Os índices de Laspeyres, Paasche e seus respectivos geométricos, por outro lado, trabalham com cesta fixa de imóveis – e, por conseguinte, de características –, incorrendo no viés de substituição. Entre os índices superlativos (Fisher e Törnqvist) a literatura não estabelece qualquer dominância de um sobre o outro (HILL; MELSER, 2008). Portanto, para o MIH a escolha do índice de Törnqvist está relacionada à escolha inicial da forma funcional da regressão hedônica (semilogarítmica).

Avaliando os prós e os contras do método da imputação hedônica, Hill (2013) aponta como as principais vantagens desse método em relação aos métodos da *time-dummy* (TD e APTD): i) flexibilidade, pois permite que os preços sombras estimados variem a cada período de tempo; ii) utilizar a dupla imputação é uma forma de reduzir o viés de variável omitida; e iii) pode-se utilizar fórmulas padrões de índices de preços, reconhecidas na literatura. As principais desvantagens, segundo Hill (2013), são: i) cada regressão, para cada período, é estimada separadamente, não sendo explorada a interação entre essas regressões; e ii) os desvios padrões para os índices de preços não são fornecidos diretamente, o que torna complexo o seu cálculo.

1.2.3.2.2 – O método hedônico das características (MHC) (imputação pelo imóvel típico)

¹² DIEWERT, Walter Erwin. Exact and Superlative Index Numbers. **Journal of Econometrics**, v. 4, p. 115-45, 1976.

¹³ Definição adaptada do que seria um índice ideal de custo de vida (ROJAS; FAVAS, 2008) para a análise dos índices de preços no mercado de imóveis.

O índice hedônico das características é teoricamente mensurado no espaço das características (HILL; MELSER, 2008; HILL, 2013). A hipótese básica do MHC é que consumidores, ao escolherem entre unidades de um bem composto, na verdade, estão consumindo os atributos contidos naquelas unidades. Ou seja, por essa definição, há um mercado específico para cada característica, onde se encontram consumidores e produtores (TRIPLETT, 2004).

Assim como no MIH, o MHC tem como ponto inicial a estimação de uma regressão hedônica por período de tempo, como a da equação (1.29).

$$\ln p = Z\beta + \varepsilon$$

A interpretação de cada componente dessa equação é a mesma da seção anterior.

O segundo passo do método das características é utilizar a regressão para imputar valores. A imputação no MHC dá-se pelo imóvel típico, isto é, um imóvel contendo um conjunto de características padrões. Em geral, as características padrões é o valor médio ou mediano das características dos imóveis transacionados em um determinado período.

O terceiro passo consiste em calcular o índice de preços, que é a razão entre o preço imputado do mesmo imóvel típico para dois períodos de tempo distintos. Em geral, a imputação se dá para períodos de tempo adjacentes. Como no MIH, o MHC permite se trabalhar com as fórmulas padrões de números índices. No caso do método das características, por definição, utiliza-se a dupla imputação.

No exemplo, contendo dois períodos de tempo s e t , temos que \bar{z}_s é o imóvel típico do período s , e \bar{z}_t é o imóvel típico do período t . Sendo $\hat{\beta}_{cs}$ e $\hat{\beta}_{ct}$ os parâmetros estimados para cada característica c nos períodos s e t , respectivamente, temos que o índice de Laspeyres para o MHC é dado por:

$$P_{st}^L = \frac{\hat{p}_t(\bar{z}_s)}{\hat{p}_s(\bar{z}_s)} \quad (1.51)$$

Onde P_{st}^L é o índice de Laspeyres entre os períodos t e s ;

$$\hat{p}_t(\bar{z}_s) = \exp[\sum_{c=1}^C (\hat{\beta}_{ct}) \bar{z}_{cs}]; \text{ e } \hat{p}_s(\bar{z}_s) = \exp[\sum_{c=1}^C (\hat{\beta}_{cs}) \bar{z}_{cs}].$$

O índice de Paasche é dado por:

$$P_{st}^P = \frac{\hat{p}_t(\bar{z}_t)}{\hat{p}_s(\bar{z}_t)} \quad (1.52)$$

Onde P_{st}^P é o índice de Paasche entre os períodos t e s ;

$$\hat{p}_t(\bar{z}_{ts}) = \exp[\sum_{c=1}^C (\hat{\beta}_{ct}) \bar{z}_{ct}]; \text{ e } \hat{p}_s(\bar{z}_t) = \exp[\sum_{c=1}^C (\hat{\beta}_{cs}) \bar{z}_{ct}].$$

Para evitar o viés de substituição, a teoria sugere utilizar um índice superlativo; nesse caso é o índice de Fisher, dado por:

$$P_{st}^T = \sqrt{P_{st}^L \times P_{st}^P} \quad (1.53)$$

Hill (2013) apontou que, devido a certas propriedades das fórmulas, o índice de preços de Törnqvist do método da imputação (equação 1.50) é teoricamente equivalente ao índice de preço de Fisher do método das características (equação 1.53). A demonstração, que segue abaixo, é dada para o caso do método de Laspeyres. Pela equação (1.48) temos que o índice Geométrico de Laspeyres é dado por:

$$P_{st}^{GL} = \prod_{h=1}^{H_s} \left\{ \left[\frac{\hat{p}_{ht}(z_{hs})}{\hat{p}_{hs}(z_{hs})} \right]^{\frac{1}{H_s}} \right\}$$

Sendo $\hat{p}_{th}(z_{sh}) = \sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{ct} z_{csh}$ e $\hat{p}_{sh}(z_{sh}) = \sum_{c=1}^C \hat{\beta}_{cs} z_{csh}$. Logo,

$$P_{st}^{GL} = \left\{ \exp \left[\frac{1}{H_s} \right] \sum_{c=1}^C (\hat{\beta}_{ct} - \hat{\beta}_{cs}) z_{csh} \right\}$$

$$P_{st}^{GL} = \left\{ \exp \left[\frac{1}{H_s} \right] \sum_{h=1}^H \sum_{c=1}^C (\hat{\beta}_{ct} - \hat{\beta}_{cs}) z_{csh} \right\}$$

$$P_{st}^{GL} = \left\{ \exp \left[\frac{1}{H_s} \right] \sum_{c=1}^C (\hat{\beta}_{ct} - \hat{\beta}_{cs}) \sum_{h=1}^H z_{csh} \right\}$$

Tem-se que $\bar{z}_{cs} = \frac{1}{H_s} \sum_{h=1}^H z_{csh}$. Logo,

$$P_{st}^{GL} = \left[\exp \sum_{c=1}^C (\hat{\beta}_{ct} - \hat{\beta}_{cs}) \bar{z}_{cs} \right] \quad (1.54)$$

Aplicando o mesmo procedimento para o índice Geométrico de Paasche do método da imputação hedônica (equação 1.47) tem-se que:

$$P_{st}^{GP} = \left[\exp \sum_{c=1}^C (\hat{\beta}_{ct} - \hat{\beta}_{cs}) \bar{z}_{ct} \right] \quad (1.55)$$

Logo, o índice de Törnqvist do método da imputação hedônica (equação 1.48) pode ser reescrito da seguinte maneira:

$$P_{st}^T = \left[\exp \sum_{c=1}^C (\hat{\beta}_{ct} - \hat{\beta}_{cs}) (\bar{z}_{cs} + \bar{z}_{ct}) \right] \quad (1.56)$$

No caso do método das características, os índices de Laspeyres (equação 1.52) e de Paasche (equação 1.52) podem ser apresentados da seguinte maneira:

$$P_{st}^L = \exp \left[\sum_{c=1}^C (\hat{\beta}_{ct} - \hat{\beta}_{cs}) \bar{z}_{cs} \right] \quad (1.57)$$

$$P_{st}^P = \exp \left[\sum_{c=1}^c (\hat{\beta}_{ct} - \hat{\beta}_{cs}) \bar{z}_{ct} \right] \quad (1.58)$$

O índice de Fisher é, portanto, dado por:

$$P_{st}^F = \exp \left[\sum_{c=1}^c (\hat{\beta}_{ct} - \hat{\beta}_{cs}) (\bar{z}_{cs} + \bar{z}_{ct}) \right] \quad (1.59)$$

Note-se que o índice de Fisher do método das características (equação 1.59) é idêntico ao índice de Törnqvist do método da imputação hedônica (equação 1.56). Porém, essa igualdade é válida apenas quando se define o imóvel típico, como o imóvel de características médias. Ou, em outras palavras, quando se utiliza o procedimento de imputação pela média.

Em termos operacionais o MHC é semelhante ao MHI; por isso as vantagens atribuídas ao MHI podem ser estendidas ao MHC. Hill (2013) aponta uma vantagem adicional ao método das características, uma vez que a imputação se dá pelo imóvel típico sua interpretação é intuitiva (HILL, 2013). As desvantagens apontadas por Hill (2013) para o método da imputação se aplicam também ao método das características. Na construção de índices de preços para imóveis, todavia, existe uma desvantagem adicional em se utilizar o método das características. Não faz muito sentido calcular médias para características da localização, que são componentes importantes do preço dos imóveis (HILL, 2013). Nesse sentido, para a aplicação do método das características para o caso dos bens imóveis, é necessário, primeiramente, resolver a questão da tipificação das características espaciais dos imóveis.

1.2.4 – Índice de Preços Hedônicos para Imóveis: evidências empíricas

1.2.4.1 – Experiências Internacionais

O modelo de preços hedônicos tem sido muito utilizado na literatura acadêmica internacional para mensurar o índice de preços para imóveis. A seguir, em ordem cronológica, algumas contribuições relevantes ao tema para diferentes países, utilizando os diversos métodos hedônicos apresentado nas seções anteriores.

Gatzlaff e Ling (1994) utilizaram dados de imóveis transacionados na Região Metropolitana de Miami-EUA no período 1991-2001 para gerar índice de preços trimestrais e anuais para imóveis. Os autores utilizaram os métodos hedônicos da *time-dummy* (TD) e das Características (MHC), o método das vendas repetidas (MVR) (puro, com correção para depreciação e método do valor avaliado) e a mediana simples. O objetivo era testar a eficiência das diferentes metodologias. Como resultado, os autores encontraram uma alta correlação (maior que 90%) entre os índices anuais estimados pelos diferentes métodos. Já a correlação entre os índices trimestrais foi menor (entre 37% e 76%), indicando que há ruídos na estimação desses índices. Embora os autores prefiram os métodos das vendas repetidas, eles avaliaram que os dois índices hedônicos tiveram bom desempenho em termos de precisão e ausência de viés.

Hoesli, Giaccotto e Favarger (1997) estimaram índices de preços anuais para prédios de apartamentos, condomínios e lotes vagos, entre 1968 e 1993, para Genebra-Suíça. A base de dados foi construída a partir com informações provenientes de imobiliárias e do poder público local.

Para prédios de apartamentos e lotes vagos, os autores utilizaram o método *time-dummy* (TD) para gerar os índices de preços. O método das características não foi utilizado devido à insuficiência de observações para estimar uma regressão hedônica para cada ano. No caso dos condomínios foi utilizado o modelo das vendas repetidas.

Como resultado, teve-se que os preços imobiliários acompanharam a inflação, entre 1968 e 1978. Houve uma grande valorização imobiliária, entre 1978 e 1990. No final do período, 1990-1993, houve desvalorização dos preços dos imóveis resultante da alta da taxa de juros no período.

Maurer, Pitzer e Sebastian (2004) construíram índices de preços trimestrais e mensais para apartamentos na cidade de Paris-França, entre 1990 e 1999. O objetivo dos autores foi mostrar como é importante se ter uma medida de preços imobiliários para análise do portfólio dos investidores. Os autores utilizaram dados da *Chambre Interdepartementale des Notaires de Paris* (CINP), a mesma fonte utilizada pelo INSEE para calcular o índice de preços imobiliários para a França. Foi utilizado o método hedônico TD a partir de uma regressão com a forma funcional determinada pela transformação Box-Cox. Como resultado, o preço dos imóveis apresentou uma tendência de queda entre 1991 e 1998. Comparando o retorno dos imóveis com o de ações e títulos, os autores encontram uma correlação negativa, indicando que o investimento em imóveis pode ser uma forma de diversificar os riscos em um portfólio de investimentos. Somado a isso, a volatilidade dos índices trimestrais para imóveis foi menor que a verificada para ações e títulos, o que sugere que o investimento em imóveis traz menor risco ao investidor.

Li, Prud'Homme e Yu (2006) construíram o índice de preços para casas na cidade de Ottawa-Canadá, entre 1996 e 2005, utilizando os métodos hedônicos da *time-dummy* (TD), *adjacent-period-time-dummy* (APTD) e das características (MHC), além da mediana simples, nas formas Laspeyres, Paasche e Fisher. O objetivo dos autores foi testar as diferentes metodologias hedônicas, compará-las entre si e com o índice divulgado pelo instituto de estatística canadense, o *New House Price Index* (NHPI), calculado pelo método da estratificação. Como resultado, os cinco índices hedônicos

estimados apresentaram resultados muito parecidos, sendo que o índice de Paasche exibiu os menores valores e o Laspeyres, os maiores. Já o índice estimado pela mediana simples obteve valores maiores em comparação aos índices hedônicos; por outro lado, o NHPI obteve valores menores.

Cominos, Rambaldi e Rao (2007) utilizaram os métodos hedônicos TD, APTD e MHI para construir índices de preços anuais para casas em Brisbane-Austrália, 1990-2005. Primeiramente, os autores consideraram os métodos TD e APTD redundantes, uma vez que os índices gerados tiveram valores idênticos até a segunda casa decimal. Os índices extraídos dos métodos TD e MHI também exibiram valores muito próximos e ambos abaixo do verificado para o índice extraído da mediana simples.

Pavese (2007) utilizou os métodos hedônicos TD, APTD e das MHC (Laspeyres e Fisher) para estimar índice de preços semestrais para condomínios na cidade de Turim-Itália, entre 2003 e 2007. O objetivo do autor foi testar a metodologia hedônica para uma importante cidade italiana, dado que não existia, pelo menos até o momento em que o artigo foi escrito, nenhum índice de preço imobiliário oficial na Itália. As regressões estimadas foram do tipo semilogarítmico, contando com características do imóvel e da localização. Como resultado, os diferentes índices hedônicos estimados apresentaram valores muito próximos. Comparado ao comportamento da média simples, os índices hedônicos estiveram abaixo, entre 2003 e 2005, e acima no período posterior. Fato que, segundo o autor, realça a melhor precisão do modelo hedônico para gerar índices de preços para bens heterogêneos.

Hill, Melser e Syed (2009) criaram índices de preços trimestrais para casas e apartamentos para diversas regiões da cidade de Sydney-Austrália, entre 2001-2006. Utilizaram o método APTD, com a base variando a cada ano, o método das vendas repetidas e o método da mediana simples. O propósito dos autores foi avaliar o

problema de viés da amostra em uma realidade marcada por um *boom* imobiliário (2001-2004), seguido de uma queda nos preços (*bust*), entre 2004 e 2006. Segundo os autores, durante o *boom* os preços dos imóveis de menor qualidade tenderam a crescer mais rápido do que o preço dos imóveis de melhor qualidade, e no *bust* os imóveis de pior qualidade tendem a ser mais vendidos. Nesse contexto, o índice de vendas repetidas apresentou um crescimento mais rápido dos preços que os índices hedônicos e da mediana simples. O índice hedônico, por sua vez, mostrou-se menos volátil que o índice das vendas repetidas. Ambos os índices apontaram uma tendência à convergência de preços dos imóveis nas diferentes regiões da cidade no *boom* e uma tendência à divergência regional de preços no *bust*.

Das, Senapati e John (2009) estimaram índices de preços hedônicos para imóveis residenciais e comerciais em Mumbai-Índia, entre 2004-2007. A Índia não possuía, até a data do artigo desses autores, um índice oficial de preços de imóveis. Recentemente, o *National Housing Banking*, uma agência governamental, passou a divulgar o índice nacional RESINDEX, cobrindo 15 cidades. Posteriormente, o *Reserve Bank of India* divulgou um índice a partir de uma pesquisa piloto para imóveis vendidos na área metropolitana de Mumbai. Ambos os índices foram calculados a partir de modelos estratificados pela média. A motivação dos autores foi a partir da pesquisa piloto do *Reserve Bank of India* para calcular o índice de preços hedônicos para a Região Metropolitana de Mumbai. Foram utilizados os métodos *time-dummy* (TD) e das Características (MHC). Houve uma valorização média do preço dos imóveis de 18% ao ano, pelo método TD, e de 17%, pelo MHC. As curvas dos dois índices mantiveram-se muito próximas durante quase todo o período, distanciando-se um pouco no final da série. Por outro lado, a curva dos dois índices hedônicos situou-se abaixo da curva da

valorização média ponderada, que pode ser um indicativo do ganho de informação que se tem ao utilizar a metodologia hedônica para calcular o índice de preços para imóveis.

Els e Fintel (2010) testaram um modelo de preços hedônicos pelo método TD para uma amostra de imóveis vendidos, coletadas por empresas do mercado imobiliário, para a Cidade do Cabo-África do Sul, entre 2004 e 2007. O objetivo do artigo desses autores era testar se a grande valorização imobiliária expressa nos índices divulgados por empresas ligadas ao mercado imobiliário na primeira metade dos anos 2000, em metodologias baseadas na média e mediana, persistira quando calculada por uma metodologia que leva em conta a heterogeneidade dos bens imóveis. Segundo os autores, a valorização imobiliária estimada pelo método hedônico foi menor que a verificada pelos índices da média e da mediana. Portanto, parte da valorização imobiliária divulgada pelos índices tradicionais referia-se a uma melhora nos atributos dos imóveis.

Shimizu, Nishimura e Watanabe (2010) calcularam o índice de preços mensais para imóveis em Tóquio-Japão, entre 1986-2008, utilizando o modelo das vendas repetidas e o modelo de preços hedônicos. Dentre os métodos hedônicos foram utilizados o TD e o APTD (com uma regressão por ano). Segundo os autores, o mercado imobiliário japonês é caracterizado pela pequena rotatividade do estoque e pela rápida mudança qualitativa dos imóveis, dado que reformas e melhoramentos são muito frequentes. Desse modo, os métodos hedônicos tiveram melhor desempenho em comparação com o modelo de vendas repetidas. Dentre os métodos hedônicos, o APTD teve melhor desempenho, pois esse método capta, ao contrário do TD e do MVR, as mudanças nos preços sombras das características dos imóveis.

Aguirre e Lennon (2011) construíram índice de preços mensais para apartamentos e casas na Grande Santiago-Chile, entre 1994-2010. O objetivo do artigo

desses autores parte do esforço da Câmara Chilena de Construção em apresentar mais informações sobre o mercado imobiliário chileno, uma vez que o Chile não conta com um índice oficial de preço de imóveis. Os autores utilizaram o MHC, cujas variáveis de controle foram área do imóvel, *dummy* para tipo (casa ou apartamento), *dummy* para localização (quatro setores da metrópole) e duas variáveis de interação captando uma o efeito da área por tipo e outra o efeito da área por localização. Foram gerados índices de Laspeyres, Paasche e Fisher para cada tipo e localização. Como resultado, houve uma grande valorização imobiliária na segunda metade dos anos 2000, que, em um primeiro momento, atingiu o mercado de casas (2005-2008) e, no segundo momento, o de apartamentos (2007-2008). Entre 2009 e 2010, o preço dos imóveis parou de crescer em decorrência da crise mundial.

Castaño *et al.* (2013) estimaram índices de preços para imóveis em Bogotá-Colômbia, entre 2003 e 2012. Os autores utilizaram o método TD a partir de regressões por mínimos quadrados generalizados e pela mediana (regressão quantílica). Os índices obtidos pelas duas formas de estimação foram muito parecidos. Os autores estimaram índices reduzidos a partir de regressões, cuja única característica incluída foi a área do imóvel e índices amplos a partir de regressões com uma gama de características. Os índices reduzidos sobreestimaram a variação de preços, indicando que houve uma melhora na qualidade dos imóveis transacionados em Bogotá ao longo do período. Esse resultado, segundo os autores, ressalta a importância de se utilizar uma metodologia que controla o efeito das características do imóvel na construção de um índice de preço.

Além do interesse acadêmico, institutos de pesquisa – privados ou públicos – e associações de classes divulgam índice de preços para imóveis. No Quadro 1 resumimos alguns índices de preços de imóveis divulgados pelo mundo, destacando a metodologia utilizada. Por não ser uma amostra exaustiva, as conclusões das análises derivadas do

Quadro 1 são limitadas e têm um caráter mais ilustrativo. Constam no Quadro 1 alguns índices existentes para o mercado brasileiro, o qual, como será visto na seção seguinte, a discussão sobre índice de preços imobiliários ainda se encontra em um estágio inicial.

Quadro 1 - Índices de Preços Divulgados Regularmente em Diversos Países por Método de Estimação.		
Índice	País	Método
Residex House Price Index	Austrália	MVR
RPData-Rismark	Austrália	MVR,TD ,APTD e MHI
Australian Bureau of Statistics (ABS)	Austrália	Método da Estratificação/Mediana
Índice de Valores de Garantia de Imóveis Residenciais Financiados	Brasil	Método da Estratificação/Mediana
Pesquisa de Comercialização de Imóveis Novos	Brasil (Belo Horizonte)	Método da Estratificação/Média
Índice FipeZap de Imóveis Anunciados	Brasil	Método da Estratificação/Mediana
SECOVI-RJ	Brasil (Rio de Janeiro)	Método da Estratificação/Média
Índice de Precios de la Vivienda Usada (IPVU)	Colômbia	MVR
The Statistical Office of the Republic of Slovenia (índice de preço para imóveis experimental)	Eslovênia	TD
Índice de Precios de Vivienda	Espanha	MHC
Standar and Poor's/ Case-Shiller (SPCS) Home Price Indexes	EUA	MVR
CoreLogic National Home Price Index	EUA	MVR
Office of Federal Housing Oversight House Price Index (OFHEO HPI)	EUA	MVR
FNC Residential Price Index	EUA	MHI
The New House Price Index (Census Bureau)	EUA	MHC
Statistics Finland House Price Index	Finlândia	MHC
Conseil Supérieur du Notarist (CSN) House Price Index (calculado pelo INSEE)	França	MHC
Duth Land Registry House Price Index	Holanda	MVR
Woningwaard Index Kadaster (House Price Index Kadaster)	Holanda	MVR
TSB Index	Irlanda	MHC
Statistics Norway House Price Index	Noruega	MHC
Quotable Value House Price Index	Nova Zelândia	Método do Valor Avaliado
UK Land Registry House Price Index	Reino Unido	MVR
Halifax Index	Reino Unido	MHC
Nationwide Index	Reino Unido	MHC
Communities and Local Government (CLG) Index	Reino Unido	MHC
Statistics Sweden House Price Index	Suécia	MHC
Ausbildungszentrum fur Immobilien	Suição (Zurique)	APTD

Fonte: elaboração própria a partir de Hill (2013); Castaño *et al* (2013), Diewert (2009) e INE (2009).

Dos 28 índices apresentados no Quadro1, metade deles são mensurados através de algum método hedônico. Dentre os índices hedônicos, o MHC é o mais popular, com

dez observações. Os métodos TD, APTD e MHI aparecem em duas ocasiões, sendo que o índice RPData-Rismark da Austrália gera índice de preços utilizando todos os métodos hedônicos e mais o modelo das vendas repetidas. O método das vendas repetidas apareceu em dez ocasiões, sendo muito popular nos EUA (três dos cinco métodos americanos listados), como apontado em Diewert (2009). Já os métodos mais simples, métodos da estratificação, foram empregados no índice do órgão oficial de estatística da Austrália e nos quatro índices divulgados no Brasil, demonstrando a necessidade de um maior debate da academia, dos formuladores de estatísticas e das associações de empresas imobiliárias e da construção em torno da construção de índice de preços para imóveis no Brasil.

1.2.4.2 – Aplicações para o Brasil

1.2.4.2.1 – Trabalhos Acadêmicos

A literatura sobre índices de preços para imóveis no Brasil ainda é pouco extensa. Talvez o maior empecilho para a difusão desse tipo de análise esteja na dificuldade de se obter uma base de dados adequada que contenha um painel de imóveis transacionados ao longo do tempo, assim como informação para um número suficiente de características desses imóveis. Nota-se que alguns trabalhos se concentram no mercado de aluguéis (GONZÁLEZ, 1997b; RÊGO, 2009), seja pelos objetivos do pesquisador ou pela maior facilidade de obtenção de uma base de dados.

González (1997b) publicou a primeira aplicação do modelo de preços hedônicos para a construção de índice de preços no Brasil. O objetivo do autor foi analisar a variação real do preço dos aluguéis em Porto Alegre-RS, entre janeiro de 1993 e dezembro de 1996. Sua amostra contou com 980 observações do preço do aluguel e da característica dos imóveis alugados, obtida junto a imobiliárias locais. Foi utilizado o

método hedônico da *time-dummy* (TD) do tipo *double-log*, após eliminação de observações de imóveis atípicos (cobertura, mobiliados, alto luxo e locação sobre regras comerciais). Dentre as variáveis explicativas estavam características físicas do imóvel e uma índice classificando os bairros de Porto Alegre a partir da renda média dos seus habitantes. Segundo o autor, os resultados da regressão foram robustos e os índices hedônicos gerados muito próximos aos calculados pelo Sindicato da Habitação do Rio Grande do Sul (SECOVI-RS), a partir da média aritmética simples. Em decorrência da estabilização econômica do Plano Real, houve aumento da oferta de imóveis para alugar (1995-1997). Os preços, que cresciam lentamente entre 1993 e meados de 1994, passaram a crescer rapidamente, entre meados de 1994 e meados de 1995, a despeito do aumento da oferta. A partir de junho de 1995 até dezembro de 1996, houve uma diminuição progressiva do preço dos aluguéis, concomitante a uma estabilização na quantidade ofertada de imóveis para aluguel.

O trabalho de González (1997b) teve como mérito introduzir essa discussão na literatura brasileira. Porém, o autor não buscou inserir sua discussão dentro da literatura internacional sobre o tema e nem estendeu sua análise para o caso do preço de venda dos imóveis. Um segundo trabalho sobre o tema só foi publicado uma década depois por Rozenbaum e Macedo-Soares (2007).

No artigo de Rozenbaum e Macedo-Soares (2007), os autores focam em lançamentos imobiliários no bairro Barra da Tijuca no Rio de Janeiro. O objetivo dos autores foi apresentar uma aplicação do modelo de preços hedônicos para se criar índice de preços locais para imóveis. Ao contrário de González (1997b), o trabalho de Rozenbaum e Macedo-Soares (2007) dialoga com a literatura internacional sobre o tema. Foi utilizada a base de dados da Associação de Dirigentes de Empresas do Mercado Imobiliário do Rio de Janeiro (ADEMI-RJ), contendo lançamentos

imobiliários na Barra da Tijuca (bairro localizado na orla da Zona Oeste do município), entre 2002 e 2005. O método utilizado foi o TD com *dummy* para cada mês. Foram incluídas como variáveis independentes características físicas do imóvel e a acessibilidade do imóvel à praia, ao Barra Shopping e ao acesso à Zona Sul da cidade. A partir dos parâmetros estimados na regressão, foi calculado o valor do preço do metro quadrado médio para cada lançamento, sendo o índice de preços obtido pela média geométrica do logaritmo dos preços do metro quadrado para cada período. Segundo os autores, o preço dos lançamentos na Barra da Tijuca caiu entre 2003 e 2004, apresentando uma ligeira valorização em 2005.

Rozenbaum (2009) ampliou o escopo de Rozenbaum e Macedo-Soares (2007) para propor um índice municipal de preços para apartamentos. O objetivo do autor foi mostrar a viabilidade desse índice a partir de sua aplicação para o município do Rio de Janeiro. Assim como Rozenbaum e Macedo-Soares (2007), Rozenbaum (2009) dialogou com a literatura internacional avançando na discussão do método e na utilização da base de dados. O autor utilizou dados do Imposto sobre Transações Imobiliárias “Inter-vivos” do município do Rio de Janeiro (ITBI-RJ) entre outubro de 1997 e junho de 2007. Para construir o índice de preços o autor, primeiramente, fez um trabalho de filtragem dos dados, estabelecendo critérios para a retirada de observações da amostra. Permaneceram na amostra imóveis de até 30 anos de idade, possuindo área entre 30 e 300 m², cujo valor do m² não foi considerado discrepante (o sexto de maior e menor valor do m²), nos quais não foram detectados algum erro de transcrição dos dados e que se localizavam no bairro representante de cada Região Homogênea (RH) contemplada no estudo. De um universo de 309.992 transações imobiliárias, Rozenbaum (2009) resumiu sua amostra a 40.789 transações.

A partir dessa amostra reduzida, Rozenbaum (2009) utilizou o método *time-dummy* (TD), com especificação *double-log*, para gerar índices trimestrais. A regressão hedônica foi estimada para cada bairro representante de uma RH para um período de três anos, utilizando o método dos mínimos quadrados ponderados para gerar desvios padrões robustos. O autor justificou a mudança de base do seu índice a cada três anos argumentando que esse é o ciclo da construção civil brasileira, o que aproxima seu método do APTD. As variáveis explicativas incluídas no modelo foram as características físicas do imóvel e uma variável de localização (o valor do metro quadrado avaliado pela prefeitura para um apartamento de frente ao logradouro)¹⁴. O índice municipal foi obtido a partir do índice regional por uma média ponderada, no qual o peso de cada RH no total transacionado no município foi o fator de ponderação.

Como principal resultado, Rozenbaum (2009) demonstrou, a partir de testes estatísticos, que o modelo foi bem especificado e as variáveis explicativas tiveram desempenho satisfatório. A divisão do município em Regiões Homogêneas não comprometeu o desempenho das regressões, mostrando-se, portanto, acertada. O índice de preços estimados para o município do Rio de Janeiro acompanhou a inflação (IPCA-E) na maior parte do período, mostrando que o imóvel “ainda é uma razoável proteção contra a inflação” (ROZENBAUM, 2009, p.114). Todavia, a valorização imobiliária ficou bem abaixo da taxa de juros (Selic).

A principal contribuição de Rozenbaum (2009) foi ter feito uma discussão da construção de índice de preços para imóveis de forma abrangente, situando o panorama dessa discussão na literatura internacional. Somado a isso, Rozenbaum (2009) aplicou com sucesso uma das metodologias existentes para o caso brasileiro. Porém, a proposta

¹⁴ Como as regressões foram estimadas para apenas um bairro de cada Região Homogênea, diminuiu-se a necessidade de se incluir variáveis de localização. A variável incluída pelo autor estima o diferencial de localização intrabairro. Rozenbaum (2009) ainda cita que essa variável pode captar o efeito de número de quartos e da segurança do local; informações não disponíveis na base do ITBI-RJ.

de criação de um índice de abrangência nacional (Índice de Preços para Apartamentos - IMPA) necessita de estudos mais detalhados comparando as informações existentes nas diversas prefeituras do país em relação ao ITBI e ao Cadastro de Imóveis. O trabalho de Rozenbaum (2009) merece, portanto, ser profundamente analisado e debatido, tanto pela academia quanto por produtores de estatísticas. Porém, nos relatórios sobre construção de índice de preços produzidos pelo IBGE (SANTOS; BALZAR, 2011) e pelo IPEA (NADALIN; FURTADO, 2011), nota-se a ausência de referências ao trabalho de Rozenbaum (2009). Ausência que se repete no único trabalho acadêmico sobre o tema no Brasil publicado após 2009 (BIANCONI; YOSHINO, 2013).

Rêgo (2009) utilizou o modelo de preços hedônicos para estimar variação temporal de preços de aluguéis no Brasil. Segundo o autor, existem problemas metodológicos nos índices de aluguéis existentes. O aluguel mensurado no Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) segue uma metodologia semelhante ao modelo de vendas (aluguéis) repetidas, porém inexistente coleta de informação sobre depreciação, reformas, melhoramentos etc. Rêgo (2009) ainda critica a representatividade da amostra colhida a partir de domicílios cuja renda esteja entre 1 a 40 salários mínimos. Ou seja, para o autor, essa amostra é muito abrangente no que diz respeito ao mercado imobiliário, englobando segmentos diversos do mercado locatício. Os demais índices de aluguéis divulgados no Brasil são baseados em pesquisas com imobiliárias, porém esses índices podem ser viesados, dado que não englobam imóveis alugados fora das corretoras incluídas na amostra (viés de seleção) e, em geral, captam o preço de oferta e não o efetivamente aplicado (viés da medição).

Para construir um índice de abrangência nacional, Rêgo (2009) utilizou a base de dados da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílio (PNAD), para o período entre 1995 e 2007. A PNAD tem como vantagem colher dados sobre o domicílio investigado,

incluindo o aluguel pago, um leque de características físicas da habitação e as características sociodemográficas dos moradores do domicílio. Outras vantagens da PNAD são sua periodicidade, sua abrangência (nacional) e o desenho de sua amostra. O principal problema da PNAD é não ter informações detalhadas sobre a localização do imóvel. Para contornar esse problema, Rêgo (2009) utilizou informações sociodemográficas do domicílio (renda *per capita*, gênero, cor/raça, anos de estudo e a idade do chefe do domicílio) como *proxies* para vizinhança.

Rêgo (2009) gerou índice de preços hedônicos para aluguéis para o total Brasil, Brasil urbano, Brasil metropolitano e para as Regiões Metropolitanas e o Distrito Federal. O método utilizado foi o das Características (MHC), gerando índices do tipo Laspeyres. As regressões foram do tipo *double-log*, tendo como variáveis independentes as características da habitação e as características sociodemográficas dos habitantes do domicílio. O ano de 2005 serviu com base, sendo que o imóvel típico foi aquele dotado das características medianas observadas em 2005, para cada recorte espacial da análise¹⁵. Analisando os índices para os diversos recortes espaciais, Rêgo (2009, p.46-7) considera que a “essência das variações dos aluguéis permanece a mesma”, o que indica que são fatores de alcance nacional que afetam os preços dos aluguéis.

Segundo Rêgo (2009), os índices hedônicos estavam bem abaixo do IPCA no período 1996-1997. A partir de 2001, as duas séries vêm se reaproximando. O autor especula que fatores metodológicos referentes ao desenho da amostra das duas pesquisas (PNAD e IPCA) levaram ao grande distanciamento de 1996 e 1997. Por fim, Rêgo (2009) concluiu que a utilização de um índice de preços hedônicos para o mercado de aluguéis tem como principal mérito estimar a variação dos aluguéis, mantendo as

¹⁵ A exceção foi renda a *per capita*, que, por estar sujeita a variações nominais decorrentes da inflação, foi utilizada a mediana para cada ano.

características dos imóveis constantes, procedimento não adotado na estimação do aluguel no IPCA.

Bianconi e Yoshino (2013) estimaram índices de preços para apartamentos no município de São Paulo com o intuito de analisar a relação existente entre o ciclo do mercado imobiliário e os demais ciclos macroeconômicos, dado que, para os autores, o mercado imobiliário é influenciado por choques nominais, reais e externos. Para construir os índices de preços para apartamentos foi utilizada a base de dados da Empresa Brasileira de Estudos de Patrimônio Ltda. (EMBRAESP), contendo dados mensais para os preços e as características físicas dos apartamentos lançados no município de São Paulo entre 2001 e 2008. Os autores buscaram dados externos para as características da localização do imóvel (distância a parques, distância a favelas, distância a estações de trem e metrô) e para as variáveis macroeconômicas.

O primeiro índice foi construído utilizando o método hedônico da *time-dummy* (TD), em uma regressão semilogarítmica, na qual as variáveis independentes foram as características físicas e espaciais do apartamento e a *dummy* para o mês da observação. Segundo Bianconi e Yoshino (2013), o índice de preço extraído diretamente do parâmetro estimado pelo método TD (td_{indice}) apresenta informações tanto do ciclo imobiliário quanto de informações de outros choques provenientes dos ciclos negócios em geral. Para captar o efeito desses outros choques os autores regrediram o td_{indice} contra um conjunto de variáveis macroeconômicas divididas em três blocos: reais, nominais e externas¹⁶. Cada bloco, individualmente, foi significativo. Taxa de câmbio, variável do bloco nominal, exerceu a maior influência no preço dos imóveis, seguida por participação do crédito no PIB, variável do bloco real, e pelo índice de preços

¹⁶ No bloco real os autores incluíram crédito/PIB e índice Sharpe da Bovespa. Fizeram parte do bloco nominal taxa de câmbio (US\$/R\$) e taxa Selic. O bloco externo contou com o índice de preços imobiliários Case-Shiller dos EUA e indicador de risco US S&P500.

imobiliário americano Case-Shiller, variável do bloco externo. Os parâmetros estimados para as demais variáveis macroeconômicas não foram significativos.

Posteriormente, Bianconi e Yoshino (2013) utilizaram o método das características (MHC) para gerar índice Laspeyres para os preços de apartamentos. Devido à insuficiência de número de observações mensais, o método foi utilizado para gerar índices anuais. Foram gerados diversos índices hedônicos das características. O primeiro foi calculado a partir de regressões contendo apenas as características físicas e espaciais dos imóveis. O segundo acrescentou às características dos imóveis as variáveis do bloco real nas regressões. Já o terceiro, as regressões contiveram as características dos imóveis e as variáveis do bloco nominal. Por fim, no quarto, as regressões contaram com as características dos imóveis e as variáveis dos blocos real, nominal e externo. Como resultado, a inclusão apenas dos choques reais proporcionou um viés para cima no índice imobiliário para a maior parte do período. Resultado contrário foi obtido com a inclusão apenas dos choques nominais. A inclusão de todos os choques manteve um viés positivo até 2006, passando a ser negativo, em 2007.

O trabalho de Bianconi e Yoshino (2013) teve como mérito aplicar métodos hedônicos descritos por Triplett (2004), TD e MHC, para um importante mercado brasileiro (São Paulo). O principal objetivo dos autores, no entanto, era entender os fatores macroeconômicos que influenciam o mercado imobiliário. Desse modo, os autores apresentam uma importante aplicação do índice de preços imobiliários, que é ser insumo para esse tipo de análise. Porém, na aplicação do MHC, os autores, por insuficiência de amostra, incluíram as variáveis macroeconômicas no rol das variáveis independentes. Esse procedimento gerou resultados, em sua maior parte, não significativos. Nesse sentido, vale a advertência de Griliches (1971), de que se deve incluir como variáveis independentes, em uma regressão hedônica, apenas aquelas que

são características diretas do bem analisado. Dessa forma, é questionável a inclusão direta de variáveis macroeconômica em uma regressão de preços hedônicos¹⁷.

1.2.4.2.2 – Índices de Preços Divulgados

No que tange às instituições estatísticas, não existe no Brasil um índice de preços para imóveis oficiais. Após o grande *boom* do preço dos imóveis a partir da segunda metade dos anos 2000, instituições como o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Banco Central do Brasil (BCB), Caixa Econômica Federal (CEF) e Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) passaram a discutir com mais ênfase a possibilidade de criação de um índice para o Brasil (SANTOS; BALZAR, 2011; NADALIN; FURTADO, 2011). Em 2013, o BCB passou a publicar o Índice de Valores de Garantia de Imóveis Residenciais Financiados (IVG-R). A Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, Administrativas e Contábeis de Minas Gerais (IPEAD) publica um índice de preços para imóveis novos em Belo Horizonte, desde 1999. A Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE) vem publicando o Índice FipeZap de Imóveis Anunciados (Índice FIPEZAP), desde 2007. Entidades privadas, como o Sindicato da Habitação do Rio de Janeiro (SECOVI-RJ), calculam a evolução de preços para imóveis em seus respectivos municípios.

O índice de preços para imóveis novos (pesquisa de comercialização) é calculado pelo IPEAD/UFMG (IPEAD, 2014) e conta com o apoio da Prefeitura Municipal de Belo Horizonte (PBH) e associações empresariais locais do setor imobiliário: Sindicato da Indústria da Construção Civil de Minas Gerais (Sinduscon-MG) e Câmara do Mercado Imobiliário de Minas Gerais (CMI). O índice é calculado

¹⁷ A inclusão de variáveis macroeconômicas em modelos hedônicos constantemente resultam em parâmetros não significativos ou em resultados contra-intuitivos ou inconclusivos. Paixão (2008) detectou esse padrão em modelos de preços hedônicos aplicados ao mercado de pinturas.

para imóveis novos ofertados pelas principais empresas construtoras e incorporadoras que atuam no município de Belo Horizonte. O IPEAD/UFMG coleta as informações de preços de venda à vista, quantidade ofertada, quantidade vendida, quantidade de novos empreendimentos, origem dos recursos para o financiamento das obras e o estágio da construção de empreendimentos. Com isso são divulgados índice de preços de vendas, índice de quantidade ofertada, a inflação imobiliária (conjugada dos dois índices anteriores) e o índice de velocidade de vendas. O índice de preço de vendas é obtido a partir do preço médio de cada período, não havendo controle sobre as características dos imóveis observados. O IPEAD/UFMG também divulga o índice de preços de vendas estratificados por padrão do bairro (baseado na renda média do chefe de família de cada bairro) e, posteriormente, estratifica cada padrão por número de quartos do apartamento.

O índice FipeZap de preços de imóveis anunciados é divulgado pela FIPE, tendo como base de dados os imóveis anunciados no site Zap Imóveis¹⁸ nos municípios de São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Recife, Fortaleza, Salvador e para o Distrito Federal. O índice é divulgado tanto para preço de venda do imóvel quanto para aluguel a cada mês. O método utilizado é o da estratificação, tendo como estratos a localização do imóvel (Área de Ponderação do IBGE) e número de dormitórios (1, 2, 3, 4 ou mais). O índice para cada estrato é calculado pela fórmula de Laspeyres a partir da mediana dos preços para cada mês e divulgados em forma de uma média móvel de três meses (FIPE, 2011, p.13). Os índices municipais são construídos ponderando cada estrato por sua renda domiciliar, calculada pelo Censo Demográfico do IBGE. O índice nacional, por sua vez, é obtido ponderando cada índice municipal pela renda domiciliar das famílias que moram em apartamentos em cada um dos municípios (Distrito Federal, inclusive), incluídos na amostra.

¹⁸ Consultar: <<http://www.zapimoveis.com.br>>.

O Banco Central do Brasil (2013) passou a divulgar em março de 2013 o Índice de Valores de Garantia de Imóveis Residenciais (IVG-R), com dados retroativos a março de 2001. A base de dados consiste no valor avaliado pelo banco dos imóveis financiados para pessoas físicas nas operações em que a garantia é composta de alienação fiduciária ou hipoteca imobiliária. O recorte geográfico é o adotado pelo IBGE para coletar o IPCA¹⁹ abarcando as Regiões Metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre e Distrito Federal e o município de Goiânia. O índice é calculado mensalmente pelo método da estratificação, tendo como estrato áreas geográficas de cada uma das localidades citadas acima. O índice é obtido pela razão da tendência de longo-prazo²⁰ dos valores medianos dos imóveis em cada estrato entre dois meses subjacentes. O número de domicílios constante na amostra em cada estrato serve com peso para se calcular o índice metropolitano. Já o número de domicílios de cada Região Metropolitana é utilizado como peso para se calcular o índice nacional.

Por fim, existem índices de variação de preço para imóveis divulgados por entidades privadas que atuam no mercado imobiliário. Um exemplo é o Sindicato da Habitação do Rio de Janeiro (SECOVI-RJ), que publica indicadores de variação de preço mensal de venda e de aluguel de apartamentos para alguns bairros selecionados da capital fluminense, no caderno “Morar Bem” da edição de domingo do jornal *O Globo*. Esse é um índice estratificado por localização (bairro) e número de quartos (1, 2, 3, 4 ou mais). A variação de preços publicada consiste na variação mensal do preço médio de cada estrato após a retirada de *outliers* da amostra. O objetivo é divulgar informações por bairro, portanto, o SECOVI-RJ não utiliza nenhum método de ponderação para gerar índices para o município como um todo. Nadalin e Furtado (2011) acrescentam

¹⁹ Porém, a partir de agosto de 2013 o IBGE incluiu no IPCA os municípios de Vitória e Campo Grande, não incluídos no IVG-R.

²⁰ Tendência calculada pelo filtro Hodrick-Prescott (HP).

que o Sindicato da Habitação do Distrito Federal (SECOVI-DF) e o Conselho Regional dos Corretores de Imóveis do Estado de São Paulo (CRECI-SP) publicam indicadores semelhantes.

Em comum aos índices de preços para imóveis no Brasil é a utilização de métodos estratificados. Como visto anteriormente, essa metodologia é de fácil aplicação e entendimento, mas tem como principal lacuna não resolver por completo a questão do efeito composição. Apesar desse problema, esses índices são importantes, pois fornecem informação sobre esse importante fenômeno econômico que a valorização imobiliária. Cabe notar que o surgimento dos índices FipeZap e IVG-R proporcionou a existência de índices de imóveis de abrangência nacional, dado que os índices até então publicados referiam-se apenas à realidades locais. Embora esses dois índices utilizem o método da estratificação, a preocupação metodológica das instituições que o divulgam, FIPE e Banco Central do Brasil, fez com que a discussão conceitual também avançasse. Porém, como visto no Quadro 1, da seção anterior, muitas são as experiências internacionais que utilizam metodologias mais robustas, como a modelagem hedônica ou o modelo das vendas repetidas. Nesse sentido, para o caso brasileiro a discussão conceitual continua sendo pertinente, como as empreendidas pelo IBGE (SANTOS; BALZAR, 2011), pelo IPEA (NADALIN; FURTADO, 2011) e pela academia (ROZENBAUM, 2009). Questão que se mostrar urgente, para o caso brasileiro, é o avanço na análise empírica, como a empreendida por Rozenbaum (2009).

Este capítulo contribuiu para a discussão conceitual apresentando as diversas metodologias existentes para o cálculo de índice de preços, como já constante em Santos e Balzar (2011), Nadalin e Furtado (2011) e Rozenbaum (2009), analisando detalhadamente os diversos métodos hedônicos para a construção de índices imobiliários, tópico esse ainda pouco discutido em profundidade na literatura nacional.

Os próximos capítulos buscam contribuir para a discussão empírica, testando os diversos métodos hedônicos apresentados neste capítulo para a base de dados do ITBI de Belo Horizonte. Além de avançar na aplicação do método, nos próximos capítulos será feita uma discussão sobre as formas de estimação de índice de preços hedônicos, discutindo a pertinência e as vantagens de se utilizar técnicas de estimação quantílicas *vis-à-vis* à regressão por mínimos quadrados ordinários.

CAPÍTULO 2: A BASE DE DADOS DO MERCADO IMOBILIÁRIO PARA APLICAÇÃO DO MODELO DE PREÇOS HEDÔNICOS: UMA DISCUSSÃO PARA O CASO BRASILEIRO

2.1 – Introdução

No Capítulo 1 foram apresentados os diversos métodos para a construção de índice de preços para imóveis, ressaltando as diversas metodologias hedônicas. Juntamente com a questão da metodologia, outro grande desafio de se construir índices de preços para imóveis é ter acesso a uma base de dados com observações e informações suficientes para essa tarefa. Existem diversas fontes de dados para o mercado imobiliário que se diferem pela abrangência de cobertura – algumas contam com quase a totalidade do mercado, outras só com uma parcela deste. Por fim, o acesso a algumas fontes de dados é mais custoso do que a outras, seja por trabalho de compilação e limpeza de dados, seja por dificuldades institucionais de acesso aos dados.

A escolha da fonte a ser utilizada depende dos objetivos da pesquisa e da possibilidade de acesso aos dados. Nesta seção serão apresentadas as diversas fontes de informação sobre o mercado imobiliário, destacando suas principais vantagens e limitações, a fim de justificar a escolha pelos dados do ITBI (Imposto de Transação de Bens Imóveis “Inter Vivos”). A análise será feita seguindo os trabalhos de Pollakowski (1995), que resumiu as principais fontes de dados para o caso americano, e de González (1997 b), cujo foco foi as fontes de dados existentes no Brasil.

2.2 – Permissões de Construção

As permissões de construção são as licenças concedidas pelo poder público local para novas construções ou para obras de melhorias, renovação ou ampliação de imóveis já existentes. Esses dados, quando indicando novas construções, representam o

investimento imobiliário, em termos de quantidade, uma vez que quantificam as novas unidades que serão adicionadas ao estoque imobiliário. Por ser uma licença exigida a todas novas construções ou reformas, essa é uma fonte que, em tese, abrange todo o mercado. Sua principal limitação é não conter informação sobre preço e as características físicas do imóvel. O poder local contém essas informações, não havendo muito custo em coletá-las ou acessá-las.

Para Pollakowski (1995), as permissões de construção são úteis, como variável auxiliar, na construção das amostras para a aplicação dos modelos de vendas repetidas, muito comum nos EUA. Essa informação permite que o pesquisador elimine da amostra as observações de imóveis que passaram por reformas, ampliação ou melhoramento, isto é, tiveram suas características alteradas ao longo do tempo.

No Brasil, os dados de permissões para reformas em imóveis já existentes têm pouca serventia, uma vez que a maioria das reformas ocorre sem que o proprietário solicite o aval da prefeitura. Aliado a isso, o modelo de vendas repetidas é muito pouco difundido nos estudos do mercado imobiliário brasileiro. Outra limitação é esses dados não conterem informação sobre o mercado imobiliário informal. No caso brasileiro, os dados de permissões para nova construção – seja de projeto, seja do habite-se²¹ – têm se mostrado úteis aos estudos de dinâmica imobiliária (GONZÁLEZ, 1997b). Exemplos de estudos nessa linha são os trabalhos de Abramo (1988), para o município do Rio de Janeiro, e Paixão e Abramo (2008), para o município de Belo Horizonte.

Em resumo, os dados provenientes das permissões são relevantes nas aplicações do modelo de vendas repetidas. No Brasil, esse tipo de modelo não é muito difundido, limitando a sua aplicação para a estimação de índice de preços imobiliários. Porém,

²¹ Projeto são as intenções de novas construções. Necessitam de aprovação do poder local, mas não indicam que necessariamente o edifício será construído. Habite-se, também conhecido como baixa, constitui o licenciamento das edificações novas, ou seja, é a concretização do projeto.

existe um grande espaço no Brasil para o uso desse tipo de dado em estudos sobre a dinâmica imobiliária, uma vez que a literatura sobre esse tema ainda é pequena.

2.3 – Agentes Financiadores

Os dados dos agentes financiadores contemplam informações sobre os imóveis que foram financiados ao longo de um dado período. A disponibilidade de informações, assim como o acesso aos dados variam com a política de cada instituição financiadora. A principal limitação dessa base é não incluir a totalidade do mercado, uma vez que imóveis financiados são uma fração do total dos imóveis transacionados (Pollakowski, 1995; González, 1997 b).

Nos EUA, a *Fannie Mae* e a *Freddie Mac* construíram uma base de dados a partir das informações de preços contidas em suas hipotecas. Essa base serviu para a criação do *Home Price Index*, um índice de preços baseado no modelo das vendas repetidas (Pollakowski, 1995). Segundo Pollakowski (1995), a principal utilidade dessa base é permitir a avaliação de risco de um portfólio de hipotecas e o cálculo da probabilidade de *default*. Além de não abranger todo o mercado, essa base de dados para financiamentos imobiliários, segundo Pollakowski (1995), sequer abrange todo o mercado de imóveis financiados, pois as hipotecas da *Federal Housing Administration Mortgage* não estão incluídas. Outra limitação dessa base é não conter imóveis de valores altos, visto que a legislação do financiamento imobiliário americano estipula um teto de valor para financiamentos. Por fim, a base de dados americana não contém informação sobre as características físicas e de micro localização dos imóveis, impossibilitando sua utilização para os estudos locais e para a aplicação do modelo de preços hedônicos.

No caso brasileiro, a base de dados de agentes de financiamento tem sido pouco explorada. As constantes crises por que passou o sistema brasileiro de crédito pode ser

um fator que contribuiu para a não existência de uma base de dados compilando os imóveis financiados. Outra limitação do caso brasileiro vem do fato, ao contrário do caso americano, os financiamentos imobiliários historicamente se concentram em imóveis de maior valor (GONZÁLEZ, 1997b).

Por ser um país de renda familiar baixa, quando comparada aos EUA, grande parte das famílias acabam por não auferir a renda mínima necessária para acessar um financiamento imobiliário.

Outra questão que inibe a utilização desse tipo de dado no Brasil é a resistência por parte dos agentes financiadores em fornecer a base de dados. Essa resistência, muitas vezes, parte da área jurídica das instituições, alegando ferir o direito de sigilo fiscal das partes envolvidas. Uma maior aproximação entre academia, instituições de pesquisa e agentes financiadores seria importante para romper essa cultura de não fornecimento de informações, auxiliando as instituições de financiamento a construir amostras de imóveis desidentificadas de imóveis financiados, preservando o sigilo fiscal.

A despeito dessas dificuldades, alguns trabalhos no Brasil utilizam dados da Caixa Econômica Federal (CEF), banco público que detém a maior parcela dos financiamentos imobiliários no país. Ao contrário do caso americano, as bases de dados fornecidas pela CEF são ricas em dados sobre as características dos imóveis, permitindo análises sobre aspectos específicos dos mercados imobiliários locais. Exemplos da utilização da base de dados da CEF para estudos de mercados locais são os trabalhos de Dantas, Magalhães e Vergolino (2007, 2010), que buscaram estimar os fatores que influenciavam o preço dos apartamentos de Recife e determinar a demanda por apartamentos nesse município. Porém, o grande potencial da base de dados da CEF para estudos imobiliários permanece muito pouco explorado.

Recentemente, a partir de março de 2013, o Banco Central do Brasil (BCB) passou a divulgar o índice de preços para apartamentos, denominado IVG-R (Índice de Valores de Garantia de Imóveis Residenciais Financiados). O índice é estimado pelo modelo da estratificação, não utilizando modelos mais complexos, como o das vendas repetidas ou o hedônico. A base de dados é o valor avaliado dos imóveis, tomados como garantia nas operações de financiamento e hipoteca provenientes das instituições financeiras que financiam imóveis. A divulgação do IVG-R cumpriu uma importante lacuna no fornecimento de índice de preços em âmbito nacional, sendo um exemplo da utilidade dos dados dos agentes financiadores para esse fim. Como notou Pollakowski (1995) para o caso americano, esse tipo de índice apresenta lacunas ao não se trabalhar com o conjunto das características físicas dos imóveis. Por outro lado, o IVG-R é mais flexível que o *Home Price Index* na geração de índices locais, uma vez que o método estratificado não requer as limitações da amostra, como o modelo das vendas repetidas.

Em síntese, para o caso brasileiro, existe um grande potencial a ser explorado com base de dados provenientes dos agentes financiadores de imóveis. Sua disseminação com, por exemplo, a formação de uma base de dados comuns aos vários agentes pode servir tanto para a aplicação do modelo das vendas repetidas na estimação de índice de preços quanto para a aplicação de modelo de preços hedônicos – seja em estudos locais de precificação, seja na mensuração de índice de preços. Por fim, dados dos agentes financiadores podem ser usados para estudos do mercado nacional, uma vez que esses agentes atuam nas várias regiões do país.

2.4 – Agentes do Mercado Imobiliário

Os dados obtidos por agentes que operam do mercado imobiliário podem vir de fontes distintas. Associações de corretores e imobiliárias, muitas vezes, realizam pesquisas sobre o mercado de apartamentos. Existem empresas especializadas em

avaliação de patrimônio que também possuem banco de dados sobre transações imobiliárias. O pesquisador pode fazer pesquisas junto a imobiliárias ou mesmo utilizar os anúncios classificados como fonte de informação. Nenhuma dessas fontes abrange a totalidade do mercado de transações imobiliárias, embora possuam uma amostra grande com informações sobre valor e características dos imóveis. Os classificados tendem a ser de mais difícil operacionalização por não haver um padrão sobre quais características dos imóveis incluírem. A utilização desses tipos de fontes tem se mostrado útil nos estudos dos mercados locais.

Para o caso americano, Pollakowski (1995) pontua que a obtenção de base de dados de associações imobiliárias como a NAR (*National Association of Realtors*) são pouco custosas. Porém, o autor acentua que durante muito tempo não houve preocupação em uma padronização das informações, dificultando a análise temporal. O período coberto varia de localidade para localidade, limitando estudos envolvendo várias cidades ou regiões. Por fim, o autor questiona a exatidão das informações das características fornecida pelos corretores e imobiliárias.

González (1997b) alerta para a questão da exatidão do preço nesse tipo de base. Segundo o autor, mesmo os dados fornecidos por corretores e imobiliárias para suas associações podem não refletir fidedignamente o valor exato da transação, o que Rêgo (2009) denominou de “problema da medição”. O preço nesse tipo de base geralmente é o preço de oferta, em geral maior que o preço efetivo da transação, uma vez ser comum haver uma margem de negociação entre as partes.

No caso de estudos *cross-section*, que representam a maioria das aplicações do modelo de preços hedônicos para o mercado imobiliário, o problema da medição tem se mostrado um problema menor. A diferença entre o valor ofertado e transacionado tende a ser pequena, permitindo que o pesquisador estime de maneira satisfatória o preço

implícito das características relevantes do imóvel em um dado ponto do tempo. Porém, para estudos temporais, o problema da medição é relevante. Pode-se supor que existe uma rigidez para baixo nos preços ofertados. Ou seja, os proprietários, pelo menos em um primeiro momento, preferem oferecer descontos nos preços ofertados a reajustá-los para baixo. Nesse caso, índices de preços calculados a partir dos preços de oferta podem não captar, com devida precisão, movimentos de ajustes para baixos nos preços.

Além do problema da medição existe o viés de seleção em base de dados de imóveis ofertados (Rêgo, 2009). Por não contar com o universo das transações, as informações contidas nessa base de dados não pode conter dados para todos os segmentos do mercado imobiliário, como por exemplo, algumas localizações ou tipos de imóveis podem ou não estar representados ou estar sub-representados. Quando se trata de anúncios na internet ou jornais, as imobiliárias podem selecionar os imóveis a serem anunciados, tornando a amostra ainda mais viesada. Por fim, existem imóveis que são transacionados fora do circuito de anúncios ou imobiliárias, compreendendo alguns segmentos do mercado formal de imóveis e a totalidade do mercado informal. Pode-se supor que esses imóveis compõem segmentos específicos de localização e qualidade. Portanto, índices construídos sem esses tipos de imóveis falham em abarcar a totalidade do mercado imobiliário.

No caso brasileiro, o acesso a esse tipo de dado não é trivial. Associações imobiliárias comumente não disponibilizam essas bases de dados para consulta de pesquisadores. Para se conseguir o acesso é preciso um amplo processo de negociação, muitas vezes infrutíferos. Por isso, são poucos os trabalhos no Brasil que exploram esse tipo de fonte. Como exemplo, tem-se Ferreira Neto (2002), que utilizou dados coletados pela ADEMIRJ (Associação dos Dirigentes de Empresas do Mercado Imobiliário do Rio de Janeiro) de apartamentos novos para estimar um modelo de preços hedônicos.

Rozenbaum e Macedo-Soarea (2007) utilizaram a base de dados da ADEMIRJ, a fim de construir um índice de preço mensal, estimado por modelo de preços hedônicos, para lançamentos no bairro da Barra da Tijuca, município do Rio de Janeiro, entre março de 2002 e novembro de 2005.

Em relação às empresas de avaliação de patrimônio, alguns trabalhos utilizam os dados da EMBRAESP (Empresa Brasileira e Estudos de Patrimônio). Alves *et al.* (2011) utilizaram essa fonte para construir um modelo hedônico relacionado, tanto características físicas e de localização quanto o ambiente macroeconômico ao preço do imóvel no município de São Paulo. Gomes, Maciel e Kuwahara (2012) estimaram os determinantes do preço dos apartamentos em São Paulo, a partir de dados da EMBRAESP. Bianconi e Yoshino (2013) utilizaram essa mesma base de dados para estimar índice de preços para apartamento, entre 2001 e 2008, por meio de modelo hedônico para São Paulo.

Os anúncios classificados, seja nos jornais impressos ou em páginas na internet, também servem como fonte de dados para análises do mercado imobiliário. Além do problema da medição e do viés de seleção, os anúncios classificados muitas vezes omitem informações importantes, como preço, características físicas e endereço dos imóveis (GONZÁLEZ, 1997b). Dentre os trabalhos que utilizaram pesquisas diretas com imobiliárias pode-se citar o de González (1997a) e o de Rondon e Andrade (2005). González (1997a) obteve uma amostra de imóveis alugados em Porto Alegre para estimar um índice de preços para aluguéis, no período 1991-1997. Rondon e Andrade (2005) trabalharam com uma base de dados de imóveis ofertados para alugar, disponibilizada pelo IPEAD-UFMG, para estimar os custos da criminalidade no preço do aluguel em Belo Horizonte.

Embora González (1997b) seja cético quanto ao uso de anúncios imobiliários, atualmente, com o advento da internet, os anúncios ficaram mais ricos em termos de informação sobre preço e características físicas do imóvel. Os endereços não continuam sendo informação comum nos classificados brasileiros, mas utilizar endereços para acessar cadastros municipais não é, ao contrário do que deixa entender González (1997b), tarefa trivial. Prefeituras restringem o acesso a esse tipo de informação, exigindo para consultas *on-lines* o número de inscrição municipal do imóvel.

O maior obstáculo para se construir uma base de dados de preços de imóveis a partir de anúncios imobiliários é limpar a amostra, dado que não há uma padronização sobre quais características dos imóveis devem ser divulgadas e, muitas vezes, o mesmo imóvel aparece em anúncios de diversas imobiliárias e corretores, exigindo um grande esforço do pesquisador nessa tarefa. Por fim, os problemas apontados por González (1997b), relativos ao preço de oferta, e por Pollakowski (1997), de imprecisão nas informações das características, continuam relevantes. Porém, a própria estruturação do mercado imobiliário, com muitos compradores e vendedores, e a possibilidade de visitas do comprador aos imóveis de seu interesse, atuam como um freio para a atuação dos problemas mencionados acima.

Alguns trabalhos no Brasil têm utilizado os anúncios de imóveis como fonte de dados. Furtado (2007) utilizou dados da Rede Netimóveis (cujo site congrega anúncios de corretoras associadas), para construir um modelo de preços hedônicos quantílico-espacial para o município de Belo Horizonte. Fávero, Belfiore e Lima (2008) utilizaram de anúncios imobiliários em jornais impressos e na internet como etapa para construir uma amostra de imóveis na Região Metropolitana de São Paulo. A partir dessa base, os autores utilizam do modelo de preços hedônicos de dois estágios para estimar os determinantes da demanda e da oferta de imóveis. Teixeira e Serra (2006), por sua vez,

utilizaram uma amostra extraída de anúncios em sites para mensurar o impacto da violência no preço dos aluguéis para o município de Curitiba.

Recentemente, o índice de preços FipeZap, apresentado no Capítulo 1, para apartamentos, tem como fonte de dados de imóveis anunciadas no site Zap²². A Fipe utiliza em sua metodologia procedimentos para limpeza de dados e eliminação de *outliers*. O método utilizado é o da estratificação. Por usar uma base de dados de imóveis anunciados para venda, o FipeZap está sujeito ao problema de medição, em vez de seleção. Apesar desse problema, inerente à base de dados utilizada, o índice FipeZap tem sido muito utilizado por ser um dos únicos indicadores em âmbito nacional de preços para imóveis, o outro é o IVG-R, divulgado pelo BCB.

Resumindo, a base de dados provenientes de classificados é a menos custosa no que diz respeito à aquisição, estando disponível em jornais e em sites especializados a um custo desprezível de acesso, não existindo barreiras institucionais à sua utilização. Os empecilhos ao uso desse tipo de dado é o grande trabalho de limpeza necessário à sua utilização e à imprecisão das informações dos preços e das características. As pesquisas diretas com imobiliárias e os dados de associações e empresas especializadas são mais precisos e exigem menor trabalho de limpeza, porém existem barreiras institucionais ao seu acesso. Por isso, tomar os anúncios de imóveis como fonte de informação é uma opção válida para alguns tipos de estudos quando o pesquisador não tem acesso às outras fontes.

2.5 – Pesquisas Domiciliares

As pesquisas domiciliares são fontes interessantes para dados no mercado imobiliário. Por entrevistar pessoas no seu domicílio, uma série de características físicas

²² Disponíveis em: <<http://www.zap.com.br>>.

do imóvel, assim como características socioeconômicas dos moradores, é extraída desse tipo de pesquisa.

No EUA, o *United States Census Bureau* divulga, a cada dois anos, a *American Housing Survey* (AHS), uma pesquisa domiciliar cujo objetivo é justamente trazer informações sobre o estoque de moradias dos EUA. Segundo Pollakowski (1995), a vantagem das pesquisas domiciliares sobre as pesquisas baseadas em transações (fluxo) é trazer informação detalhada sobre o estoque total de moradias. Nas pesquisas de fluxo as informações existentes são sobre aqueles tipos de imóveis que mais vendem. Segundo Pollakowski (1995), a conjugação de informação das pesquisas de fluxo e estoque pode ser útil para estimação de preço de tipos de imóveis que são menos vendidos. Os problemas apontados por Pollakowski (1995) são inerentes a pesquisas domiciliares: a limpeza de dados é complexa, devido a existência de imprecisões no preenchimento dos questionários, o que acaba por atrasar a divulgação dos dados. Segundo o autor, os dados da AHS são divulgados com uma defasagem em relação ao período de coleta, que varia de um ano a um ano e meio.

No Brasil não existe uma pesquisa domiciliar específica para o estoque de moradias. Alguns autores utilizam dados da Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que contém alguns dados sobre as características do domicílio, dos moradores e valor do aluguel. Somado a isso, o desenho amostral da PNAD permite que se inclua imóveis que fazem parte do mercado informal, embora estudos mais pormenorizados desse mercado requeiram pesquisas mais específicas (Abramo, 2003; 2007).

O principal problema de aplicação de amostra da PNAD é o fato de esta não ter sido desenhada para estudos do mercado imobiliário. Informações relevantes sobre a localização do imóvel não são disponíveis; nesse sentido, os autores têm utilizado a

variável renda domiciliar como *proxy* da qualidade de vizinhança (Rêgo, 2009). Por outro lado, os dados da PNAD são úteis para o estudo de correlação entre oferta de serviços públicos e preço dos imóveis. Rêgo (2009) utilizou a PNAD para estimar, por meio de modelo de preços hedônicos, índices de preços para aluguéis nas principais regiões metropolitanas do Brasil no período 1995-2007. Morais e Cruz (2003) utilizaram dados da PNAD (1997) para estimar o impacto da provisão de serviços públicos urbanos no preço dos aluguéis para as principais regiões metropolitanas do país.

Outra pesquisa domiciliar utilizada no Brasil é a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF). Esse tipo de levantamento serve com subsídio para a construção de fatores de ponderação para os índices de preços. Em relação à PNAD, a desvantagem das POF's é serem coletadas em intervalos de tempos maiores. Assim como a PNAD, seu desenho amostral inclui o mercado informal e seu principal objetivo não são estudos do mercado imobiliário. Por exemplo, variáveis relevantes aos estudos de mercado imobiliário, como idade do imóvel e qualidade do acabamento, não são contemplados pelas POF's (HERMAN; HADDAD, 2005, p.251), assim como na PNAD.

Como exemplo de utilização da POF tem-se Hermann e Haddad (2005), que utilizaram dados extraídos da POF produzida pela Fundação Instituto de Pesquisa (FIPE) para estimar o preço implícito das características estruturais e ambientais nos apartamentos para o município de São Paulo. Por contarem com dados do endereço dos apartamentos, os autores puderam acessar informações da vizinhança obtidas por fontes externas à FIPE. Menezes, Azzoni e Moreira (2007) utilizaram dados da POF do IBGE, de 2002-2003, para analisar o custo do aluguel nos 27 estados brasileiros. Assim como nas aplicações da PNAD, o uso da POF do IBGE esbarra na dificuldade de extrair

variáveis que identifiquem a vizinhança do imóvel. Nesse caso, os autores utilizaram faixas de renda domiciliar como *proxy* para vizinhança.

2.6 – Imposto de Transmissão de Bens Imóveis

O poder local cobra um imposto por transação imobiliária, que é uma alíquota sobre o valor do imóvel. Essa base de dados contém, além do preço da transação imobiliária, dados das características dos imóveis. Como vantagem, essa é a base de dados mais abrangente, uma vez que se tem informações sobre todos os imóveis transacionados em uma localidade em um dado espaço de tempo. Os cadastros municipais contam com dados das características e localização dos imóveis, permitindo que uma gama de análises seja feita a partir dessa base. Outra vantagem apontada pelos autores (POLLAKOWSKI, 1995; GONZÁLEZ, 1997b) é o baixo custo do acesso a essa base, uma vez que essas informações estão disponíveis ao poder local. Para Pollakowski (1995), essa é a fonte de dados mais completa para preço e características dos imóveis.

O problema inerente a essa base de dados, comum às realidades americana e brasileira, é a possibilidade de haver subdeclaração do valor da transação (Pollakowski, 1995; González, 1997b). Ou seja, os dados provenientes dos impostos de transmissão estão sujeitos ao problema de medição. Essa subdeclaração pode se dar por razões variadas, como: i) a diminuição do valor do imposto pago pelo comprador; ii) a declaração apenas do valor do sinal da compra nos imóveis financiados; iii) ou por falhas na transcrição dos dados (POLLAKOWKI, 1995; GONZÁLEZ, 1997b). Essas questões fazem com que o trabalho de limpeza dos dados seja dispendioso (POLLAKOWSKI, 1995). González (1997b) pontua que apesar da possibilidade dos valores estarem subdeclarados, em geral, estes seguem o ciclo econômico. Como conclui González (1997b), a questão do preço efetivo da transação imobiliária é um problema em qualquer fonte de dados a ser utilizada, ou seja, nas outras fontes de dados

o pesquisador provavelmente estaria lidando com o problema de valores acima dos realmente praticados.

No Brasil, o imposto sobre transações é o ITBI, arrecadado pelas prefeituras municipais a partir de 1989. Uma limitação do ITBI, no caso brasileiro, é só abarcar imóveis transacionados no mercado formal de moradias. O mercado informal é relevante no caso brasileiro (Abramo, 2003; Abramo 2007), mas as transações ocorrem fora das normas estabelecidas pela legislação municipal. Ou seja, no caso brasileiro, as bases de dados provenientes do ITBI minimizam, mas não eliminam por completo, o viés de seleção.

É necessário, contudo, algumas considerações sobre o uso do ITBI não contidas em González (1997b). Primeiramente, o autor pontua a subdeclaração como único obstáculo para se utilizar o ITBI, o que não é o caso. O acesso à base de dados do ITBI não é trivial. Em geral, as prefeituras não contam com um setor ou uma política de disseminação de dados para pesquisas acadêmicas, fazendo com que a liberação dos dados envolva grandes negociações. Muitas vezes, o acesso dos dados é negado pela procuradoria do município sob a alegação de a divulgação ferir o direito ao sigilo fiscal. Para tornar essa base de dados mais acessível seria necessário um trabalho conjunto entre universidades, institutos de pesquisa e prefeituras, definindo normas de utilização dos microdados, garantindo que as informações das transações imobiliárias sejam repassadas aos pesquisadores, já devidamente desidentificadas, e evitando quebra de sigilo fiscal.

No caso do subdeclaração, embora seja um problema inerente à base, existem alguns mecanismos que atenuam seus efeitos, não citados por González (1997b). Segundo González (1997b):

O único obstáculo para a utilização dos dados de ITBI é a suspeita de existência de subdeclaração dos valores que o contribuinte indica como sendo

os pactuados. Ou seja, para diminuir o imposto de transmissão a pagar, o contribuinte pode indicar valores abaixo dos valores de mercado. Como não existem penalidades, e não é obrigatória a apresentação do contrato que regula a transação, a subdeclaração efetivamente pode existir. (GONZÁLEZ, 1997b, p. 134).

Primeiramente, as prefeituras mantêm no cadastro de imóveis um valor avaliado para cada imóvel registrado. Nesse sentido, a alíquota do imposto recai sobre o maior dentre os valores declarados e avaliados. Ou seja, a diminuição do imposto só acontece efetivamente para imóveis cujo valor de transação excede o valor avaliado pela prefeitura. A legislação do Imposto de Renda é outro fator que pode desencorajar a subdeclaração do valor transacionado por parte do comprador. No futuro, caso for vender o imóvel, este terá que pagar imposto sobre o lucro imobiliário. Sendo o valor declarado na aquisição muito baixo, o valor do lucro imobiliário (diferença entre o preço de venda e o preço de compra atualizado monetariamente pela Receita Federal) será alto, fazendo com que o valor do imposto – 15% sobre o lucro imobiliário – seja elevado. Por fim, como pontua Rozenbaum (2009), a Receita Federal do Brasil tem tomado uma série de medidas para combater a subdeclaração de valores, exigindo informações dos cartórios e dos corretores e cruzando essas informações com as declarações individuais para detectar algum tipo de inconsistência entre elas.

A utilização de dados do ITBI tem sido pequena na academia brasileira, frente às possibilidades que essa base proporciona aos estudos intraurbanos e à construção de índices de preços para imóveis. Abramo (1988) e Paixão e Abramo (2008) utilizaram dados do ITBI do Rio de Janeiro e Belo Horizonte, respectivamente, para estudos de dinâmica imobiliária. O objetivo dos trabalhos desses autores foi estabelecer os vetores de expansão da atividade imobiliária, isto é, mensurar em quais regiões das cidades estava ocorrendo mudanças no uso do solo urbano. A informação relevante extraída do ITBI para esses trabalhos era a quantidade de imóveis transacionados por região da

cidade, não se utilizando da informação sobre os preços ou as características dos imóveis transacionados.

González (1997b) inaugurou, dessa forma, a tradição de se utilizar dados do ITBI para aplicação do modelo de preços hedônicos. O autor extraiu uma amostra aleatória dos dados do ITBI fornecidos pela Secretária Municipal de Fazenda de Porto Alegre, em um total de 1.558 transações, em um universo de cerca de 25.000 transações anuais. Para complementar a análise o autor utilizou dados de pesquisas diretas com imobiliárias, isto é, 240 observações. O principal objetivo de González (1997b) foi validar a base de dados do ITBI para aplicação de modelo de preços hedônicos. Como resultados, primeiramente o autor sugere a necessidade de limpar a base de dados com técnicas rotineiras de detecção de *outliers*. Segundo, que o ITBI é uma fonte válida para análises do mercado imobiliário, como aponta o resultado de seu modelo hedônico. Quanto à questão da subdeclaração, pelo modelo do autor, os preços declarados no ITBI estariam, em média, 25% abaixo dos observados em pesquisa direta com imobiliárias. Mas como ressalva o autor, os dados das imobiliárias tendem a exibir um sobre preço, ou seja, o verdadeiro preço está situado entre aquele declarado no ITBI e aquele observado nas imobiliárias.

Após a validação de González (1997b), surgiram poucos trabalhos utilizando essa base de dados, o que sugere que sua aquisição e manipulação não são questões triviais. Os dados do ITBI voltaram a ser utilizados em modelos de preços hedônicos só em meados dos anos 2000 na década seguinte. Paixão (2005, 2009, 2010) e Pontes, Paixão e Abramo (2011) utilizaram o modelo de preços hedônicos para estudos do mercado imobiliário de Belo Horizonte, com dados do ITBI obtidos junto a Secretária Municipal de Belo Horizonte. A unidade espacial utilizadas nesses trabalhos foi o bairro, a partir da qual se extraíram as informações das características ambientais.

Paixão (2005, 2010) teve como objetivo estudar a determinação do preço dos apartamentos em Belo Horizonte, a partir dos dados do ITBI de Belo Horizonte para o período 1995-2003 (PAIXÃO, 2005) e para o ano de 2003 (PAIXÃO, 2010). Paixão (2009) buscou estimar o impacto da criminalidade urbana no preço dos imóveis comerciais – salas e lojas – para Belo Horizonte em 2003. Pontes, Paixão e Abramo (2001) utilizaram dados de janeiro a março de 2004 para estimar o custo da criminalidade no preço dos apartamentos.

Furtado (2011) utilizou da base de dados do ITBI, contendo apartamentos, casas e lojas – fornecida pela Secretária Municipal de Belo Horizonte, para o período junho-agosto de 2007. O autor utilizou do número de inscrição do imóvel na Prefeitura, informação comumente restrita à divulgação, para conjugar a base de dados do ITBI com a do Imposto Territorial Urbano (IPTU) e para georreferenciar os dados. Os modelos hedônicos testados incluíam modelos de dependência espacial e modelos quantílicos. Como resultados, o autor sugere, em primeiro lugar, que a relação entre espaço urbano e preço dos imóveis seja mais complexa que a postulada pelos modelos de economia urbana tradicionais – que relacionam o preço da terra urbana à distância ao centro da cidade. Em segundo lugar, os modelos quantílicos devem ser testados, dado que pelos resultados do estudo “a valorização dos parâmetros e características variam consideravelmente entre os agentes” (FURTADO, 2011, p.41).

Aguiar, Simões e Golgher (2014) utilizaram da base de dados do ITBI de Belo Horizonte, compilada pelo IPEAD, para os anos de 2004 a 2010, a fim de estimar o impacto das amenidades urbanas no preço dos imóveis através de modelo de preços hedônicos. A unidade espacial de análise utilizada foram as 82 Unidades de Planejamento (UP) de Belo Horizonte. Os dados para amenidades urbanas foram extraídos do Índice de Qualidade de Vida Urbana (IQVU). Os autores utilizaram uma

análise hierárquica com modelagem multinível e estimaram que as variáveis ambientais urbanas responderam por cerca de 50% da diferença de preço entre imóveis.

Por fim, Seabra e Neto (2014) utilizaram a base de dados do ITBI de Recife para estimar o impacto das amenidades urbanas no preço dos imóveis residenciais em Recife. As características ambientais foram obtidas por georreferenciamento a partir do endereço de cada observação. Foram estimados modelos de preços hedônicos utilizando técnicas de econometria espacial para o ano de 2012. Os autores concluem que as amenidades mais valorizadas no mercado de imóveis em Recife são a vista para o mar e a proximidade do Rio Capibaribe. Por outro lado, estar localizado próximo a uma Zona Especial de Interesse Social (ZEIS), áreas de vilas e favelas que foram urbanizadas e/ou em localidades com alta incidência de crimes, desvaloriza o preço dos imóveis.

A utilização da base de dados do ITBI para mensuração de índice de preços foi feita por Rozenbaum (2009). O autor utilizou base de dados do ITBI obtida na Secretária Municipal da Fazenda do município do Rio de Janeiro para o período entre abril de 1999 a fevereiro de 2007. A unidade espacial utilizada foi o bairro, e as regressões para dados em painel do tipo *pooled* foram estimadas para um bairro selecionado de cada Região Administrativa (RA) do município. Como resultado, o autor extraiu índices de preços para apartamentos por RA e também para o município.

2.7 – Conclusão

A escolha de uma base de dados é questão central para estudos do mercado imobiliário e para construção de índice de preços para imóveis. A escolha da base de dados depende dos objetivos do pesquisador e da disponibilidade de fontes que forneçam a informação. Para a construção de índices de preços para imóveis, as bases de dados provenientes dos impostos de transmissão, dos agentes financiadores, de associações do mercado de empresas do mercado imobiliário, de empresas de avaliação

do patrimônio e de pesquisas domiciliares têm sido utilizadas. No caso específico do Brasil, a base de dados dos agentes financiadores ainda não foi utilizada, devido às dificuldades institucionais de fornecimento da informação e das oscilações por que passou o Sistema Financeiro da Habitação nas décadas de 1980 e 1990.

A literatura, no entanto, reconhece que a base de dados mais completa para a construção de índice de preços é a proveniente dos impostos de transmissão de bens imóveis. Essa base abrange a maior parte das transações, estando disponível a um baixo custo, pois estão armazenadas junto ao poder local. O maior problema inerente a essa base de dados, a subdeclaração, pode ser contornado com análises estatísticas simples.

Contudo, essa base tem sido pouco utilizada em trabalhos sobre o mercado imobiliário brasileiro. Existem aplicações para apenas três municípios: Porto Alegre, Rio de Janeiro, Belo Horizonte e Recife. Destes, apenas um trabalho teve como objetivo a construção de índice de preços para imóveis, o de Rozenbaum (2009), para o Rio de Janeiro. Entretanto, existem exemplos na literatura aplicada ao Brasil de uso de fontes alternativas para se estimar valorização imobiliária. González (1997a) utilizou pesquisa direta com imobiliárias, Rozenbaum e Macedo-Soares (2007) utilizaram dados de associação de incorporadores imobiliários (ADEMI), Rêgo (2009) utilizou uma pesquisa domiciliar (PNAD) e, por fim, Bianconi e Yoshino (2013) utilizaram de dados de lançamentos imobiliários de uma empresa de avaliação de patrimônio (EMBRAPESP).

Nesta tese, utilizaremos a base de dados do ITBI, a fim de construir índices de preços para apartamentos em Belo Horizonte por meio das diversas metodologias hedônicas.

CAPÍTULO 3: A CONSTRUÇÃO DE ÍNDICE DE PREÇOS PARA APARTAMENTOS EM BELO HORIZONTE A PARTIR DAS METODOLOGIAS HEDÔNICAS

3.1 - Introdução

Após a discussão sobre os diferentes métodos de estimação de índice de preços para imóveis (Capítulo 1) e sobre as diferentes fontes de dados para o mercado imobiliário (Capítulo 2), o presente capítulo tem como objetivo construir índices de preços para apartamentos em Belo Horizonte utilizando as diferentes metodologias derivadas do modelo de preços hedônicos, a partir da base de dados do ITBI. O capítulo se inicia com uma discussão acerca da base de dados utilizada e da necessidade de se fazer uma análise de *outliers*. Os índices mensurados pelos métodos hedônicos da *time-dummy* (TD), *adjacent-period-time-dummy* (APTD), da imputação hedônica (MIH) e das características (MHC) serão apresentados e comparados entre si e entre os índices extraídos da média e mediana.

3.2 – A Base de Dados

A base de dados utilizada foi a proveniente do Imposto por Transação Imobiliária por Ato Oneroso “Inter-Vivos” (ITBI) de Belo Horizonte para o período 1995-2012. Para o período 1995-2003 a base de dados foi obtida diretamente com a Secretaria de Fazenda da Prefeitura Municipal de Belo Horizonte (SEFAZ-PBH). Para o período 2004-2012 a fonte dos dados foi a Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, Administrativa e Contábeis de Minas Gerais (IPEAD) da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais (FACE-UFMG).

O ITBI passou para a competência municipal a partir da Constituição de 1988, anteriormente o imposto era de competência estadual. Porém, por questões

operacionais, referentes à digitalização dos dados, a base de dados estava disponível apenas a partir do ano de 1995. A partir de 2003 o IPEAD, em convênio com a PBH, passou a ter acesso à base de dados do ITBI de Belo Horizonte para estudos referentes ao mercado imobiliário.

A quitação do ITBI é condição necessária para que o cartório registre a transferência de propriedade do bem imóvel, o que torna a base do ITBI a mais abrangente dentre as diversas fontes de informação sobre o mercado imobiliário brasileiro. O contribuinte do ITBI é o comprador do imóvel e, no caso de Belo Horizonte, a alíquota é de 2,5% do valor do bem transacionado. O valor declarado da transação é comparado com um valor avaliado pela prefeitura através de pesquisas de mercado. Para a quitação do imposto vale o maior dentre os dois valores.

As informações contidas na base de dados do ITBI de Belo Horizonte para cada imóvel são: tipo, valor, área, idade, padrão de acabamento e bairro. Os tipos de imóveis sujeito a tributação do ITBI são casa, apartamento, loja, sala, galpão, barracão, vaga de garagem residencial e vaga de garagem comercial. O objetivo da tese é estimar o índice de preços para apartamentos, sendo assim, esse será o tipo de imóvel contemplado no trabalho. Das demais informações, valor será utilizado como a variável dependente e as outras variáveis (área, idade, padrão de acabamento e bairro) serão utilizadas na construção das variáveis independentes. A base original contém um total de 323.168 observações de transações com apartamentos em Belo Horizonte entre 1995-2012.

González (1997b) apontou o fato de que a utilização da base de ITBI requer um esforço de limpeza dos dados. Segundo o autor, alguns fatores podem contribuir para a existência de valores fora da realidade do mercado. Valores muito baixos, por exemplo, podem ser devido à subdeclaração. Já valores muito altos podem ser frutos de peculiaridades, seja do imóvel, seja da transação. Por exemplo, alguns imóveis podem

ter características singulares de localização ou de acabamento (luxo). Algumas transações podem ser peculiares, devido à extrema necessidade de fechar negócio de alguma das partes (comprador ou vendedor). Por fim, González (1997b) alerta a possibilidade de falhas na coleta ou transcrição de dados, fato que pode afetar quaisquer das variáveis coletadas.

Para contornar os problemas apontados acima foram feitos os seguintes ajustes. Primeiramente, assim como proposto em González (1997b), foi feita uma análise gráfica do logaritmo das variáveis valor, área e do indicador valor por metro quadrado (divisão entre valor e área) para cada ano. A partir dessa análise gráfica, estabeleceram-se os limites máximos e mínimos aceitáveis para valor, área e valor do metro quadrado. Portanto, qualquer observação que ultrapassou algum desses limites foi considerada *outlier* e, conseqüentemente, retirada da amostra. A Tabela 1 resume os limites estabelecidos para valor, área e valor do metro quadrado.

Tabela 1 - Limites de valores para as variáveis valor, área, valor por metro quadrado - a partir de análise gráfica de logartimos		
Variável	Máximo	Mínimo
Valor (R\$)	3,500,000.00	8,000.00
Área (m ²)	1,200	20
Valor do metro quadrado (R\$)	8,200.00	90.00
Fonte: Elaboração própria a partir de dos do ITBI da SEFAZ-PBH e do IPEAD.		

A partir da análise gráfica mencionada acima, foram eliminadas 1.096 observações, passando a base a contar com 322.072 observações. Ao todo, 25 observações foram retiradas por não conterem informação sobre o bairro do imóvel e 11 pela idade do imóvel estar negativa. No primeiro caso, a retirada se justifica pelo fato de bairro ser uma variável necessária para a elaboração dos modelos. O segundo caso é indicativo de falha na coleta ou transcrição dos dados. Após esse procedimento a base

de dados passou a contar com 322.036 observações. A Tabela 2 apresenta as informações das observações eliminadas por motivo e ano.

Ano	Valor, área, metro quadrado	Seminformação de bairro	Idade negativa
1995	160	-	1
1996	104	-	-
1997	97	-	-
1998	158	-	1
1999	110	-	-
2000	80	-	1
2001	74	-	1
2002	62	-	-
2003	24	-	1
2004	30	10	-
2005	26	15	-
2006	25	-	-
2007	11	-	1
2008	8	-	1
2009	32	-	-
2010	10	-	1
2011	19	-	1
2012	66	-	2
Total	1096	25	11

Fonte: Elaboração própria a partir de dos do ITBI da SEFAZ-PBH e IPEAD

No total foram 1.132 observações removidas, em um universo de 323.168 observações, ou seja, com esses procedimentos, eliminou-se 0,35% da amostra. A maior parte das eliminações pela análise de *outliers* se deu nos anos primeiros anos da análise, 1995-2000. Esse fato pode estar associado à valorização imobiliária que fez com que com o passar do tempo menos imóveis fossem negociados a valores inferiores a R\$ 8.000,00. A falta de informação do bairro ocorreu apenas nos anos de 2004 e 2005, e imóveis com idade negativas foram poucas observações espalhadas pelos anos, o que evidência, em ambos os casos, alguma falha na coleta ou na transcrição dos dados.

3.3 – Variáveis dos Modelos

O modelo de preços hedônicos estabelece uma relação entre preço do bem e seus atributos. No caso do imóvel esses atributos podem ser tanto físicos quanto de localização (espaciais). A base de dados do ITBI, além do preço, contém informação de características físicas do imóvel (área, padrão de acabamento e idade) e espacial (bairro onde o imóvel se localiza). Essas características não encerram o conjunto de características que compõe o imóvel, mas fazem parte daquilo que Griliches (1971) denominou de “variáveis relevantes”, ou seja, aquelas variáveis que devem ser incluídas no modelo, pois abrangem uma parte relevante do mercado. A maior lacuna da base de dados do ITBI de Belo Horizonte é não conter informação sobre vaga de garagem, que, para o caso brasileiro, é um item importante na formação dos preços de apartamentos.

3.3.1 – Variável dependente: valor do imóvel

O valor do imóvel é aquele sobre o qual incide a alíquota do ITBI. Em tese, esse é o valor pelo qual a transação foi efetivada, mas na prática é o maior dentre o valor declarado pelas partes e o valor avaliado pela prefeitura, a partir de pesquisas de mercado. Segundo González (1997b), é passível de haver subdeclaração do valor declarado entre as partes. Porém, a existência de avaliação de mercado pela PBH, assim como o maior controle exercido pela Receita Federal do Brasil na apuração do lucro imobiliário tendem a diminuir a incidência da subdeclaração²³. A Tabela 3, a seguir,

²³ No Capítulo 2 foi mencionado que a Receita Federal tem aumentado o controle sobre o preço de transações imobiliárias para apurar o ganho de capital sobre o lucro imobiliário. Há desse modo, uma possibilidade de que o aumento no preço declarado dos imóveis estar refletindo essa realidade. Porém, como na prática o ITBI incide sempre incidindo sobre o maior dentre os valores declarado e avaliado o efeito desse maior controle da receita não afeta significativamente o valor da variável dependente utilizada nesse trabalho.

apresenta os preços médios e medianos dos imóveis transacionados em Belo Horizonte, por ano, para base com e sem *outliers*.

Tabela 3 - Estatísticas descritivas para preço dos apartamentos por ano - Belo Horizonte - 1995-2012										
Ano	Base sem <i>outliers</i>					Base com <i>outliers</i>				
	Mínimo	Médio	Mediano	Máximo	Desvio Padrão	Mínimo	Médio	Mediano	Máximo	Desvio Padrão
1995	8,175.90	64,991.07	48,326.77	1,400,000.00	62,597.90	6.17	200,000.00	48,041.09	250,000,000.00	3,800,000.00
1996	8,217.00	68,401.73	50,000.00	830,000.00	60,771.28	6.17	130,000.00	50,000.00	380,000,000.00	3,500,000.00
1997	8,062.54	69,646.14	50,850.94	1,100,000.00	59,178.27	14.07	120,000.00	50,429.12	570,000,000.00	4,600,000.00
1998	8,201.96	76,769.89	58,000.00	1,300,000.00	66,989.98	1,100.00	460,000.00	58,000.00	4,300,000,000.00	35,000,000.00
1999	8,453.59	76,195.89	55,500.00	1,200,000.00	70,124.26	184.77	86,181.77	55,073.14	72,000,000.00	670,000.00
2000	8,137.71	78,318.80	55,000.00	1,000,000.00	77,482.91	326.35	110,000.00	54,900.00	320,000,000.00	2,600,000.00
2001	8,409.33	79,726.51	53,000.00	1,500,000.00	87,406.30	1,000.00	80,594.81	53,000.00	5,200,000.00	100,000.00
2002	8,422.18	89,700.59	58,808.97	1,400,000.00	93,550.32	189.00	1,800,000.00	58,690.79	37,000,000,000.00	250,000,000.00
2003	8,110.44	93,637.32	59,591.22	1,800,000.00	110,000.00	3,504.66	97,807.81	59,580.56	69,000,000.00	510,000.00
2004	8,790.00	93,478.04	60,000.00	2,500,000.00	110,000.00	3,522.00	95,376.85	60,000.00	6,700,000.00	130,000.00
2005	8,216.63	96,196.12	61,010.84	3,000,000.00	120,000.00	6,848.77	97,229.25	61,105.11	3,000,000.00	120,000.00
2006	8,736.33	110,000.00	70,000.00	3,000,000.00	130,000.00	6,168.10	110,000.00	70,000.00	9,700,000.00	160,000.00
2007	9,682.72	130,000.00	82,307.47	3,400,000.00	150,000.00	7,407.16	130,000.00	82,324.41	3,400,000.00	150,000.00
2008	15,000.00	160,000.00	100,000.00	3,100,000.00	180,000.00	15,000.00	160,000.00	100,000.00	4,900,000.00	190,000.00
2009	11,344.85	190,000.00	130,000.00	3,400,000.00	210,000.00	11,344.85	190,000.00	130,000.00	5,200,000.00	220,000.00
2010	30,912.00	230,000.00	160,000.00	3,400,000.00	230,000.00	30,912.00	230,000.00	160,000.00	9,500,000.00	250,000.00
2011	34,000.00	310,000.00	220,000.00	3,300,000.00	290,000.00	5,489.60	310,000.00	220,000.00	6,500,000.00	300,000.00
2012	37,978.14	370,000.00	270,000.00	3,400,000.00	330,000.00	1,215.00	380,000.00	270,000.00	11,000,000.00	370,000.00

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da SEFAZ-PBH e do IPEAD.

Nota-se a influência dos *outliers* principalmente no período 1995-2002, sendo que nesse último ano a média de base inteira foi de R\$ 1,8 milhão, contra uma média de R\$ 89,7 mil para a base sem *outliers*. Alguns anos apresentam valores máximos muito elevados na base com *outliers* (1995-2000; 2002 e 2003), o que se pode suspeitar de problemas na transcrição de dados. Nos demais anos os valores acima do limite superior ao estabelecido pela análise de *outliers*, embora elevados, podem estar corretos, o que pode indicar transações com imóveis de características peculiares. O ano de 2007 foi o único que não houve preço observado acima do limite proposto na análise.

O preço mediano elevou-se no período, passando de R\$ 48 mil, em 1995, para R\$ 270 mil, em 2012, em ambas as bases. O preço médio, na base sem *outliers*, passou de R\$ 65 mil, em 1995, para R\$ 370 mil, em 2012. Ou seja, no período verificou-se um aumento de 558,75% no preço mediano e de 569,3% no preço médio. Nota-se que a partir de 2009 os preços médio e mediano passaram a aumentar com maior intensidade, indicando uma grande valorização dos apartamentos nesse período.

3.3.2 – Variáveis independentes: características do imóvel

As variáveis independentes são os atributos dos imóveis contidos na base de dados do ITBI de Belo Horizonte. Área do imóvel é o tamanho do imóvel medido em metros quadrados. Corresponde a metragem de área privativa que contém o imóvel. O padrão de acabamento do imóvel é obtido a partir de uma avaliação que a prefeitura faz de cada unidade. A cada imóvel é atribuída uma nota, que é agrupada em cinco categorias: luxo, alto, normal, baixo e popular. Desse modo, constrói-se uma variável *dummy* para o padrão de acabamento. A idade do imóvel é calculada pela diferença entre o ano da transação e o ano de lançamento (baixa) do apartamento, atuando como uma *proxy* para a depreciação.

Por fim, o bairro é um indicador da localização do imóvel. O acesso da base do ITBI requer respeitar o compromisso de não identificação do informante por parte da fonte de informação, no caso deste estudo, SEFAZ-PBH e IPEAD, preservando o sigilo fiscal. Por isso, o acesso ao endereço dos imóveis, que seria de muita valia para a análise espacial do mercado imobiliário, não é permitido pelas fontes. Portanto, bairro é a unidade de análise mais desagregada espacialmente. De fato, para Belo Horizonte, bairro é uma unidade espacial bastante desagregada, havendo um total de 280.

No presente estudo, seguiremos a proposta de Hill (2013), que em estudos de estimação de índices de preços ser mais conveniente utilizar uma *dummy* para localização do imóvel. As Áreas de Ponderação (AP) serão utilizadas como unidade espacial de análise. Belo Horizonte é dividida em 62 AP's, sendo cada AP, grosso modo, um agrupamento de bairros. Porém, existem alguns casos em que as fronteiras entre AP e bairro não se sobrepõem, necessitando alguns ajustes. Portanto, a variável espacial utilizada foi a AP, ou seja, a informação desagregada de bairro foi utilizada

para construir *clusters* em regressões robustas. As tabelas a seguir resumem os dados das variáveis explicativas.

Ano	Base sem Outliers					Base com <i>Outliers</i>				
	Mínimo	Médio	Mediano	Máximo	Desvio Padrão	Mínimo	Médio	Mediano	Máximo	Desvio Padrão
1995	21.13	129.86	113.67	954.71	76.82	8.38	130.21	113.53	2,054.19	81.70
1996	21.13	126.72	108.75	1,084.08	77.57	21.00	127.65	108.46	4,007.63	93.93
1997	21.13	124.99	107.14	1,167.31	74.04	8.11	125.36	107.05	1,849.20	77.37
1998	21.13	132.30	116.00	1,153.61	79.79	6.93	135.15	116.00	7,588.44	125.45
1999	21.13	127.55	109.17	1,190.00	82.36	8.64	129.72	109.26	4,397.00	105.30
2000	21.13	126.34	107.32	1,047.21	82.12	6.33	127.42	107.30	7,426.19	104.82
2001	21.13	124.90	103.43	1,184.00	84.34	6.79	130.40	103.56	49,469.83	402.71
2002	21.13	127.17	103.29	1,133.00	85.56	6.44	109.81	103.29	5,946.27	109.81
2003	21.13	128.82	102.20	1,096.92	93.00	6.04	129.80	102.20	3,784.91	103.93
2004	21.13	123.53	102.00	1,156.00	81.66	6.04	125.70	102.00	3,604.50	105.98
2005	21.13	120.22	98.53	1,179.46	78.76	8.53	121.74	98.63	2,976.66	93.42
2006	21.13	122.53	101.79	1,199.46	82.31	13.08	125.21	101.88	8,347.78	125.58
2007	21.13	121.95	102.76	1,111.25	75.51	7.75	122.58	102.85	2,167.93	82.14
2008	24.89	122.84	101.37	1,092.48	78.20	24.89	125.83	101.38	51,378.00	375.97
2009	21.13	119.78	98.52	1,092.48	78.31	9.00	124.74	98.66	9,702.66	169.39
2010	21.13	115.76	94.00	1,150.36	76.28	16.50	116.47	94.00	5,466.00	90.18
2011	21.13	120.60	97.86	1,197.98	79.15	3.65	121.25	97.99	2,184.68	83.94
2012	21.13	126.09	107.00	1,156.92	80.02	0.45	127.23	107.08	2,197.65	89.16

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da SEFAZ-PBH e do IPEAD

A partir da diferença entre valores máximos e mínimos da amostra com *outliers* e da amostra sem *outliers*, nota-se a incidência, tanto de imóveis de tamanho reduzido quanto de imóveis muito grandes (Tabela 4). Alguns valores estão excessivamente altos, como observações com 49.496,83 m², em 2001, e 51.378,00 m², em 2008. Por outro lado, há alguns valores muito baixos, como o valor mínimo de 2012, 0,45 m². Esses casos extremos indicam que pode ter ocorrido alguma falha na transcrição dos dados. Nos casos menos extremos, as observações tidas como *outliers* podem indicar a existência de alguns imóveis peculiares quanto ao tamanho. Como proposto por González (1997b), em ambos os casos – falha de transcrição de dados ou imóveis muito peculiares – recomenda-se a retirada das observações para não influir nos parâmetros estimados pelos modelos tradicionais de regressão.

A área mediana situou-se em torno dos 104 m², para ambas as amostras. Os anos de 2009, 2010 e 2011 foram o que registraram transações com imóveis menores, sendo a mediana nesses três anos abaixo dos 100 m². Por outro lado, os cinco primeiros anos – período 1995-2000 – e 2012 foram os que registraram transações com imóveis maiores – mediana acima dos 107 m². Desse modo, pode-se notar uma tendência suave de diminuição no tamanho dos apartamentos transacionados em Belo Horizonte no período analisado, resultado que pode refletir a diminuição do tamanho das unidades nos lançamentos imobiliários. Todavia, no último ano da série, 2012, essa tendência decrescente não se verificou, pelo contrário, houve um significativo aumento no tamanho mediano dos apartamentos transacionados. A Tabela 5 apresenta o peso dos imóveis novos no total de transações imobiliárias por ano.

Tabela 5 - Frequência de transações com lançamentos imobiliários, total de transações imobiliária e participação das transações imobiliárias com lançamentos em relação ao total - Belo Horizonte - 1995-2012				
Ano	Imóveis novos	Total de transações	Participação dos imóveis novos (%)	Área mediana dos lançamentos
1995	1,625	11,854	13.71	125.11
1996	1,418	13245	10.71	133.06
1997	2,083	16002	13.02	126.28
1998	2,175	15175	14.33	132.95
1999	2,057	15762	13.05	97.84
2000	2,154	17103	12.59	97.75
2001	2,120	16896	12.55	80.66
2002	2,389	22128	10.80	96.14
2003	1,455	19645	7.41	103.08
2004	1,165	18179	6.41	105.97
2005	1,012	20193	5.01	115.44
2006	921	19159	4.81	133.57
2007	904	19939	4.53	128.45
2008	1,088	19479	5.59	131.24
2009	1,785	18584	9.61	121.90
2010	3,994	21487	18.59	90.65
2011	4,001	19592	20.42	85.15
2012	3,523	18710	18.83	106.13

Fonte: elaboração própria a partir de dados da SEFAZ-PBH e IPEAD.

Os anos de 2010, 2011 e 2012 apresentaram uma grande proporção de imóveis novos sendo transacionados, sendo o peso dos lançamentos imobiliário no total das

transações imobiliárias acima dos 18% nesses três anos. Para comparação, no ano de 2009 o peso dos lançamentos foi 9,61% e no ano de 1998, o de quarto maior peso dos lançamentos, essa proporção foi 14,33%. Os apartamentos novos transacionados em 2010 e 2011 foram de fato de tamanho pequeno, 90.65 e 85.15 m², respectivamente, apenas o ano de 2001 registrou valor mediano menor (80,66 m²). No ano de 2012, todavia, houve um aumento de tamanho dos imóveis novos transacionados (106,13 m²).

Tabela 6 - Estatísticas descritivas para idade por ano - Apartamentos Belo Horizonte 1995-2012										
Ano	Base sem <i>outliers</i>					Base com <i>outliers</i>				
	Mínimo	Médio	Mediano	Máximo	Desvio Padrão	Mínimo	Médio	Mediano	Máximo	Desvio Padrão
1995	0	9.63	6	77	10.07	0	9.73	6	77	10.18
1996	0	10.16	6	56	10.32	0	10.25	6	76	10.43
1997	0	11.38	9	79	10.67	0	11.43	9	79	10.72
1998	0	10.58	6	80	10.78	0	10.62	6	80	10.85
1999	0	10.06	5	56	10.67	0	10.13	5	56	10.74
2000	0	10.21	5	82	11.01	0	10.26	5	82	11.05
2001	0	10.20	5	83	11.04	0	10.27	5	83	11.11
2002	0	10.34	5	62	11.15	0	10.37	5	62	11.18
2003	0	11.55	7	57	11.54	0	11.56	7	57	11.55
2004	0	12.56	8	60	11.86	0	12.55	8	60	11.87
2005	0	13.78	10	59	12.12	0	13.77	10	59	12.12
2006	0	14.30	10	60	12.32	0	14.29	10	60	12.33
2007	0	14.33	10	67	12.28	0	14.33	10	67	12.28
2008	0	14.47	10	62	12.51	0	14.47	10	62	12.51
2009	0	13.94	10	63	12.85	0	13.93	10	63	12.85
2010	0	12.12	8	64	13.05	0	12.12	8	64	13.05
2011	0	11.71	7	65	13.32	0	11.71	7	65	13.32
2012	0	11.82	7	66	13.53	0	11.81	7	66	13.52

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da SEFAZ-PBH e do IPEAD.

No caso da variável idade o controle de casos discrepantes foi feito anteriormente à criação da amostra com *outliers*. Desse modo, os casos de valores fora da realidade – idade com valor negativo – foram definitivamente retirados, pois se tratava de alguma falha na transcrição dos dados. Por isso, os valores médios e os valores de máximo e mínimo não se alteram de uma amostra para outra. Nota-se, pelos dados da Tabela 6, que a idade mediana fica em um patamar baixo no período 1995-2004, cerca de seis anos, embora aumente nos dois últimos anos desse subperíodo.

Entre 2005 e 2009, a idade mediana situou-se no seu patamar mais alto, 10 anos, evidenciando a pouca oferta de imóveis novos (ver Tabela 5). A partir de 2010 a idade mediana inicia uma trajetória de queda, o que pode refletir a entrega de imóveis novos nesse período.

Não houve diferença na distribuição do padrão de acabamento entre a base de dados com ou sem *outliers* (Tabela 7). Em todo o período o padrão Normal predominou nas transações imobiliárias, não estando acima dos 50% das transações imobiliárias apenas nos dois primeiros anos do período. Por ser o padrão mais comum, o padrão Normal foi escolhido como categoria básica da *dummy* de acabamento. O padrão Alto foi o segundo mais comum, começando o período acima de 30%, porém decrescendo até 2001, quando respondia por 17% das transações. Entre 2002 e 2010, a participação do padrão alto oscilou entre os 20% e os 15%. A partir de 2011, a participação aumenta para a casa dos 23%. O padrão Baixo foi o terceiro em participação, oscilando entre 20% no período 1995-2010. Nos dois últimos anos, ao contrário do padrão normal, a participação do padrão Baixo caiu para 15,56%, em 2011, e 13,72%, em 2012. O padrão Luxo iniciou período com participação pequena, entre 1995 e 1999. Entre 2000 e 2010 essa participação cresceu, ficando em torno dos 3%. Nos dois últimos anos o patamar de participação voltou a crescer, ficando em torno dos 5%. Por fim, o padrão Popular teve uma participação pequena, apenas nos anos de 2000, 2001 e 2009 ficou acima de 1%.

Tabela 7 - Distribuição dos padrões de acabamento por ano das transações imobiliárias - Belo Horizonte 1995-2012

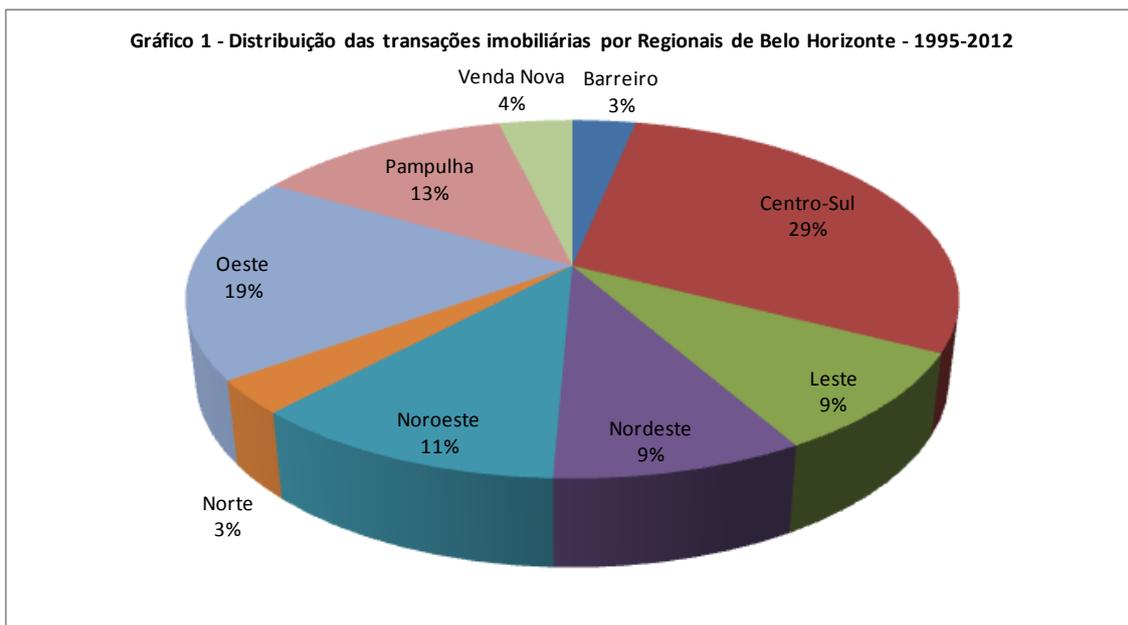
	Base sem <i>outliers</i>					Base com <i>Outliers</i>				
	Luxo	Alto	Normal	Baixo	Popular	Luxo	Alto	Normal	Baixo	Popular
1995	1.11	30.83	48.55	19.32	0.19	1.13	30.72	48.49	19.46	0.20
1996	0.43	28.47	46.76	24.25	0.08	0.43	28.37	46.65	24.47	0.08
1997	0.18	24.12	53.36	22.24	0.09	0.18	24.05	53.29	22.40	0.09
1998	0.67	27.11	54.48	17.68	0.06	0.68	27.16	54.29	17.81	0.06
1999	1.16	25.06	54.41	19.31	0.06	1.17	25.07	54.24	19.46	0.06
2000	3.03	19.95	56.55	20.13	0.34	3.02	19.94	56.43	20.27	0.34
2001	3.56	17.64	57.77	19.98	1.06	3.55	17.61	57.72	20.05	1.07
2002	4.46	20.71	55.36	18.43	1.04	4.45	20.68	55.32	18.49	1.05
2003	3.80	18.28	56.85	20.19	0.87	3.80	18.29	56.82	20.22	0.87
2004	2.98	16.72	59.65	19.97	0.68	2.99	16.72	59.61	20.01	0.68
2005	2.86	15.44	58.80	22.14	0.76	2.85	15.43	58.82	22.13	0.76
2006	3.40	16.39	57.44	21.87	0.89	3.40	16.42	57.43	21.86	0.89
2007	3.46	16.72	60.28	18.67	0.88	3.46	16.71	60.29	18.66	0.88
2008	3.88	17.42	59.17	18.66	0.87	3.90	17.41	59.17	18.66	0.87
2009	3.03	16.80	58.35	20.66	1.16	3.09	16.85	58.27	20.63	1.16
2010	3.38	18.35	58.25	19.10	0.93	3.40	18.35	58.24	19.09	0.93
2011	4.76	23.27	55.48	15.56	0.93	4.80	23.25	55.46	15.55	0.93
2012	5.39	23.18	56.84	13.72	0.86	5.46	23.18	56.80	13.70	0.86

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da SEFAZ-PBH e do IPEAD.

No período 1995-2012 a AP com maior participação nas transações imobiliárias foi Savassi, localizada na Regional Centro-Sul, alcançando mais de 9% no período (Tabela 8). A participação de cada AP no total das transações do município está resumida na Tabela 8. Nota-se que a distribuição das transações por AP não muda após a eliminação dos *outliers*. Ao se analisar a distribuição das transações por regionais (Gráfico 1), o predomínio é da Regional Centro-Sul (29% das transações), seguida por Oeste (19%), Pampulha (13%) e Noroeste (11%). Essas quatro regiões responderam por 72% do total das transações imobiliárias entre 1995 e 2012.

Tabela 8 - Participação das AP's de Belo Horizonte no total das transações imobiliárias - 1995-2012			
AP	Região	Participação nas transações imobiliárias do município (%)	
		Base sem <i>outliers</i>	Base com <i>outliers</i>
Savassi	Centro-Sul	9.39	9.42
Buritis	Oeste	6.72	6.72
Cristiano Machado	Nordeste	6.25	6.24
Anchieta	Centro-Sul	5.69	5.69
Castelo	Pampulha	5.69	5.68
Jardim América	Oeste	5.21	5.21
Barroca	Oeste	4.77	4.78
Instituto Agrônomico	Leste	3.84	3.84
Barro Preto	Centro-Sul	3.72	3.74
Santo Antônio	Centro-Sul	3.64	3.64
Padre Eustáquio	Noroeste	3.4	3.4
Jaraguá	Pampulha	2.86	2.86
Serra	Centro-Sul	2.82	2.82
Floresta	Leste	2.65	2.65
Santa Amélia	Pampulha	2.63	2.63
Caiçara	Noroeste	2.33	2.33
Prudente de Moraes	Centro-Sul	2.23	2.23
São Bento	Centro-Sul	1.95	1.95
Copacabana	Venda Nova	1.9	1.9
PUC	Noroeste	1.68	1.68
Santa Efigênia	Leste	1.65	1.65
Cachoerinha	Nordeste	1.44	1.44
Camargos	Noroeste	1.41	1.41
Barreiro de Baixo	Barreiro	1.29	1.29
Betânia	Oeste	1.11	1.11
Sarandi	Pampulha	1.07	1.07
Glória	Noroeste	0.94	0.94
Cardoso	Barreiro	0.93	0.93
Antônio Carlos	Noroeste	0.89	0.9
Planalto	Norte	0.89	0.89
São Paulo	Nordeste	0.79	0.78
Barreiro de Cima	Barreiro	0.76	0.76
Venda Nova	Venda Nova	0.71	0.71
Boa Vista	Leste	0.69	0.68
Cabana	Oeste	0.69	0.69
São Bernardo	Norte	0.65	0.65
Pampulha	Pampulha	0.57	0.57
Primeiro de Maio	Norte	0.55	0.55
Jaqueline	Norte	0.51	0.5
Tupi	Norte	0.44	0.44
Europa	Venda Nova	0.37	0.37
Piratininga	Venda Nova	0.34	0.33
Abílio Machado	Noroeste	0.32	0.32
Serra Verde	Venda Nova	0.27	0.27
Pompéia	Leste	0.26	0.26
Belmonte	Nordeste	0.23	0.23
Jardim Montanhês	Noroeste	0.22	0.22
Lindéia	Barreiro	0.17	0.17
Ribeiro de Abreu	Nordeste	0.14	0.14
Concórdia	Nordeste	0.09	0.09
Céu Azul	Venda Nova	0.05	0.05
Capitão Eduardo	Nordeste	0.04	0.04
Mantiqueira	Venda Nova	0.04	0.04
Baleia	Leste	0.03	0.03
Isidoro Norte	Norte	0.02	0.02
Jatobá	Barreiro	0.02	0.02
Morro Pedras	Oeste	0.02	0.02
Cafezal	Centro-Sul	0.01	0.01
Barragem	Centro-Sul	0.00	0.00
Prado Lopes	Noroeste	0.00	0.00

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da SEFAZ-PBH e do IPEAD.



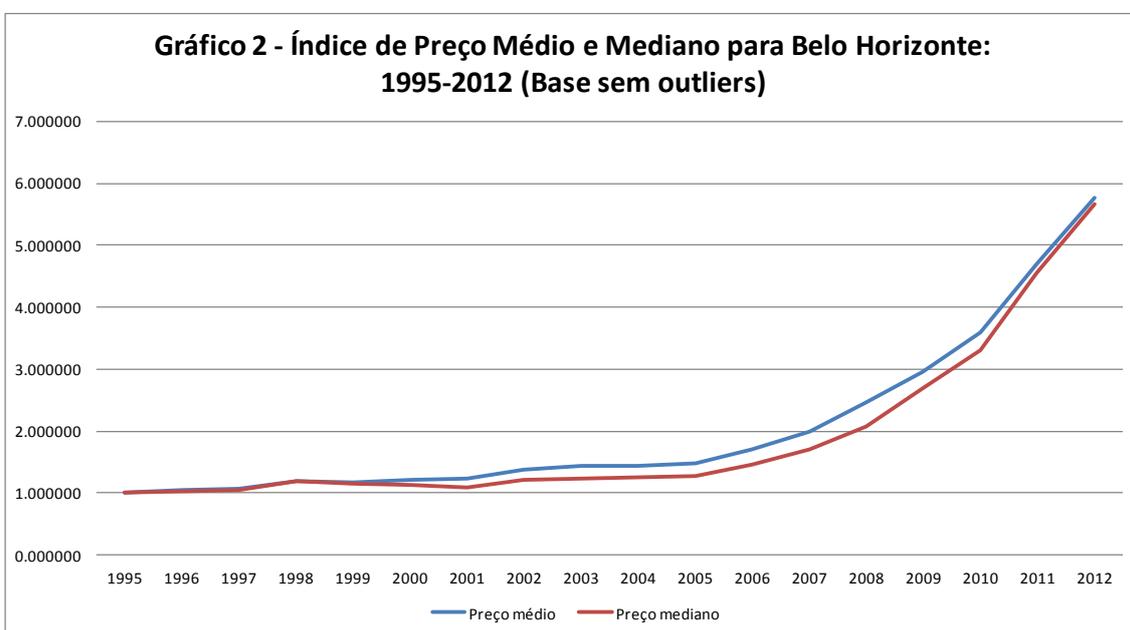
3.4 – Índices de Preços para apartamentos em Belo Horizonte 1995-2012

3.4.1 – Índices extraídos da média e mediana

A discussão em torno da necessidade de se ter métodos econométricos específicos para a mensuração de índice de preços para imóveis, que foi detalhada no Capítulo 1, reside no fato de estes serem bens compostos por um conjunto de atributos, o que torna difícil a comparação de preços entre unidades distintas desse tipo de bem. Esse efeito composição faz com que a média ou a mediana não sejam bons parâmetros para extrair índices de preços. Contudo, é importante que a análise de métodos alternativos de cálculo de índice de preços para imóveis se inicie com a média e mediana, para se poder avaliar qual é o ganho em se utilizar metodologias alternativas. A Tabela 9 apresenta os índices de preços extraídos da média e mediana e o Gráfico 2 ilustra a comparação entre os índices médio e mediano para a base sem *outliers*.

Tabela 9 - Índice de preços para de apartamentos para Belo Horizonte: 1995-2012, extraídos a partir da média e mediana					
Ano	Base inteira		Base sem outliers		
	Média	Mediana	Média	Mediana	
1995	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	
1996	0.653043	1.040776	1.052479	1.034626	
1997	0.591359	1.049708	1.071626	1.052234	
1998	2.294890	1.207300	1.181237	1.200166	
1999	0.431905	1.146376	1.172405	1.148434	
2000	0.558640	1.142772	1.205070	1.138088	
2001	0.403906	1.103222	1.226730	1.096703	
2002	9.077807	1.221679	1.380199	1.216905	
2003	0.490170	1.240200	1.440772	1.233092	
2004	0.477987	1.248931	1.438321	1.241551	
2005	0.487271	1.271934	1.480144	1.262468	
2006	0.566058	1.457086	1.705042	1.448476	
2007	0.647906	1.713625	1.982689	1.703148	
2008	0.802972	2.081551	2.454531	2.069251	
2009	0.969645	2.706017	2.953058	2.690027	
2010	1.175283	3.331765	3.581297	3.310802	
2011	1.545867	4.579411	4.704840	4.552351	
2012	1.902818	5.722993	5.767791	5.669748	

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Prodabel/PBH e IPEAD/UFMG



Como já era esperado, o índice de preços obtido pela média da base inteira não se mostrou um bom indicador devido à influência dos *outliers*, como evidenciado na Tabela 9. Por exemplo, no ano de 2002 esse índice teve um valor 9,08, enquanto para os

demais anos esse valor não chegava a 1,40. No acumulado do período o índice da média da base inteira estava em 1,90, enquanto para os demais se situava acima de 5,65.

Na comparação entre os índices médio e mediano da base sem *outliers*, Gráfico 2, tem-se que até 1998 os dois índices exibiam valores bem próximos. No período 1999-2008, ocorre um deslocamento entre os dois índices, fazendo com que a média exibisse valores maiores. A partir de 2009, o índice da mediana passa a crescer a uma taxa maior que o da média, e a curva do preço mediano volta a se aproximar da curva do preço médio.

Tabela 10- Taxa de variação anual dos preços médio e mediano de apartamentos para Belo Horizonte: 1995-2012				
Ano	Base inteira		Base sem outliers	
	Média	Mediana	Média	Mediana
1996	-34.70	4.08	5.25	3.46
1997	-9.45	0.86	1.82	1.70
1998	288.07	15.01	10.23	14.06
1999	-81.18	-5.05	-0.75	-4.31
2000	29.34	-0.31	2.79	-0.90
2001	-27.70	-3.46	1.80	-3.64
2002	2147.50	10.74	12.51	10.96
2003	-94.60	1.52	4.39	1.33
2004	-2.49	0.70	-0.17	0.69
2005	1.94	1.84	2.91	1.68
2006	16.17	14.56	15.19	14.73
2007	14.46	17.61	16.28	17.58
2008	23.93	21.47	23.80	21.50
2009	20.76	30.00	20.31	30.00
2010	21.21	23.12	21.27	23.08
2011	31.53	37.45	31.37	37.50
2012	23.09	24.97	22.59	24.55

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da SEFAZ-PBH e IPEAD.

A Tabela 10 apresenta a taxa de valorização os preços médios e medianos das bases inteira e a sem *outliers*. Nota-se que a entre 1996-2003 a presença de *outliers* influenciou muito no desempenho do indicador. Porém, a partir de 2004 os *outliers* passaram a ter uma influência muito reduzida. Entretanto, como visto no Capítulo 1, taxas de variação de preços médios ou medianos para imóveis não controlam o efeito composição, decorrente da heterogeneidade do bem. As próximas seções apresentaram os resultados dos índices hedônicos, cuja metodologia permite controlar o efeito composição.

3.4.2 – Métodos Hedônicos para Mensuração de Índice de Preços

Após estimar índices de preços para apartamentos a partir da média e mediana, utilizaremos o modelo de preços hedônicos para esse fim. Serão testados os métodos hedônicos da *time-dummy* (TD), *adjacent-period-time-dummy* (APTD), imputação (MIH) e características (MHC). Esses métodos serão testados em regressões do tipo mínimos quadrados ordinários (OLS), com desvios padrões robustos calculados a partir de *clusters* para cada bairro. Além disso, serão testadas diversas especificações para as variáveis área e idade, iniciando com essas variáveis em sua forma linear e posteriormente acrescentado gradativamente nos modelos essas variáveis elevadas a potências maiores (2^a, 3^a, 4^a, 5^a e 6^a) e, por fim, inclusão de faixas de idade e área, gerando modelos mais flexíveis.

As definições das faixas de idade e área estão nos quadros 2 e 3.

Quadro 2 - Faixas de idade para apartamentos	
Faixa	Idade do apartamento (anos)
1	0 a 15
2	16 a 30
3	31 a 45
4	46 a 60
5	61 a 75
6	75 a 84

Quadro 3 - Faixas de área para apartamentos	
Faixa	Área dos apartamentos (m2)
1	0 a 50
2	51 a 100
3	101 a 150
4	151 a 200
5	201 a 250
6	251 a 300
7	301 a 350
8	351 a 400
9	401 a 450
10	451 a 500
11	501 a 550
12	551 a 600
13	601 a 650
14	651 a 700
15	701 a 750
16	751 a 800
17	801 a 850
18	851 a 900
19	951 a 1000
20	1001 a 1050
21	1051 a 1100
22	1101 a 1150
23	1151 a 1200
24	1200 ou mais

Por fim, a comparação dos resultados se dará de duas formas. A primeira será intramétodos. Nessa fase, serão comparados os resultados dos modelos estimados para cada especificação em cada método. A segunda fase será uma comparação intermétodos, no qual os índices gerados por cada método hedônico distinto serão comparados entre si e com os índices da média e mediana.

3.4.2.1 – Método da *Time-Dummy* (TD)

O método TD é uma regressão em painel do tipo *pooled* no qual é rodada uma regressão hedônica para todo o período utilizando uma variável *dummy* para cada período de tempo. A variável dependente é o logaritmo do preço do imóvel e as

variáveis dependentes são as características dos imóveis (área, padrão de acabamento, idade, AP e o ano em que o imóvel foi tracionado). O ano da transação do apartamento é uma *dummy* cuja categoria básica é o ano inicial (1995).

Sendo a a área do imóvel, id a idade do imóvel, aca o padrão de acabamento do imóvel, ap a localização do imóvel, at o ano de transação do imóvel, fa a faixa de área do imóvel e fi a faixa de idade do imóvel, podemos representar as equações para as diferentes especificações do método TD, como abaixo:

$$TD1: lnp_{i,j,t} = \beta_0 + at_t\beta_{1t} + aca_{i,j,t}\beta_2 + ap_{i,j,t}\beta_{3j} + a_{i,j,t}\beta_4 + id_{i,j,t}\beta_5 + \varepsilon_{i,j,t} \quad (3.1)$$

$$TD2: lnp_{i,j,t} = \beta_0 + at_{i,j,t}\beta_{1t} + aca_{i,j,t}\beta_2 + ap_{i,j,t}\beta_{3j} + a_{i,j,t}\beta_4 + a_{i,j,t}^2\beta_5 + id_{i,j,t}\beta_6 + id_{i,j,t}^2\beta_7 + \varepsilon_{i,j,t} \quad (3.2)$$

$$TD3: lnp_{i,j,t} = \beta_0 + at_{i,j,t}\beta_{1t} + aca_{i,j,t}\beta_2 + ap_{i,j,t}\beta_{3j} + a_{i,j,t}\beta_4 + a_{i,j,t}^2\beta_5 + a_{i,j,t}^3\beta_6 + id_{i,j,t}\beta_7 + id_{i,j,t}^2\beta_8 + id_{i,j,t}^3\beta_9 + \varepsilon_{i,j,t} \quad (3.3)$$

$$TD4: lnp_{i,j,t} = \beta_0 + at_{i,j,t}\beta_{1t} + aca_{i,j,t}\beta_2 + ap_{i,j,t}\beta_{3j} + a_{i,j,t}\beta_4 + a_{i,j,t}^2\beta_5 + a_{i,j,t}^3\beta_6 + a_{i,j,t}^4\beta_7 + id_{i,j,t}\beta_8 + id_{i,j,t}^2\beta_9 + id_{i,j,t}^3\beta_{10} + id_{i,j,t}^4\beta_{11} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (3.4)$$

$$TD5: lnp_{i,j,t} = \beta_0 + at_{i,j,t}\beta_{1t} + aca_{i,j,t}\beta_2 + ap_{i,j,t}\beta_{3j} + a_{i,j,t}\beta_4 + a_{i,j,t}^2\beta_5 + a_{i,j,t}^3\beta_6 + a_{i,j,t}^4\beta_7 + a_{i,j,t}^5\beta_8 + id_{i,j,t}\beta_9 + id_{i,j,t}^2\beta_{10} + id_{i,j,t}^3\beta_{11} + id_{i,j,t}^4\beta_{12} + id_{i,j,t}^5\beta_{13} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (3.5)$$

$$TD6: lnp_{i,j,t} = \beta_0 + at_{i,j,t}\beta_{1t} + aca_{i,j,t}\beta_2 + ap_{i,j,t}\beta_{3j} + a_{i,j,t}\beta_4 + a_{i,j,t}^2\beta_5 + a_{i,j,t}^3\beta_6 + a_{i,j,t}^4\beta_7 + a_{i,j,t}^5\beta_8 + a_{i,j,t}^6\beta_9 + id_{i,j,t}\beta_{10} + id_{i,j,t}^2\beta_{11} + id_{i,j,t}^3\beta_{12} + id_{i,j,t}^4\beta_{13} + id_{i,j,t}^5\beta_{14} + id_{i,j,t}^6\beta_{15} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (3.6)$$

$$TDf: lnp_{i,j,t} = \beta_0 + at_{i,j,t}\beta_{1t} + aca_{i,j,t}\beta_2 + cap_{i,j,t}\beta_{3j} + a_{i,j,t}\beta_4 + id_{i,j,t}\beta_5 + fi_{fi}\beta_{6fi} + fa_{fa}\beta_{7fa} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (3.7)$$

O sufixo i representa o i -ésimo apartamento, j a j -ésima área de ponderação (AP) e t representa cada ano. O índice de preços no modelo TD é calculado a partir da exponencial do parâmetro estimado para variável ano de transação, como abaixo.

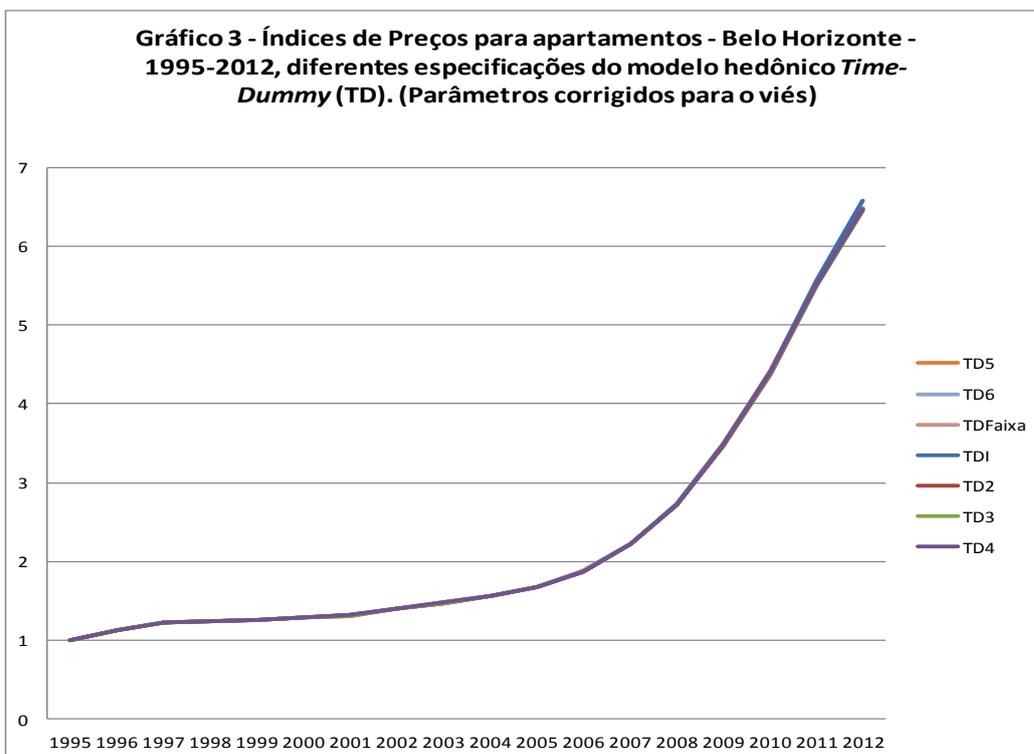
$$IP(TD_t) = \exp \left[\left(\hat{\beta}_{1t} \right) - \frac{1}{2} \text{VAR}(\hat{\beta}_{1t}) \right] \quad (3.8)$$

A fórmula em 3.8 apresenta o índice corrigido para o viés, como proposto por Kennedy (1981). O modelo TD é representado pelas sete regressões apresentadas acima²⁴. Os índices gerados pelas diversas especificações do método TD estão resumidos na Tabela 11 e no Gráfico 3. A Tabela 12 apresenta as variações anuais de preço para cada especificação.

Tabela 11 - Índice de preços para apartamentos, Belo Horizonte, 1995-2012. Modelo de preços hedônicos *Time-Dummy* (TD) para diferentes especificações de área e idade. (Parâmetros estimados corrigos para o viés)

Ano	TD1	TD2	TD3	TD4	TD5	TD6	TDFaixa
1995	1	1	1	1	1	1	1
1996	1.1200	1.1219	1.1232	1.1235	1.1235	1.1237	1.1235
1997	1.2218	1.2215	1.2221	1.2227	1.2229	1.2232	1.2221
1998	1.2426	1.2346	1.2343	1.2362	1.2372	1.2378	1.2382
1999	1.2502	1.2496	1.2514	1.2546	1.2556	1.2564	1.2572
2000	1.2952	1.2871	1.2882	1.2904	1.2913	1.2923	1.2920
2001	1.3156	1.3097	1.3110	1.3136	1.3147	1.3158	1.3145
2002	1.4014	1.3999	1.4028	1.4060	1.4073	1.4085	1.4066
2003	1.4648	1.4677	1.4721	1.4755	1.4766	1.4780	1.4763
2004	1.5548	1.5543	1.5569	1.5597	1.5605	1.5621	1.5616
2005	1.6676	1.6686	1.6717	1.6739	1.6743	1.6762	1.6746
2006	1.8713	1.8734	1.8733	1.8753	1.8754	1.8775	1.8764
2007	2.2210	2.2156	2.2171	2.2185	2.2192	2.2213	2.2179
2008	2.7236	2.7177	2.7227	2.7258	2.7269	2.7298	2.7238
2009	3.4827	3.4658	3.4740	3.4806	3.4842	3.4879	3.4815
2010	4.4157	4.3800	4.3906	4.4049	4.4126	4.4169	4.4232
2011	5.5645	5.5060	5.5072	5.5245	5.5346	5.5400	5.5404
2012	6.5742	6.4672	6.4566	6.4752	6.4864	6.4921	6.4798

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Prodabel/PBH e IPEAD/UFMG



²⁴ As saídas para cada uma das regressões encontram-se com o autor (luipai@yahoo.com).

Tabela 12 - Variação anual de preços de apartamentos, Belo Horizonte, 1995-2012. Modelo de preços hedônicos *Time-Dummy* (TD) para diferentes especificações de área e idade. (Parâmetros estimados corrigidos para o viés)

Ano	TD1	TD2	TD3	TD4	TD5	TD6	TDFaixa
1996	12.00	12.19	12.32	12.35	12.35	12.37	12.35
1997	9.09	8.88	8.80	8.83	8.85	8.85	8.78
1998	1.70	1.07	1.00	1.11	1.17	1.20	1.32
1999	0.61	1.22	1.39	1.48	1.49	1.50	1.53
2000	3.60	3.00	2.94	2.85	2.84	2.85	2.77
2001	1.58	1.75	1.77	1.80	1.81	1.82	1.74
2002	6.52	6.89	7.00	7.04	7.04	7.05	7.01
2003	4.52	4.85	4.94	4.94	4.93	4.93	4.95
2004	6.14	5.90	5.76	5.70	5.68	5.69	5.78
2005	7.25	7.35	7.37	7.33	7.29	7.30	7.23
2006	12.22	12.27	12.06	12.03	12.01	12.01	12.05
2007	18.69	18.27	18.35	18.30	18.33	18.31	18.20
2008	22.63	22.67	22.81	22.87	22.88	22.89	22.81
2009	27.87	27.52	27.60	27.69	27.77	27.77	27.82
2010	26.79	26.38	26.38	26.56	26.64	26.64	27.05
2011	26.02	25.71	25.43	25.42	25.43	25.43	25.26
2012	18.14	17.46	17.24	17.21	17.20	17.19	16.95

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Prodabel/PBH e IPEAD/UFMG

Os valores dos índices gerados pelas diferentes especificações estiveram muito próximo, como mostra o Gráfico 3. As maiores diferenças, quando se analisa a variação anual do preço dos apartamentos, estão no modelo TD1 *vis-à-vis* aos demais. Essa diferença foi mais marcante nos anos de 1998, 1999, 2000 e 2012. Em 1998, 2000 e 2012 a variação do TD1 esteve acima dos demais, enquanto em 1999 observou-se o comportamento contrário.

Para definir qual das especificações do método TD é mais apropriada para nossa análise (*benchmark*), faremos uma análise dos resultados de cada regressão no que diz respeito ao sinal dos parâmetros estimados, significância estatística em nível de 5% dos parâmetros estimados e R^2 -ajustado. Da especificação 2 em diante, será analisado o ganho de informação para o modelo do acréscimo de transformações exponenciais nas variáveis idade e área, a partir da significância estatísticas dos parâmetros estimados para essas transformações.

A Tabela 13 resume os resultados das especificações do modelo TD quanto ao R^2 – *ajustado* e as variáveis, cujos parâmetros estimados não foram significativos a 5%.

Tabela 13 - R^2 ajustado e variáveis explicativas cujos parâmetros não foram significativos por especificações do método <i>Time-Dummy</i> (TD) - Belo Horizonte - 1995-2012			
Especificação do modelo	R^2 -ajustado	Características físicas cujos parâmetros não foram significativos a 5%	AP's cujos parâmetros não foram significativos a 5%
TD1	0.897		Barroca; Prudente de Moraes; Santo Antônio; Anchieta; Santa Lúcia/São Bento; Barragem
TD2	0.918		Prudente de Moraes; Santo Antônio; Anchieta; Santa Lúcia/São Bento; Barragem
TD3	0.921	idade3	Anchieta; Santa Lúcia/São Bento
TD4	0.922	idade2	Anchieta; Santa Lúcia/São Bento; Cachoerinha
TD5	0.922		Anchieta; Santa Lúcia/São Bento
TD6	0.922	idade2 idade3 idade4 idade5 idade6	Anchieta; Santa Lúcia/São Bento
TDf	0.921	faixa de área 4	Anchieta; Santa Lúcia/São Bento; Barragem

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Prodabel/PBH e IPEAD/UFMG

Quanto mais flexível a estimação, em termos de transformações lineares de área e idade, maior é o ajustamento do modelo. Porém, a partir da especificação TD4 o R^2 – *ajustado* se estabiliza. No modelo TD6 apenas o parâmetro estimado para idade linear foi significativo. Nas demais especificações as transformações exponenciais da variável idade tiveram parâmetro significativo, exceto idade³, na especificação TD3, e idade², na TD4. Os parâmetros estimados para área e suas transformações exponenciais foram significativos a 5% em todas as especificações. Na especificação por faixa de idade (TDf), a quarta faixa de idade teve o parâmetro não significativo. O R^2 – *ajustado*, 0,921, ficou no mesmo patamar da especificação TD3.

Das variáveis de localização do apartamento, AP's, Anchieta e Santa Lúcia/São Bento não tiveram parâmetros significativos em nenhuma especificação. Ou seja, pelas regressões hedônicas do método TD, apartamentos em Anchieta ou em Santa Lúcia/São Bento não exibem desconto de localização *vis-à-vis* aos apartamentos localizados na Savassi. Fato que não chega a surpreender, dado que Anchieta e Santa Lúcia/São Bento são AP's localizadas na região Centro-Sul dotadas de boa infraestrutura urbana, serviços

urbanos sofisticados e apartamentos de luxo. Consequentemente, são habitadas por população abastada. Santa Lúcia/São Bento é onde se localiza o bairro Belvedere, o de maior renda domiciliar do município, que, no final dos anos de 1990 e início dos anos 2000, sofreu um surto de verticalização, concentrada em lançamentos de apartamentos de alto padrão (HILGERT; KLUG; PAIXÃO, 2004).

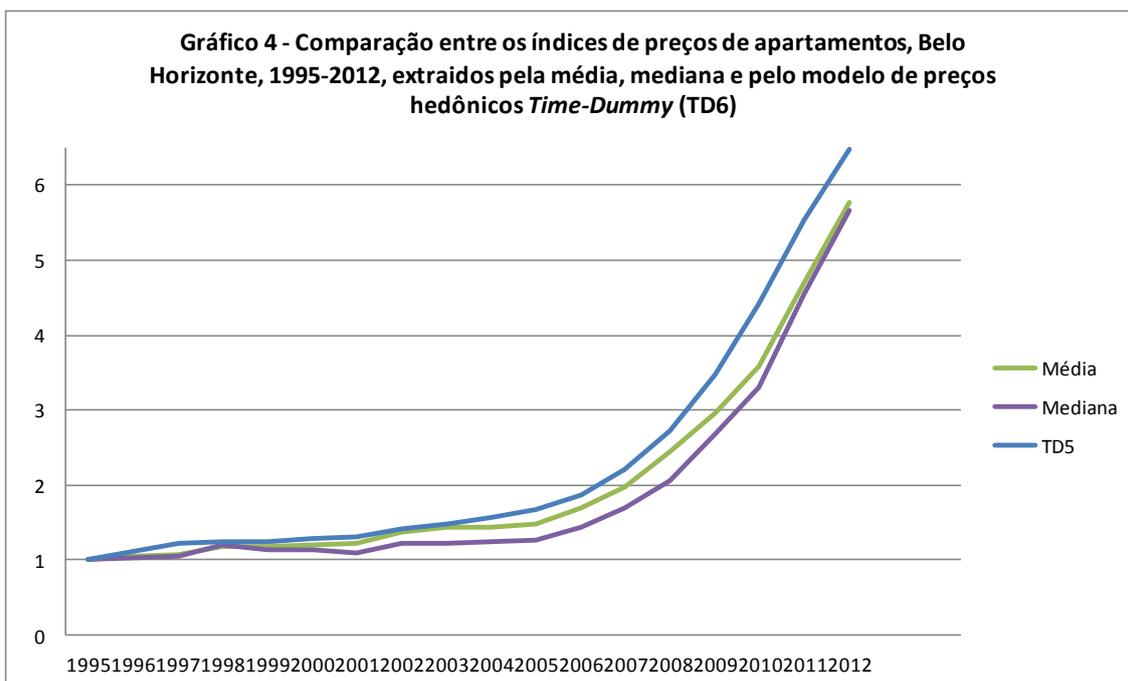
Villaça (1998) propôs que o *eixo de expansão das elites na metrópole de Belo Horizonte* inicia-se na região Centro e segue em direção ao sul da metrópole, incorporando toda a Regional Centro-Sul e uma parte da Regional Oeste. Desse modo, não surpreende que, além de Anchieta e Santa Lúcia/São Bento, as AP's Santo Antônio e Prudente de Moraes, da Regional Centro-Sul, não tenham tido seu parâmetro estimado significativo nas especificações TD1 e TD2. Isso também explica o fato de Barroca, AP da região Oeste próxima à Regional Centro-Sul, também não ter apresentado o parâmetro significativo na especificação TD1.

Por outro lado, o parâmetro estimado positivo para Barragem nas especificações TD1, TD2 e TDf surpreende. Essa AP, embora localizada na Regional Centro-Sul, é constituída de um conjunto grande de vilas e favelas. Logo, era de se esperar um desconto em apartamentos localizados dentro dos limites dessa AP. O parâmetro positivo para a AP Cachoeirinha, na especificação TD4, também surpreende. Localizada na Regional Nordeste, distante do eixo sul da cidade, essa AP não tem, a princípio, nenhum fator que explique um sobrepreço de localização (infraestrutura diferenciada, serviços sofisticados, amenidades urbanas e ambientais, prédios de alto padrão).

Utilizaremos como *benchmark* do método TD à especificação TD5. Dado que essa especificação maximizou o R^2 -ajustado e exibiu menor quantidade de parâmetros não significativos a 5% para as variáveis independentes (área, idade e AP's). Apenas duas AP's da região Centro-Sul (Anchieta e Santa Lúcia/São Bento) exibiram

parâmetros não significativos. Portanto, para o método TD, pode-se afirmar que existem ganhos de informações relevantes ao modelo até a inclusão da quinta potência para as variáveis idade e área.

O Gráfico 4 compara o índice gerado pelo método TD, utilizando o índice estimado pela especificação TD5 com os índices gerados pela média e mediana.



Pelo Gráfico 4, o índice de preços estimados pelo método TD ficou acima dos índices da média e mediana, indicando a pertinência de se levar em conta o efeito composição ao se estimar índices de preços para apartamentos. Para Belo Horizonte, 1995-2012, índices gerados pela média e mediana simples tenderiam a serem subestimados. Interessante notar que nos períodos de baixa valorização imobiliária, 1998-2004, a diferença entre os três índices é pequena, embora o TD fique sempre acima. Porém, no período de aumento da valorização imobiliária, 2005-2012, os índices se descolam, ficando o TD bem acima do índice da média, que, por sua vez, ficou acima do índice da mediana. Enquanto os índices médio e mediano tenderam a ser aproximar

no final do período, os índices gerados pelo método TD permaneceram acima do médio e mediano nos últimos dois anos.

3.4.2.2 – O Método *adjacent-period time-dummy* (APTD)

Uma das principais críticas ao método TD, como visto no Capítulo 1, é o de assumir que os preços implícitos de cada uma das características dos apartamentos não se alteram ao longo do tempo. Essa é uma hipótese forte para se estimar índices de preços para longos períodos de tempo. Outro inconveniente do método TD é que a cada adição de novo período de tempo à análise fará com que uma nova regressão para todo o período tenha que ser rodada e, conseqüentemente, os índices de preços para todos os anos se alteraram.

O método APTD consiste em estimar regressões hedônicas para subperíodos de tempo. Desse modo, em vez de se adotar o ano inicial como base para o índice, como é feito no método TD, no método APTD adota-se uma base móvel. Dessa maneira, o APTD permite que os preços sombras das características sejam constantes apenas para um período de tempo determinado. Conseqüentemente, a adição de novos períodos na análise não alterará os valores dos índices mensurados anteriormente.

Na prática, o método APTD utiliza um conjunto de regressões hedônicas para dados em painel do tipo *pooled*, sendo os índices calculados a partir dos parâmetros estimados para a *dummy* de tempo. Foram definidas sete especificações. As seis primeiras incluem a adição gradativa de transformações exponenciais para área e idade, a sétima utiliza das faixas de área e idade. As regressões serão estimadas para cada par de anos, entre 1995 e 2012. As especificações do método APTD estão representadas nas

equações abaixo, sendo estimadas um total de 17 regressões hedônicas para cada especificação, totalizando 119 regressões.²⁵

$$APTD1: (\ln p_{i,j,t})^{t,t+1} = (\beta_0)^{t,t+1} + at_{t+1}\beta_{1t+1} + (aca_{i,j,t}\beta_2 + ap_{i,j,t}\beta_{2j} + a_{i,j,t}\beta_4 + id_{i,j,t}\beta_5 + \varepsilon_{i,j,t})^{t,t+1} \quad (3.9)$$

$$APTD2: (\ln p_{i,j,t})^{t,t+1} = (\beta_0)^{t,t+1} + at_{t+1}\beta_{1t+1} + (aca_{i,j,t}\beta_2 + ap_{i,j,t}\beta_{2j} + a_{i,j,t}\beta_4 + a_{i,j,t}^2\beta_5 + id_{i,j,t}\beta_6 + id_{i,j,t}^2\beta_7 + \varepsilon_{i,j,t})^{t,t+1} \quad (3.10)$$

$$APTD3: (\ln p_{i,j,t})^{t,t+1} = (\beta_0)^{t,t+1} + at_{t+1}\beta_{1t+1} + (aca_{i,j,t}\beta_2 + ap_{i,j,t}\beta_{2j} + a_{i,j,t}\beta_4 + a_{i,j,t}^2\beta_5 + a_{i,j,t}^3\beta_6 + id_{i,j,t}\beta_7 + id_{i,j,t}^2\beta_8 + id_{i,j,t}^3\beta_9 + \varepsilon_{i,j,t})^{t,t+1} \quad (3.11)$$

$$APTD4: (\ln p_{i,j,t})^{t,t+1} = (\beta_0)^{t,t+1} + at_{t+1}\beta_{1t+1} + (aca_{i,j,t}\beta_2 + ap_{i,j,t}\beta_{2j} + a_{i,j,t}\beta_4 + a_{i,j,t}^2\beta_5 + a_{i,j,t}^3\beta_6 + a_{i,j,t}^4\beta_7 + id_{i,j,t}\beta_8 + id_{i,j,t}^2\beta_9 + id_{i,j,t}^3\beta_{10} + id_{i,j,t}^4\beta_{11} + \varepsilon_{i,j,t})^{t,t+1} \quad (3.12)$$

$$APTD5: (\ln p_{i,j,t})^{t,t+1} = (\beta_0)^{t,t+1} + at_{t+1}\beta_{1t+1} + (aca_{i,j,t}\beta_2 + ap_{i,j,t}\beta_{2j} + a_{i,j,t}\beta_4 + a_{i,j,t}^2\beta_5 + a_{i,j,t}^3\beta_6 + a_{i,j,t}^4\beta_7 + a_{i,j,t}^5\beta_8 + id_{i,j,t}\beta_9 + id_{i,j,t}^2\beta_{10} + id_{i,j,t}^3\beta_{11} + id_{i,j,t}^4\beta_{12} + id_{i,j,t}^5\beta_{13} + \varepsilon_{i,j,t})^{t,t+1} \quad (3.13)$$

$$APTD6: (\ln p_{i,j,t})^{t,t+1} = (\beta_0)^{t,t+1} + at_{t+1}\beta_{1t+1} + (aca_{i,j,t}\beta_2 + ap_{i,j,t}\beta_{2j} + a_{i,j,t}\beta_4 + a_{i,j,t}^2\beta_5 + a_{i,j,t}^3\beta_6 + a_{i,j,t}^4\beta_7 + a_{i,j,t}^5\beta_8 + a_{i,j,t}^6\beta_9 + id_{i,j,t}\beta_{10} + id_{i,j,t}^2\beta_{11} + id_{i,j,t}^3\beta_{12} + id_{i,j,t}^4\beta_{13} + id_{i,j,t}^5\beta_{14} + id_{i,j,t}^6\beta_{15} + \varepsilon_{i,j,t})^{t,t+1} \quad (3.14)$$

$$APTDf: (\ln p_{i,j,t})^{t,t+1} = (\beta_0)^{t,t+1} + at_{t+1}\beta_{1t+1} + (aca_{i,j,t}\beta_2 + cap_{i,j,t}\beta_{2j} + a_{i,j,t}\beta_4 + id_{i,j,t}\beta_5 + fi_{fi}\beta_{6fi} + fa_{fa}\beta_{7fa} + \varepsilon_{i,j,t})^{t,t+1} \quad (3.15)$$

Os sufixos i, j e t têm o mesmo significado do das equações 1 a 7 do método TD. O sobrefixo t,t+1 indica que em cada especificação do método APTD foi rodada uma regressão hedônica para cada par de ano. Os índices são calculados de maneira análoga ao método TD, aplicando a correção para o viés, como na equação abaixo:

$$IP(APTD)_{t+1} = \exp \left[(\hat{\beta}_{1t+1}) - \frac{1}{2} VAR(\hat{\beta}_{1t+1}) \right] \quad (3.16)$$

As tabelas 14 e 15 apresentam os índices de preços para apartamentos em Belo Horizonte, 1995-2012, estimados pelas diferentes especificações do método APTD, assim como a variação anual desses preços.

²⁵ As saídas de cada um das regressões estão disponíveis com o autor (luipai@yahoo.com).

Tabela 14 - Índice de preços para apartamentos, Belo Horizonte, 1995-2012. Modelo de preços hedônicos "Adjacent-Period-Time-Dummy" para diferentes especificações de área e idade. (Parâmetros estimados corrigidos para o viés)

Ano	APTD1	APTD2	APTD3	APTD4	APTD5	APTD6	APTDFaixa
1995	1	1	1	1	1	1	1
1996	1.120111	1.122006	1.123241	1.12352	1.123406	1.123204	1.123215
1997	1.091925	1.088565	1.087818	1.088035	1.087919	1.087973	1.087889
1998	1.019747	1.014781	1.01334	1.014014	1.014436	1.014586	1.01771
1999	1.001748	1.009374	1.011243	1.012174	1.012261	1.012034	1.01274
2000	1.03455	1.028192	1.027268	1.026315	1.025778	1.02536	1.026477
2001	1.01678	1.017879	1.01784	1.018016	1.017499	1.017343	1.017843
2002	1.066608	1.070831	1.072078	1.07249	1.072396	1.072234	1.071825
2003	1.050678	1.051911	1.052907	1.052948	1.052974	1.052822	1.052768
2004	1.064797	1.06453	1.062901	1.061987	1.061964	1.062013	1.06174
2005	1.076954	1.078936	1.079482	1.079052	1.078942	1.078952	1.077241
2006	1.121274	1.121966	1.120184	1.119477	1.119623	1.11939	1.120207
2007	1.184569	1.181299	1.181965	1.181871	1.182035	1.181321	1.181204
2008	1.223724	1.224793	1.225998	1.226019	1.226113	1.225213	1.226253
2009	1.277111	1.273066	1.272762	1.272945	1.271378	1.268347	1.279459
2010	1.28535	1.279341	1.278207	1.279259	1.277742	1.276019	1.288366
2011	1.265601	1.263201	1.261847	1.261769	1.261925	1.261907	1.262875
2012	1.178848	1.17417	1.172766	1.172734	1.172896	1.172697	1.173535

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Prodabel/PBH e IPEAD/UFMG

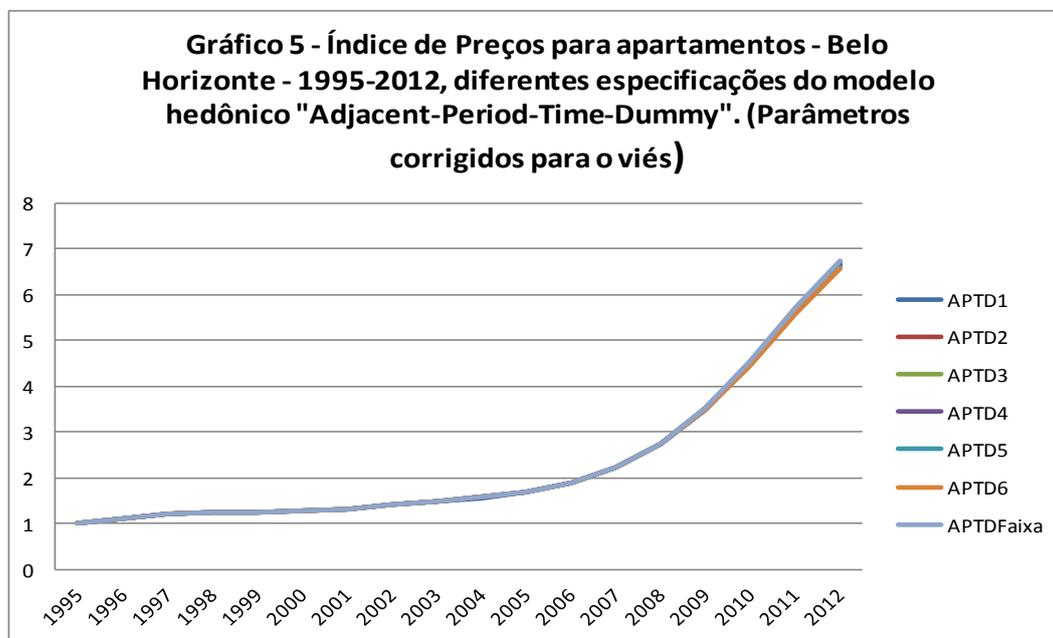
Tabela 15 - Variação anual de preços de apartamentos, Belo Horizonte, 1995-2012. Modelo de preços hedônicos "Adjacent-Period-Time-Dummy" para diferentes especificações de área e idade. (Parâmetros estimados corrigidos para o viés)

Ano	APTD1	APTD2	APTD3	APTD4	APTD5	APTD6	APTDf
1996	12.01	12.20	12.32	12.35	12.34	12.32	12.32
1997	9.19	8.86	8.78	8.80	8.79	8.80	8.79
1998	1.97	1.48	1.33	1.40	1.44	1.46	1.77
1999	0.17	0.94	1.12	1.22	1.23	1.20	1.27
2000	3.45	2.82	2.73	2.63	2.58	2.54	2.65
2001	1.68	1.79	1.78	1.80	1.75	1.73	1.78
2002	6.66	7.08	7.21	7.25	7.24	7.22	7.18
2003	5.07	5.19	5.29	5.29	5.30	5.28	5.28
2004	6.48	6.45	6.29	6.20	6.20	6.20	6.17
2005	7.70	7.89	7.95	7.91	7.89	7.90	7.72
2006	12.13	12.20	12.02	11.95	11.96	11.94	12.02
2007	18.46	18.13	18.20	18.19	18.20	18.13	18.12
2008	22.37	22.48	22.60	22.60	22.61	22.52	22.63
2009	27.71	27.31	27.28	27.29	27.14	26.83	27.95
2010	28.54	27.93	27.82	27.93	27.77	27.60	28.84
2011	26.56	26.32	26.18	26.18	26.19	26.19	26.29
2012	17.88	17.42	17.28	17.27	17.29	17.27	17.35

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Prodabel/PBH e IPEAD/UFMG

Primeiramente, o parâmetro estimado para o ano de 1999, da quarta regressão da especificação APTD1, não foi significativo a 5% e teve um valor muito próximo ao calculado para 1998. Isso resultou em uma variação de 0,17% no preço dos apartamentos de Belo Horizonte, em 1999. Pelo resultado da regressão esse 0,17% não é estatisticamente diferente de 0,00%, apontando uma estabilidade no preço entre os dois anos. Nas demais especificações, embora 1999 seja o ano de menor valorização imobiliária em todo o período, os parâmetros estimados foram significativos, indicando ter havido uma ligeira valorização nominal dos apartamentos, em 1999.

Os índices gerados pelas diferentes especificações do método APTD ficaram muito próximos, como mostra o Gráfico 5, embora, a partir de 2009, o índice APTD1 tenha ficado ligeiramente acima dos demais.



Para estabelecer a especificação do método APTD que utilizaremos como *benchmark* será feita, como no caso do método TD, uma análise dos parâmetros estimados nas diversas regressões do método. Os sinais e a significância estatística dos parâmetros estimados e o acréscimo de informação obtido ao se incluir transformações exponenciais das variáveis área e idade nas diferentes especificações serão usados como critérios para a definição do *benchmark*. O R^2 -ajustado será analisado, porém não será usado como critério para definição da especificação *benchmark*.

O ajuste do modelo foi satisfatório em todas as regressões. O menor R^2 - *ajustado* foi o da regressão 15 (anos 2009-2010) da especificação APTD1, 0,81. O maior R^2 - *ajustado* foi o da regressão 8 (anos 2002-2003) das especificações APTD5 e APTD6, 0,931. Os sinais foram os esperados para cada variável analisada. A

Tabela 16 apresenta as variáveis cujos parâmetros não foram significativos nas regressões do método APTD.

Tabela 16 - Variáveis cujos parâmetros não foram significativos por regressão para as diversas especificações do método APTD - Belo Horizonte - 1995-2012	
Características cujos parâmetros não foram significativos a 5%	Especificações do modelo
Ano 1999	APTD1(4)
área2	APTD6(14,15)
área3	APTD6(2,3,4,5,14,15)
área4	APTD5(13); APTD6(2,3,4,5,13,14)
área5	APTD5(13,14); APTD6(2,3,4,5,9,13,14,15,17)
área6	APTD6(2,3,4,5,9,13,14,15,16,17)
idade	APTD5(6,7,8,17); APTD6(1,4,5,6,7,8,9,17)
idade2	APTD3(7,8,16,17); APTD4(4,5,6,7,8,9,10,11,12,15); APTD5(1,2,3,4,8,9,10,11,12,16,17); APTD6(2,3,4,8,9,10,11,17)
idade3	APTD3(4,5,6,7,8,9,10,11,16,17); APTD4(1,3,4,5,6,10,11,12,13,15); APTD5(2,3,4,8,9,10,11,12,13,17); APTD6(2,3,4,7,8,9,10,11,17)
idade4	APTD4(1,2,3,4,5,6,10,11,12,13,14,15); APTD5(3,8,9,10,11,12,13,17); APTD6(2,3,4,7,8,9,10,11,17)
idade5	APTD5(3,8,9,10,11,12,13,17); APTD6(2,3,4,7,8,9,10,11,16,17)
idade6	APTD6(1,2,3,4,5,7,8,9,10,11,16,17)
faixa de área1	APTDf(13)
faixa de área4	APTDf(1,2,3,4,5,6,7,8,9,11,12,13,14,15,16,17)
Jatobá	APTD2(1)
Prudente de Morais	APTD1(1,2,3,4,5,6,7,8,11,12,13,14,15,16,17); APTD2(1,2,3,4,5,6,7,13,14,15,16,17); APTD3(2,3,6,13,14,15,16,17); APTD4(2,3,14,14,15,16,17); APTD5(2,3,6,13,14,15,16,17); APTD6(2,3,5,13,14,15,16,17); APTDf(2,3,14,15,16,17)
Santo Antônio	APTD1(1,2,3,4,5,6,7,9,10,12,13,14,15,16,17); APTD2(1,2,3,4,5,6,9,13,14,15,16); APTD3(1,2,3,4,6,9,15,16); APTD4(1,2,3,14,15,16); APTD5(1,2,3,4,6,15,16); APTD6(1,2,3,4,6,9,15,16); APTDf(1,2,3,4,15,16)
Anchieta	APTD1(todas, exceto 13); APTD2(todas); APTD3(todas); APTD4(todas); APTD5(todas); APTD6(todas); APTDf(todas)
Serra	APTD2(1,2,3,5); APTD3(1,2,3,5,6) ; APTD4(1,2,3,5,6); APTD5(1,2,3,5); APTD6(1,2,3,5); APTDf(1,2,3,4,5,6)
Santa Lúcia/São Bento	APTD1(todas, exceto8); APTD2(1,5,6,7,8,10,11,12,13,14,15,16,17); APTD3(4,5,6,f(5,6,10,11,12,13,14,15,16,17)
Baleia	APTD2(2); APTD3(15); APTD6(3,15)
Belmonte	APTD3(3,4); APTD6(3,4)
Jardim Montanhês	APTD5(3,4)
Prado Lopes	APTD4(7,8); APTD5(7); APTD6(7,8); APTDf(7,8)
Barroca	APTD1(1,2,3,4,5,6,7,8,11,12,13,14)
Pampulha	APTD2(4,5); APTD3(4)

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da SEFAZ/PBH e IPEAD/UFMG

*Os valores entre parênteses após a especificação representam o número da equação por especificação. O número 1 indica (1995-1996), o 2 (1996-1997), seguindo essa lógica até o 17 que representa (2011-2012).

Dentre as AP's chama a atenção que muitas das localizadas na Regional Centro-Sul tiveram parâmetros não significativos. Anchieta teve o seu parâmetro significativo a 5% apenas na regressão 13 (2007-2008) da especificação APTD1. Pelo modelo APTD aqui apresentado não existe desconto de localização no valor de apartamentos da AP Anchieta *vis-à-vis* aqueles da AP Savassi. Anchieta é contígua à Savassi em direção ao Sul. Desse modo, não chega a ser surpreendente esse resultado.

Santa Lúcia/São Bento apresentou parâmetros não significativos a 5% em todas as especificações do APTD a partir da regressão 10 (2004-2005). Ou seja, pelas regressões do método APTD, a partir de 2004, deixou de haver desconto de localização para apartamentos dessa AP em relação aos apartamentos localizados na Savassi. Como analisado na Seção anterior, nessa AP houve uma intensa produção imobiliária de edifícios verticais residenciais e uma expressiva melhoria na infraestrutura urbana. Porém, como fica evidente nas regressões do método APTD, o efeito da melhora das *amenidades urbanas* associadas a essa AP se deu de forma gradual, na medida em que os lançamentos foram sendo entregues e que a nova configuração da infraestrutura e da rede de serviços urbanos fosse sendo estabelecida.

Prudente e Morais e Santo Antônio, AP's localizadas na Regional Centro-Sul, que fazem divisas com a Savassi em direção ao Sul, embora mais a Oeste que Anchieta, apresentaram parâmetros não significativos, a 5%, em mais da metade das regressões estimadas pelo modelo APTD. Embora em menor intensidade que no caso de Anchieta e Santa Lúcia/São Bento, o modelo APTD indica que os apartamentos localizados nessas duas AP's tendem a ter um desconto de localização *vis-à-vis* à Savassi ser muito limitado. Serra, AP localizada na Regional Centro-Sul, fazendo divisa com a Savassi e Anchieta a Leste, teve seu parâmetro estimado não significativo em menos de um quarto das regressões do método APTD. Ou seja, os apartamentos na Serra ainda tendem a

sofrerem um desconto de localização *vis-à-vis* aos da Savassi, resultado que pode estar associado a proximidade dessa AP à AP Cafezal um grande conglomerado de vilas e favelas.

As demais AP's da Regional Centro-Sul (Barro Preto, Cafezal e Barragem) apresentaram sinais negativos e significativos a 5%. Esses resultados estão dentro do esperado, dado que Cafezal e Barragem são áreas onde se localizam grandes vilas e favelas. Barro Preto é onde se localiza o centro histórico da cidade. Como propôs Villaça (1998), os centros das metrópoles brasileiras passaram por um processo de deterioração a partir de meados de década de 1970. Embora os centros sejam sempre o início do *eixo de expansão das elites metropolitanas* (VILLAÇA, 1998), houve um abandono dessas regiões por parte das elites, seja como local de moradia, seja como local de consumo e trabalho. Desse modo, não é surpreendente que exista um desconto de localização no valor dos apartamentos do Barro Preto em relação aos da Savassi.

Da Regional Oeste, o parâmetro de Barroca não foi significativo a 5% em 12 das 17 regressões da especificação APTD1, cerca de um décimo do total de regressões. Nas demais especificações esse parâmetro foi negativo e significativo a 5%. Parte dessa AP localiza-se no eixo Sul da cidade, como o bairro Gutierrez, que faz parte do *eixo de expansão das elites belo-horizontinas* e faz fronteira com a Savassi ao Sul e com Prudente Moraes a Oeste. Esse fato explica, em parte, o fato de o parâmetro ter aparecido em algumas ocasiões como não significativo. Porém, nota-se que a inclusão das transformações exponenciais das variáveis área e idade tornou-se o parâmetro de Barroca significativo, a 5%, e com sinal negativo. Desse modo, o método APTD demonstra haver evidências de que apartamentos na Barroca sofrem descontos de localização em relação aos da Savassi, na medida em que se inclui relações não lineares às variáveis idade e área.

As demais AP's que exibiram parâmetros não significativos foram casos esporádicos. Jatobá, Baleia, Belmonte e Jardim Montanhês são AP's localizadas distantes do centro da cidade, habitadas por população pobre, com poucos prédios de apartamentos. Prado Lopes é, em sua maior parte, um aglomerado de vilas e favelas. Essas AP's caracterizam-se por terem pouca transação com apartamentos, o que talvez explique os resultados contraintuitivos. Já Pampulha, embora tenha apresentado o parâmetro não significativo em três regressões, é uma AP distante do centro da cidade, mas dotada de infraestrutura urbana e habitada por população mais abastada. Villaça (1998) indica a região da Pampulha como o *eixo secundário de expansão das elites belo-horizontinas*. Porém, a pouca frequência com que seu parâmetro aparece não significativo indica que existe desconto no preço dos apartamentos da Pampulha em relação aos da Savassi.

Em relação à *dummy* para o ano de transação, variável-chave para o cálculo do índice de preço, apenas o parâmetro estimado para o ano de 1999 não foi significativo, a 5%, na quarta regressão (1998-1999) para a especificação APTD1. Ou seja, pelo APTD1 os preços dos imóveis ficaram estáveis em 1999, *vis-à-vis* ao ano de 1998. Em todas as demais 118 regressões, o parâmetro para a *dummy* de tempo foi significativo, a 5%, evidenciando que houve diferença nos preços entre um período e outro analisado.

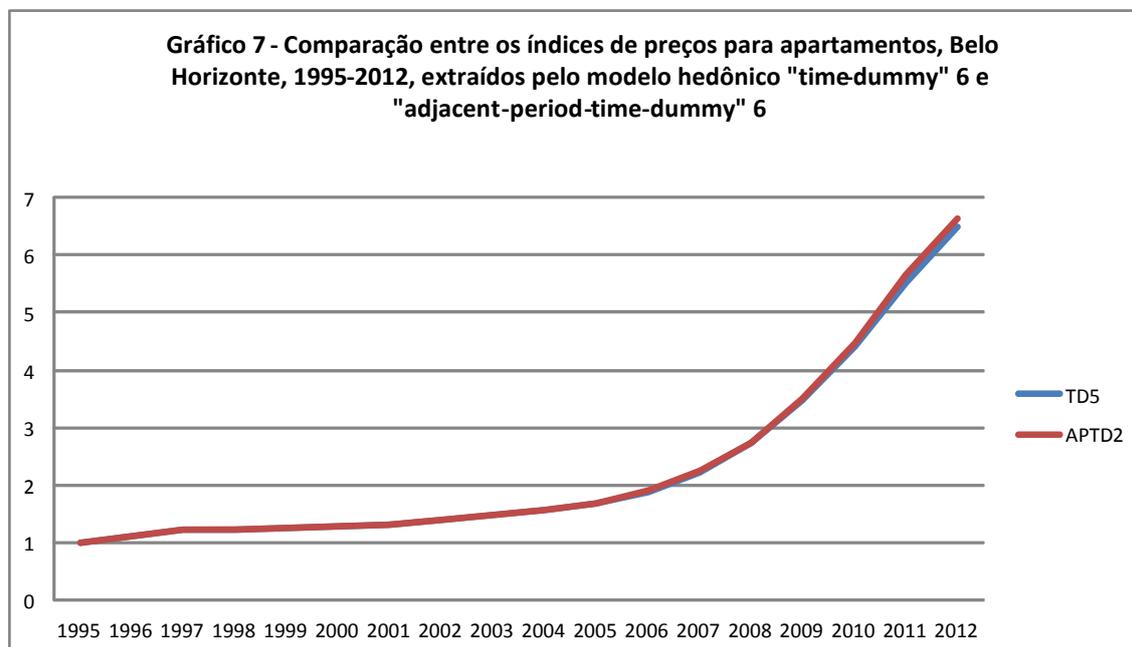
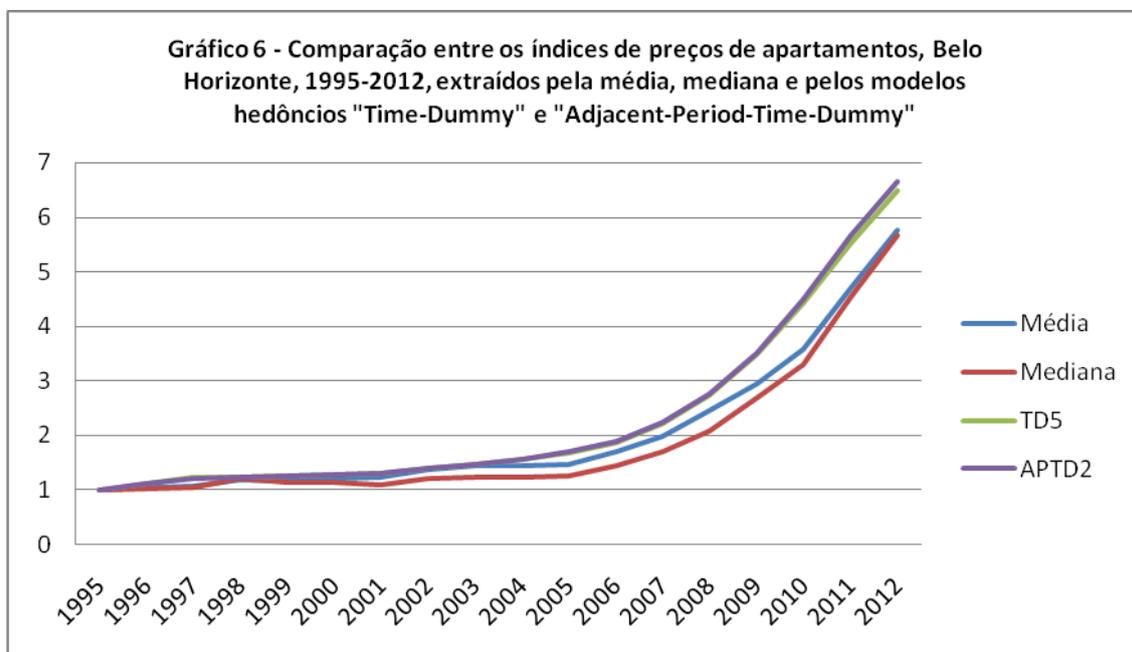
A inclusão de transformações exponenciais para as variáveis idade e área foi importante para dar mais consistência ao modelo. Nas especificações com as transformações exponenciais todas as *dummies* de tempo foram significativas a 5%. Como já apontado acima, as especificações mais flexíveis fizeram com que a AP Barroca passasse a ter o seu parâmetro significativo, a 5%, resultado mais adequado à realidade do mercado imobiliário belo-horizontino. Porém, a inclusão de muitas transformações exponenciais passou a tornar mais instável os resultados da regressão.

No caso da variável área, os parâmetros estimados para as transformações exponenciais tiveram um comportamento ruim na especificação APTD6. O parâmetro estimado para *área*² não foi significativo, a 5%, em duas regressões (11%), para *área*³ e *área*⁴ os parâmetros não foram significativos em seis regressões (35%); no caso de *área*⁵ e *área*⁶ os parâmetros não foram significativos em nove e dez casos, respectivamente, ou 53% e 59%.

Para as transformações exponenciais da idade, as especificações APTD5 e APTD6 apresentaram comportamento mais errático. No caso da APTD5, os parâmetros estimados para idade linear não foram significativos em quatro regressões (24%), para *idade*² foram 11 casos (65%), baixando para dez (59%) para *idade*³ e estabilizando-se em oito (47%) para os parâmetros de *idade*⁴ e *idade*⁵. Para o APTD6 o comportamento dos parâmetros para as diferentes transformações exponenciais da idade foi ainda mais problemático. Os parâmetros para idade e *idade*² não foram significativos em oito regressões (47%). Já *idade*³ e *idade*⁴ tiveram seus parâmetros não significativos nove vezes (53%). No caso de *idade*⁵, esse número aumentou para dez casos (59%). Por fim, os parâmetros estimados para *idade*⁶ não foram significativos em 12 regressões (71%).

Utilizaremos como *benchmark* a especificação APTD2, pois esta minimiza os parâmetros estimados não significativos para as características físicas dos apartamentos (área e idade) e para as AP's localizadas fora da Região Sul da cidade. Como analisado anteriormente, a não significância dos parâmetros para as AP's da Região Sul não pode ser interpretada como falha de especificação dos modelos, uma vez que revela uma tendência da dinâmica do mercado imobiliário belo-horizontino. Para o método APTD a maximização de informação ao modelo dá-se, portanto, com a inclusão do quadrado das variáveis área e idade.

O índice gerado pelo método APTD2 ficou muito próximo ao gerado pelo método TD5, em todo período, e, conseqüentemente, acima dos índices extraídos da média e mediana, com essa distância aumentando a partir de 2005 (gráficos 6 e 7).



Embora muito próximos entre si, a diferença entre os índices APTD2 e TD5 tendeu a aumentar com o tempo. Em um primeiro momento, 1996-2003, a distância entre os dois índices era muito pequena, e o TD5 esteve acima do APTD2, com exceção

do ano de 1998. A partir de 2004, o índice APTD2 tendeu a ser maior que o TD5. Entre 2004 e 2009, a distância entre os dois índices aumentou em termos absolutos, em relação ao período anterior, mas se manteve pequena. A partir de 2010, a distância entre os dois índices passa a aumentar rapidamente com o APTD2 se descolando do TD5.

A semelhança entre os dois índices pode ser explicada, primeiramente, por eles estarem medindo o mesmo fenômeno. Em segundo lugar, o APTD é uma variante do método TD; sendo assim, não era de se esperar grandes discrepâncias entre os índices gerados pelos dois métodos. Já o fato de a diferença entre os dois índices crescer ao longo do tempo é explicado, justamente, pelas hipóteses implícitas nos dois métodos. O método TD trabalha com a hipótese de que o preço implícito das características dos apartamentos – dados pelo comportamento da oferta e da demanda por apartamentos – não se altera no período. O APTD foi proposto justamente por julgar essa hipótese como não realista. O fato de a diferença entre os índices aumentar com o tempo é consequência de que quanto maior o período de tempo, mais irrealista fica a hipótese de constância dos preços implícitos dos atributos dos apartamentos no tempo. Em 2004, houve uma mudança na precificação dos atributos dos apartamentos, captados pelo método APTD, que resultou em índices de preços maiores mensurados por esse método. Após 2010, em meio a um período de grande valorização imobiliária, os índices se deslocaram muito, evidenciando, novamente, mudanças na valorização das características dos apartamentos no mercado belo-horizontino – realidade não captada pelo método TD.

3.4.2.3 – O método da imputação hedônica (MIH)

Uma das dificuldades de se trabalhar com preço de imóveis consiste na impossibilidade de se construir uma cesta de bens para acompanhar a evolução dos preços ao longo do tempo. Como imóveis são bens diferenciados, as unidades que são

vendidas em um ponto do tempo diferem-se das unidades vendidas no ponto de tempo imediatamente posterior. Consequentemente, não é possível aplicar aos imóveis as fórmulas padrões de cálculo de índice de preços (Laspeyres, Paasche, Fisher ou Törnqvist).

O MIH permite, com a utilização de regressões hedônicas, construir uma cesta de apartamentos para diferentes períodos do tempo. A ideia do MIH é estimar uma regressão hedônica para cada período de tempo. Os parâmetros das regressões estimadas são, posteriormente, utilizados para imputação de valores. Abaixo estão representadas as regressões do método MIH:

$$MIH1: (\ln p_{i,j,t})^t = (\beta_0)^t + (aca_{i,j,t}\beta_2 + ap_{i,j,t}\beta_{2j} + a_{i,j,t}\beta_4 + id_{i,j,t}\beta_5 + \varepsilon_{i,j,t})^t \quad (3.17)$$

$$MIH2: (\ln p_{i,j,t})^t = (\beta_0)^t + (aca_{i,j,t}\beta_2 + ap_{i,j,t}\beta_{2j} + a_{i,j,t}\beta_4 + a_{i,j,t}^2\beta_5 + id_{i,j,t}\beta_6 + id_{i,j,t}^2\beta_7 + \varepsilon_{i,j,t})^t \quad (3.18)$$

$$MIH3: (\ln p_{i,j,t})^t = (\beta_0)^t + (aca_{i,j,t}\beta_2 + ap_{i,j,t}\beta_{2j} + a_{i,j,t}\beta_4 + a_{i,j,t}^2\beta_5 + a_{i,j,t}^3\beta_6 + id_{i,j,t}\beta_7 + id_{i,j,t}^2\beta_8 + id_{i,j,t}^3\beta_9 + \varepsilon_{i,j,t})^t \quad (3.19)$$

$$MIH4: (\ln p_{i,j,t})^t = (\beta_0)^t + (aca_{i,j,t}\beta_2 + ap_{i,j,t}\beta_{2j} + a_{i,j,t}\beta_4 + a_{i,j,t}^2\beta_5 + a_{i,j,t}^3\beta_6 + a_{i,j,t}^4\beta_7 + id_{i,j,t}\beta_8 + id_{i,j,t}^2\beta_9 + id_{i,j,t}^3\beta_{10} + id_{i,j,t}^4\beta_{11} + \varepsilon_{i,j,t})^t \quad (3.20)$$

$$MIH5: (\ln p_{i,j,t})^t = (\beta_0)^{t,t+1} + (aca_{i,j,t}\beta_2 + ap_{i,j,t}\beta_{2j} + a_{i,j,t}\beta_4 + a_{i,j,t}^2\beta_5 + a_{i,j,t}^3\beta_6 + a_{i,j,t}^4\beta_7 + a_{i,j,t}^5\beta_8 + id_{i,j,t}\beta_9 + id_{i,j,t}^2\beta_{10} + id_{i,j,t}^3\beta_{11} + id_{i,j,t}^4\beta_{12} + id_{i,j,t}^5\beta_{13} + \varepsilon_{i,j,t})^t \quad (3.21)$$

$$MIH6: (\ln p_{i,j,t})^t = (\beta_0)^t + (aca_{i,j,t}\beta_2 + ap_{i,j,t}\beta_{2j} + a_{i,j,t}\beta_4 + a_{i,j,t}^2\beta_5 + a_{i,j,t}^3\beta_6 + a_{i,j,t}^4\beta_7 + a_{i,j,t}^5\beta_8 + a_{i,j,t}^6\beta_9 + id_{i,j,t}\beta_{10} + id_{i,j,t}^2\beta_{11} + id_{i,j,t}^3\beta_{12} + id_{i,j,t}^4\beta_{13} + id_{i,j,t}^5\beta_{14} + id_{i,j,t}^6\beta_{15} + \varepsilon_{i,j,t})^t \quad (3.22)$$

$$MIHf: (\ln p_{i,j,t})^t = (\beta_0)^t + (aca_{i,j,t}\beta_2 + cap_{i,j,t}\beta_{2j} + a_{i,j,t}\beta_4 + id_{i,j,t}\beta_5 + fi_{i,j,t}\beta_{6fi} + fa_{i,j,t}\beta_{7fa} + \varepsilon_{i,j,t})^t \quad (3.23)$$

Cada conjunto de regressão do método da imputação foi rodado por mínimos quadrados ordinários (OLS) utilizando desvios padrões robustos por *cluster* de bairro. No total foram 18 regressões por especificação do método, totalizando 126 regressões²⁶.

A imputação para cada observação será feita para períodos adjacentes, tanto para o período imediatamente anterior quanto para o período imediatamente posterior. Desse

²⁶ As saídas das regressões do MIH encontram-se no Apêndice desta tese.

modo, a partir dos parâmetros estimados na regressão para um ano qualquer (t) podemos imputar qual valor teria em (t) cada imóvel transacionado no ano t_{+1} e no ano t_{-1} . Como mostram as equações abaixo:

$$p_t^{im}(z_{it_{+1}}) = \exp \left[\sum_{c=1}^c \hat{\beta}_{ct} z_{ict_{+1}} + \frac{1}{2} \hat{\sigma}_t^2 \right] \quad (3.24)$$

$$p_t^{im}(z_{it_{-1}}) = \exp \left[\sum_{c=1}^c \hat{\beta}_{ct} z_{ict_{-1}} + \frac{1}{2} \hat{\sigma}_t^2 \right] \quad (3.25)$$

Nas equações 3.24 e 3.25 z representa o conjunto de variáveis explicativas incluídas nas regressões; inclusive a constante, $\hat{\sigma}_t^2$ é a variância do resíduo da regressão e o sufixo *im* indica que o preço em t foi imputado. A equação 3.24 representa o preço que cada imóvel transacionado em t_{+1} teria caso tivessem sido transacionados em t. Já a equação 3.25, representa o valor imputado em t de cada apartamento transacionado em t_{-1} .

Para realizar a imputação é necessário que haja observação para todas as variáveis explicativas em cada ano. Só dessa maneira é possível imputar o valor de todas as observações de um ano em outro ano. Para tornar isso possível foi necessário agregar algumas Áreas de Ponderação na *dummy* de localização, já que algumas dessas AP's não registraram transação de apartamentos em pelo menos um ano do período. O critério adotado para as agregações foi a proximidade geográfica. O Quadro 4 apresenta as agregações feitas:

Quadro 4 - Agregações na <i>dummy</i> de localização necessárias para se realizar as imputações		
AP sem transação em pelo menos um ano	AP a qual ela foi agregada	Regional
Baleia	Pompéia	Leste
Barragem	Santa Lúcia/São Bento	Centro-Sul
Cafezal	Serra	Centro-Sul
Capitão Eduardo	Ribeiro de Abreu	Nordeste
Céu Azul	Copacabana	Venda Nova
Isidoro Norte	Tupi	Norte
Jaqueline	Planalto	Norte
Jatobá	Cardoso	Barreiro
Mantiqueira	Piratininga	Venda Nova
Morro das Pedras	Jardim América	Oeste
Prado Lopes	Antônio Carlos	Noroeste

Os índices de preços mensurados pelo método da imputação foram calculados pela fórmula de Törnqvist, com dupla imputação²⁷. Esses índices foram calculados a cada par de anos. O índice de Törnqvist é obtido através da média geométrica dos índices geométricos de Laspeyres e Paasche. O índice geométrico de Laspeyres (p^{GL}) é dado por:

$$P_{t,t+1}^{GL} = \prod_{i=1}^{I_s} \left\{ \left[\frac{(\hat{p}_{i,t+1}^{*(im)})(z_{i,t})}{(\hat{p}_{i,t}^{*(im)})(z_{i,t})} \right]^{\frac{1}{I_s}} \right\} \quad (3.26)$$

Sendo $p_{t,t+1}^{GL}$ representa o índice de preço geométrico de Laspeyres (GL) entre o período t e $t+1$; I_s representa o total de observações de transações com apartamentos no período t , sendo i cada observação individual; $\hat{p}_{i,t+1}^{*(im)}$ representa o preço imputado para cada observação; e z representa o conjunto de características físicas e de localização de cada apartamento i , incluindo a constante, transacionados em t . O índice geométrico de Paasche (p^{GP}) pode ser descrito como:

²⁷ No Capítulo 1 foi justificada escolha da dupla imputação por esse procedimento minimizar o viés de variável omitida.

$$P_{t,t+1}^{Gp} = \prod_{i=1}^{I_v} \left\{ \left[\frac{(\hat{p}_{i,t+1}^{*(im)})(z_{i,t+1})}{(\hat{p}_{i,t}^{*(im)})(z_{i,t+1})} \right]^{\frac{1}{I_v}} \right\} \quad (3.27)$$

Na expressão (25), $p_{t,t+1}^{GP}$ representa o índice geométrico de Paasche (GP) entre os períodos t e $t+1$; I_v é o total de observações de transações com apartamentos no período $t+1$, sendo i cada observação individual; a interpretação de $\hat{p}_{i,t+1}^{*(im)}$ e z é análoga à expressão anterior, a diferença é que o conjunto de características, no caso atual, refere-se aos apartamentos transacionados em $t+1$.

$$P_{t,t+1}^T = \sqrt{P_{t,t+1}^{GL} \times P_{t,t+1}^{Gp}} \quad (3.28)$$

A expressão 3.28 apresenta o índice de Törnqvist, que corresponde a média geométrica dos índices geométricos de Laspeyres e Paasche.

A Tabela 17 apresenta os índices de preços mensurados para diferentes especificações do MIH. Já a Tabela 18 apresenta as variações anuais de preços.

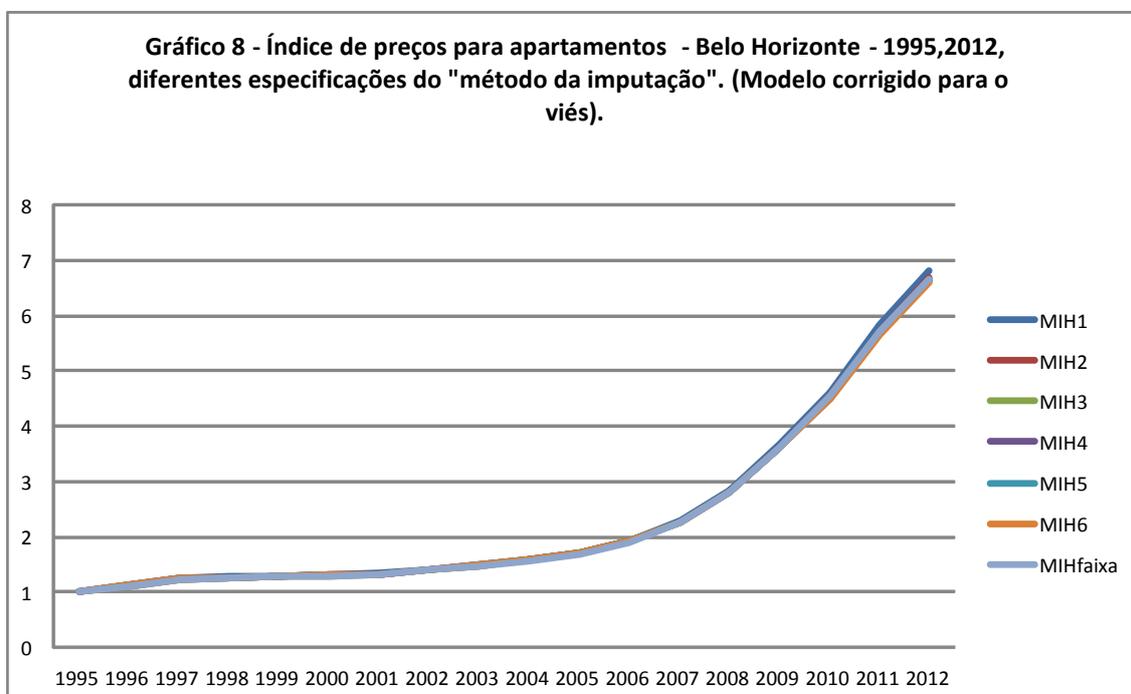
Tabela 17 - Índice de preços para apartamentos, Belo Horizonte, 1995-2012. Modelo de preços hedônicos Método da Imputação (IM), com dupla imputação, para diferentes especificações de área e idade. (Parâmetros estimados corrigidos para o viés)							
Ano	MIH1	MIH2	MIH3	MIH4	MIH5	MIH6	MIHfaixa
1995	1	1	1	1	1	1	1
1996	1.121825	1.117389	1.116703	1.119588	1.120898	1.121504	1.116069
1997	1.113836	1.108211	1.107309	1.107788	1.106429	1.106208	1.107204
1998	1.025241	1.018459	1.016511	1.017154	1.017612	1.017744	1.019213
1999	1.005839	1.00996	1.01222	1.01259	1.01275	1.013161	1.012543
2000	1.02511	1.022119	1.021122	1.02042	1.019358	1.018113	1.019941
2001	1.016257	1.015755	1.015398	1.015326	1.014777	1.014691	1.013396
2002	1.059384	1.064167	1.065386	1.065627	1.065741	1.06572	1.0647
2003	1.055037	1.054396	1.054776	1.054767	1.054896	1.054693	1.053197
2004	1.063769	1.065017	1.064028	1.06325	1.063294	1.06339	1.062988
2005	1.076984	1.079284	1.080023	1.079702	1.079666	1.079628	1.078738
2006	1.127068	1.125329	1.123093	1.122518	1.122569	1.122324	1.122439
2007	1.184721	1.186036	1.187719	1.187689	1.188035	1.187393	1.187893
2008	1.237355	1.238115	1.239669	1.239651	1.239692	1.238435	1.238689
2009	1.288463	1.284204	1.28305	1.283062	1.281352	1.278002	1.285491
2010	1.262933	1.257626	1.256048	1.256617	1.254638	1.252742	1.262761
2011	1.261513	1.258038	1.256736	1.256423	1.256335	1.256291	1.255612
2012	1.1708	1.16641	1.164718	1.164675	1.164869	1.164705	1.16579

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Prodabel/PBH e IPEAD/UFMG

Tabela 18 - Variação anual de preços de apartamentos, Belo Horizonte, 1995-2012. Método da imputação (IM) modelo de preços hedônicos, com dupla imputação, para diferentes especificações de área e idade. (Parâmetros estimados corrigidos para o viés)									
Ano	MIH1	MIH2	MIH3	MIH4	MIH5	MIH6	MIHfaixa		
1996	12.18	11.74	12.70	11.96	12.09	12.15	11.61		
1997	11.38	10.82	8.91	10.78	10.64	10.62	10.72		
1998	2.52	1.85	1.32	1.72	1.76	1.77	1.92		
1999	0.58	1.00	1.13	1.26	1.28	1.32	1.25		
2000	2.51	2.21	2.69	2.04	1.94	1.81	1.99		
2001	1.63	1.58	1.72	1.53	1.48	1.47	1.34		
2002	5.94	6.42	7.24	6.56	6.57	6.57	6.47		
2003	5.50	5.44	5.33	5.48	5.49	5.47	5.32		
2004	6.38	6.50	6.30	6.33	6.33	6.34	6.30		
2005	7.70	7.93	7.89	7.97	7.97	7.96	7.87		
2006	12.71	12.53	11.99	12.25	12.26	12.23	12.24		
2007	18.47	18.60	18.24	18.77	18.80	18.74	18.79		
2008	23.74	23.81	22.58	23.97	23.97	23.84	23.87		
2009	28.85	28.42	27.29	28.31	28.14	27.80	28.55		
2010	26.29	25.76	27.06	25.66	25.46	25.27	26.28		
2011	26.15	25.80	26.67	25.64	25.63	25.63	25.56		
2012	17.08	16.64	17.22	16.47	16.49	16.47	16.58		

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Prodabel/PBH e IPEAD/UFMG

Os índices de preços nas diferentes especificações do método MIH ficaram próximos, como mostra o Gráfico 9. O índice extraído do MIH1 ficou um pouco acima dos demais; o índice do MIHf foi o mais baixo até 2006, e a partir de 2007 o índice gerado pelo MIH6 ficou abaixo, como mostra o Gráfico 8.



Assim como no método APTD, a especificação *benchmark* do método MIH será definida pela análise de significância dos parâmetros estimados para as variáveis

incluídas nos modelos. A significância dos parâmetros estimados para as transformações exponenciais de área e idade serão utilizadas para se avaliar o ganho de informação ao serem incluídas nas especificações. Como no método APTD, o R^2 -ajustado será avaliado, mas não servirá de critério para definição da especificação *benchmark*.

Os ajustes das regressões foram satisfatórios. O menor $R^2 - ajustado$ foi para a regressão 15 (ano de 2009) da especificação MIH1. O maior $R^2 - ajustado$ foi registrado na regressão 8 (ano de 2002) do MIH5 e regressão 8 (ano de 2002) do MIH6. A Tabela 19 apresenta os parâmetros que não foram significativos a 5% nas diversas regressões do método da imputação.

Tabela 19 - Variáveis cujos parâmetros não foram significativos por regressão para as diversas especificações do MIH - Belo Horizonte - 1995-2012	
Características cujos parâmetros não foram significativos a 5%	Especificações do modelo
Popular	MIH2(3); MIH3(3,5,12); MIH4,5,6(3,5,15,17); MIHf(3,5,15,16,17)
área2	MIH6(3,13,14)
área3	MIH6(3,5,10,13,14,15)
área4	MIH5(3,13,14); MIH6(3,4,5,10,13,14,15)
área5	MIH5(3,13,14,15); MIH6(1,3,4,5,6,10,13,15,17,18)
área6	MIH6(1,2,3,4,5,6,10,13,15,16,17,18)
idade	MIH3(18); MIH4(16,17,18); MIH5(2,5,7,8,18); MIH6(1,2,4,5,6,7,8,9,18)
idade2	MIH3(5,7,8,9,16,17); MIH4(2,5,6,7,9,10,11,12,13,17); MIH5(1,3,4,6,8,9,10,11,12,13,16,17,18); MIH6(1,2,3,4,5,8,9,10,11,12,17,18)
idade3	MIH3(5,7,8,9,10,11,16,17); MIH4(1,2,4,6,10,11,12,13,14,15); MIH5(1,3,4,6,8,9,10,11,12,13,14,16,17,18); MIH6(1,2,3,4,5,8,9,10,11,12,16,17,18)
idade4	MIH5(3,4, 8,9,10,11,12,13,14,16,17,18); MIH6(1,2,3,4,5,8,9,10,11,12,16,17,18)
idade5	MIH5(3,4,8,9,10,11,12,13,14,17); MIH6(1,2,3,4,5,7,8,9,10,11,12,16,17,18)
idade6	MIH6(1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12,16,17,18)
faixa de área1	MIHf(14)
faixa de área3	MIHf(3,18)
faixa de área4	MIHf(1,2,3,4,5,6,7,8,9,11,12,13,14,15,16,17)
Prudente de Morais	MIH1(1,2,3,4,5,6,7,8,12,13,14,15,16,17,18); MIH2(1,2,3,4,5,6,7,13,14,15,16,17,18); MIH3(1,3,6,7,14,15,16,17,18); MIH4,5,6(1,3,6,14,15,16,17,18); MIHf(1,3,6,14,16,17,18)
Santo Antônio	MIH1(1,2,3,4,5,6,7,9,10,12,13,14,15,16,17,18); MIH2(1,2,3,4,5,6,7,9,10,15,16,17); MIH3,5,6,f(1,3,4,6,7,9,15,16,17); MIH4(1,3,4,6,9,15,16,17)
Anchieta	MIH1(todas, exceto 13,14); MIH2,3,4,5,6,f(todas)
Serra e Cafezal	MIH1(1,2,3,4,5,6,7,8,11,14); MIH2,3(1,2,3,5,6); MIH4,5(1,2,3,5,6,8,15); MIH6(1,2,3,5,6,8); MIHf(1,2,3,5,6,15,16)
Santa Lúcia/São Bento e Barragem	MIH1(1,2,3,4,5,6,7,8,11,14); MIH2(1,3,6,7,8,10,11,12,13,14,15,16,17,18); MIH3(1,6,7,11,12,13,14,15,16,17,18); MIH4(1,6,11,12,13,14,15,16,17,18); MIH5,6(1,6,7,11,12,13,14,15,16,17,18); MIHf(1,6,11,12,13,14,15,16,17,18)
Baleia e Santa Efigênia	MIH1(16)
Jaraguá	MIH1,2,3,4,5,6,f(1)
Barroca	MIH1(1,2,3,4,5,6,7,8,9,11,12,13,14,15); MIH2(1,7)
Pampulha	MIH3,4,5,6,f(5);

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da SEFAZ/PBH e IPEAD/UFMG

*Os valores entre parênteses após a especificação representam o número da equação por especificação. O número 1 indica (1995), o 2 (1996), seguindo essa lógica até o 18 que representa (2012).

O comportamento das variáveis de localização foi parecido com o registrado no método APTD. AP's da Regional Centro-Sul como Prudente de Moraes, Santo Antônio, Anchieta, Serra e Cafezal²⁸ e Santa Lúcia/São Bento (acrescida da Barragem) apresentaram parâmetros estimados não significativos a 5%. No caso da AP Anchieta, apenas nas regressões para os anos de 2012 e 2013 do MIH1 há evidências de existir um desconto por localização, em relação à Savassi, no preço dos apartamentos. Santa Lúcia/São Bento, acrescida da Barragem, também apresentou comportamento semelhante ao do método APTD. Em todas as especificações o parâmetro estimado não foi significativo a 5% a partir da regressão do ano de 2006, exceto na especificação MIH1, indicando que nos últimos anos os apartamentos do período não houve diferencial de preço de localização entre Santa Lúcia/São Bento e a Savassi.

Prudente de Moraes e Santo Antônio tiveram os parâmetros não significativos em mais da metade das regressões, assim como no APTD. Serra, acrescida de Cafezal, apresentou parâmetro não significativo em pouco mais de um terço das regressões, resultado um pouco acima do método APTD. Como também apontado no método APTD, existe uma tendência de não haver descontos no valor de apartamentos localizados na região Sul do município de Belo Horizonte, *vis-à-vis* aos localizados na Savassi, com exceção para AP Serra. Os resultados dos métodos APTD e MIH sugerem que para apartamentos no Anchieta praticamente já não existiu esse desconto de localização. Para os apartamentos de Santa Lúcia/São Bento, esse desconto não existiu nos últimos anos do período. No caso de Prudente de Moraes e Santo Antônio, embora com menor intensidade, o desaparecimento desse desconto também é evidenciado. Por fim, ainda não está claro até que ponto essa tendência irá se alastrar à Serra.

²⁸ O parâmetro estimado não significativo de Cafezal tem explicação diversas aos das demais AP da Regional Sul. Por ser um conglomerado de vilas e favelas, esse comportamento pode ser explicado pelas poucas observações de apartamentos localizados nessa AP.

Barroca apresentou parâmetro não significativo para todas as regressões da especificação MIH1, exceto a regressão 10 (ano de 2004). Na especificação MIH2 apenas nas regressões 1 (1995) e 7 (2001) o parâmetro não foi significativo. Assim como no método APTD, inserir transformações exponenciais em área e idade acrescentou mais informações ao modelo, fazendo com que Barroca deixa-se de ter o parâmetro não significativo. Ou seja, há evidências de haver desconto por localização, em relação à Savassi, dos apartamentos localizados na Barroca.

As demais AP's que aparecem com parâmetros não significativos – Santa Efigênia acrescida de Baleia, Jaraguá e Pampulha – são poucas e com um número pequeno de ocorrências, não revelando nenhuma tendência, estando mais associada a alguma peculiaridade na estimação de cada regressão.

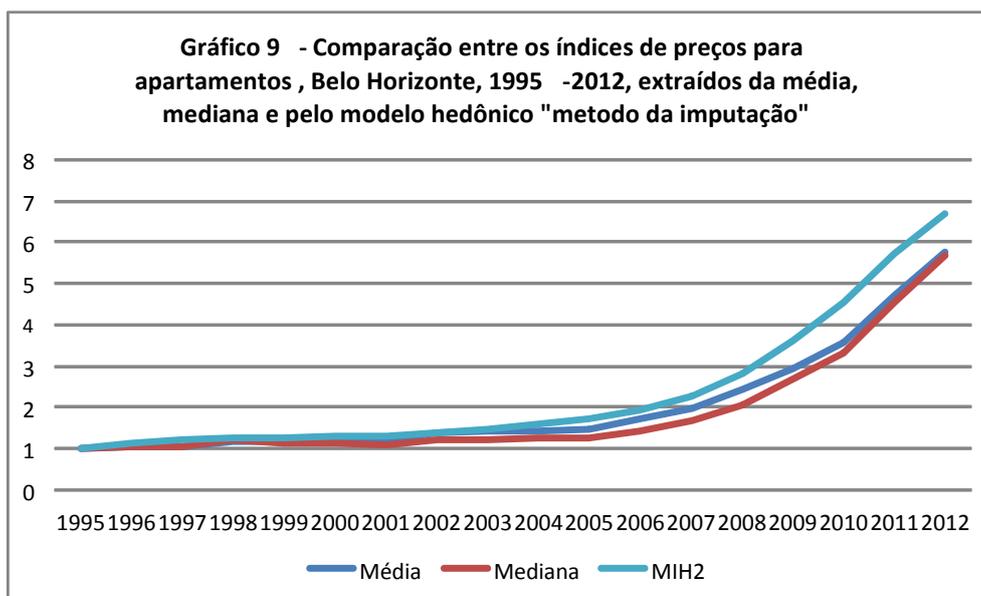
Dentre as características físicas do apartamento, o parâmetro para acabamento Popular não foi significativo, a 5%, em 17% das regressões, sendo mais evidente nas especificações MIH4, MIH5, MIH6 e MIHf. Esse resultado pode estar associado à pouca frequência de imóveis com acabamento Popular nas transações com apartamentos em Belo Horizonte.

Acrescentar transformações exponenciais para área e idade melhorou o ajuste dos modelos, quando se analisa o R^2 – *ajustado*, e o comportamento de algumas variáveis, como a *dummy* de localização Barroca. Porém, após incluir a 5ª e a 6ª transformação exponencial, o acréscimo de informação passou a não ser tão relevante, uma vez que alguns parâmetros para área e idade e suas transformações deixaram de ser significativos a 5%. Na especificação MIH5, idade não foi significativa em cinco das 18 regressões (28%). Proporção que foi de 72%, para idade², 78%, para idade³, 67%, para idade⁴, e 56%, para idade⁵. O comportamento do parâmetro para área e suas

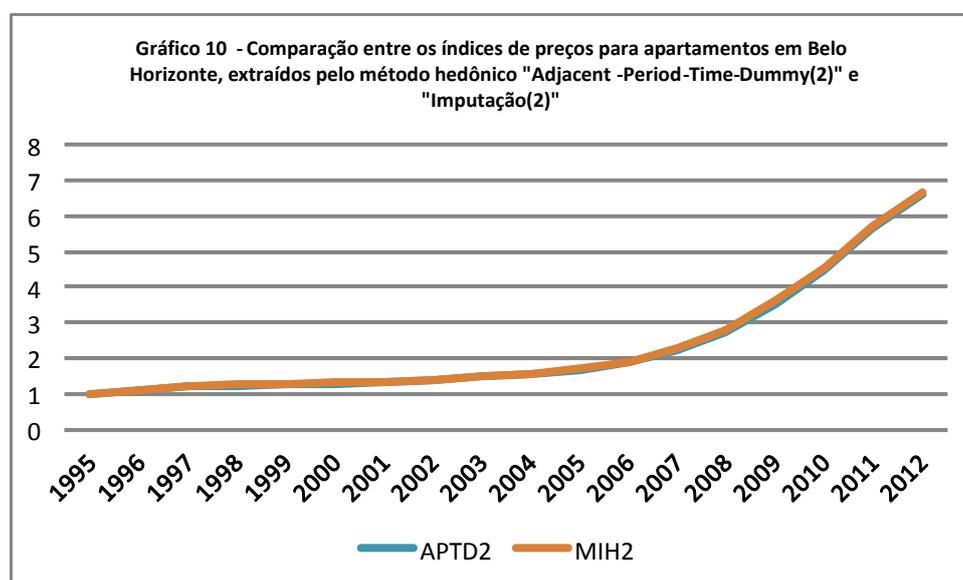
transformações lineares foi melhor, embora tenham ocorrido parâmetros não significativos para área⁴ e área⁵ em algumas regressões.

Na especificação MIH6 o comportamento do parâmetro para idade e suas transformações exponenciais foi ainda mais errático. O parâmetro para idade não foi significativo, a 5%, em 47% das regressões. Proporção que foi maior para idade², 63%, idade³ e idade⁴, 68%, idade⁵, 74% e idade⁶, 79%. O comportamento para os parâmetros de área e suas transformações exponenciais foi melhor. Os parâmetros para área foram significativos nas 18 regressões da especificação MIH6. Porém, para área² já houve três ocorrências de parâmetro não significativo (17%). No caso de área³ esse número foi o dobro, seis ou 33%, e para área⁴, sete ou 39%. Para área⁵ e área⁶ os parâmetros foram não significativo em mais da metade das regressões, 10 casos (56%), para área⁵, e 12 casos (67%), para área⁶.

Será utilizada com *benchmark* a especificação MIH2, dado que essa especificação apresenta o menor número de parâmetros não significativos para as características dos apartamentos estimadas (área, idade, AP's não localizadas na Regional Sul), mostrando que para o caso do MIH a maximização de informações relevantes ao método se dá com a inclusão do quadrado de área e idade ao modelo.



O índice gerado pelo MIH2 esteve acima da média e mediana para todo o período, embora a distância tornou-se mais acentuada a partir de 2004, acelerando-se ainda mais a partir de 2009 (Gráfico 10).



Os índices de preços gerados pelo método MIH2 estiveram muito próximos ao gerado pelo APTD2 (Gráfico 10). Com exceção de 1996, o índice MIH2 ficou um pouco acima do índice APTD2 durante o período. Essa distância ficou maior nos anos

de aceleração dos preços dos apartamentos, 2008-2011, atingido seu ápice no ano de 2009. Em 2012, entretanto, houve uma reaproximação dos dois índices.

3.4.2.4 – O método hedônico das características (MHC)

O MHC tem como objetivo estimar o índice de preços a partir de uma imputação pelo imóvel médio. Neste trabalho optou-se por utilizar o MHC em um conjunto de regressões hedônicas para cada período de tempo e divisão regional do município. Desse modo, estimou-se uma regressão para cada ano t e para cada região j da cidade.

As regiões da cidade foram criadas a partir das Áreas de Ponderação (AP). Tendo em vista que muitas AP's não possuem observações anuais suficientes para estimar um modelo de regressão algumas AP's foram agregadas, como resume o Quadro 5.

Quadro 5 - Agregações de AP's para aplicação do método das características	
Região J	Áreas de Planejamento que agrega
Barreiro A	Lindéia e Barreiro de Baixo
Barreiro B	Barreiro de Cima, Jatobá e Cardoso
Oeste A	Cabana
Oeste B	Jardim América e Morro das Pedras
Oeste C	Barroca
Oeste D	Betânia
Oeste E	Buritis/Estoril
Centro-Sul A	Barro Preto
Centro-Sul B	Savassi
Centro-Sul C	Prudente de Moraes
Centro-Sul D	Santo Antônio
Centro-Sul E	Anchieta
Centro-Sul F	Serra e Cafezal
Centro-Sul G	Santa Lúcia/São Bento e Barragem
Lesta A	Instituto Agrônômico e Boa Vista
Leste B	Floresta
Leste C	Pompéia, Baleia e Santa Efigênia
Nordeste A	Capitão Eduardo, Ribeiro de Abreu, Belmonte, São Paulo e Cristiano Machado
Nordeste B	Cachoerinha e Concórdia
Noroeste A	Glória, Abílio Machado e Jardim Montanhês
Noroeste B	Caiçara
Noroeste C	Antônio Carlos e Prado Lopes
Noroeste D	Padre Eustáquio
Noroeste E	Camargos
Noroeste F	PUC
Norte	Jaqueline, Isidoro Norte, Planalto, São Bernardo, Tupi/Floramar e Primeiro de Maio
Pampulha A	Pampulha e Sarandi
Pampulha B	Santa Amélia
Pampulha C	Jaraguá
Pampulha D	Castelo
Venda Nova A	Mantiqueira/Sesc, Serra Verde, Jardim Europa, Piratininga e Venda Nova
Venda Nova B	Céu Azul e Copacabana

O Quadro 5 apresenta as 32 regiões da cidade nas quais serão aplicadas o MHC. A partir da agregação da quarta transformação exponencial para as variáveis área e idade os parâmetros deixaram de ser significativos, a 5%, para a AP Savassi, a de maior

participação no total de transações com apartamentos do município. Desse modo, o método foi rodado até o acréscimo da terceira transformação exponencial de idade e área e para a regressão por faixas de área e idade. As regressões hedônicas do MHC são resumidas abaixo.

$$\text{MHC1: } \ln(p_i)^{t,j} = (\beta_0 + aca_i\beta_1 + a_i\beta_2 + id_i\beta_3 + \varepsilon_i)^{t,j} \quad (3.29)$$

$$\text{MHC2: } \ln(p_i)^{t,j} = (\beta_0 + aca_i\beta_1 + a_i\beta_2 + a_i^2\beta_3 + id_i\beta_4 + id_i^2\beta_5 + \varepsilon_i)^{t,j} \quad (3.30)$$

$$\begin{aligned} \text{MHC3: } \ln(p_i)^{t,j} \\ = (\beta_0 + aca_i\beta_1 + a_i\beta_2 + a_i^2\beta_3 + a_i^4\beta_4 + id_i\beta_5 + id_i^2\beta_6 + id_i^3\beta_7 \\ + \varepsilon_i)^{t,j} \quad (3.31) \end{aligned}$$

$$\text{MHCf: } \ln(p_i)^{t,j} = (\beta_0 + aca_i\beta_1 + a_i\beta_2 + id_i\beta_3 + fi_i\beta_4 + fa_i\beta_5 + \varepsilon_i)^{t,j} \quad (3.32)$$

O método MHC consiste em estimar uma regressão para cada período de tempo t ($t=1$ a $t=18$) e para cada região da cidade j ($j=1$ a $j=32$) para cada especificação do método (MHC1, MHC2, MHC3 e MHCf), totalizando 2.304 regressões²⁹.

O índice de preços do MHC é uma imputação pela mediana para cada região j da cidade. A imputação é feita para par de períodos adjacentes, como no MIH. A diferença reside no fato de que no método MIH cada observação é imputada; já no MHC a imputação se dá para um imóvel típico, neste estudo, aquele de características medianas. Por fim, o índice de preços para apartamentos para o município em t é calculado por uma média dos índices para cada região j , ponderada pela participação dessa região no valor total das transações com apartamentos em t , como no esquema abaixo:

O preço do imóvel típico para uma dada região é dado por:

$$p_{j,t}^{MHC\alpha} = \exp[\bar{z}_{j,t,\alpha}(\hat{\beta}_{j,t,\alpha})] \quad (3.33)$$

²⁹ As saídas das regressões encontram-se com o autor.

No qual $p_{j,t}^{MHC\alpha}$ representa o preço (p) do imóvel típico da região j no período t obtido a partir da α especificação do método MHC (1,2,3, faixa); $\bar{z}_{j,t,\alpha}$ representa as características medianas do imóvel típico de j em t , dada a especificação α ; $\hat{\beta}_{j,t,\alpha}$ representa os preços sombras das características para os apartamentos de j em t estimados pela α -ésima especificação do MHC, incluindo a constante. Os índices para os períodos imediatamente posterior e anterior, respectivamente, são dados por:

$$p_{j,t+1}^{MHC\alpha} = \exp[\bar{z}_{j,t,\alpha}(\hat{\beta}_{j,t+1,\alpha})] \quad (3.34)$$

$$p_{j,t-1}^{MHC\alpha} = \exp[\bar{z}_{j,t,\alpha}(\hat{\beta}_{j,t-1,\alpha})] \quad (3.35)$$

Desse modo, tem-se o índice de Laspeyres e Paasche, como abaixo:

$$IP_{j,t}^{L,MHC\alpha} = \left[\frac{p_{j,t+1}^{MHC\alpha}}{p_{j,t}^{MHC\alpha}} \right]^t \quad (3.36)$$

$$IP_{j,t}^{P,MHC\alpha} = \left[\frac{p_{j,t}^{MHC\alpha}}{p_{j,t-1}^{MHC\alpha}} \right]^t \quad (3.37)$$

No qual $IP_{j,t}^{L,MHC\alpha}$ representa o índice de preço (IP) de Laspeyres (L) para uma dada região j , estimado pela especificação α do MHC para cada período t . A interpretação de $IP_{j,t}^{P,MHC\alpha}$ é análoga, ou seja, a diferença está que P indica que o índice de preço é calculado por Paasche. O índice de Fisher é obtido a partir da média geométrica entre Laspeyres e Paasche:

$$IP_{j,t}^{F,MHC\alpha} = \sqrt{IP_{j,t}^{L,MHC\alpha} \times IP_{j,t}^{P,MHC\alpha}} \quad (3.38)$$

O fator de ponderação está representado na equação abaixo:

$$w_{jt} = \frac{V_{jt}}{V_{BH,t}} \quad (3.39)$$

No qual $w_{j,t}$ representa o peso (w) o fator de ponderação da região j no tempo t ; $V_{j,t}$ é o valor total das transações com apartamentos ocorridos na região j no período t ; $V_{BH,t}$ o valor total das transações com apartamentos ocorridas em Belo Horizonte em t . O índice de preços para o município de Belo Horizonte, estimado pelo método CM, pode ser representado por:

$$IP_{BH,t}^{MHC\alpha} = \sum_{j=1}^{32} (w_{jt} \times IP_{j,t}^{F,MHC\alpha})^t \quad (3.40)$$

Sendo $IP_{BH,t}^{MHC\alpha}$ é o índice de preço mensurado pela α -ésima especificação do MHC para a cidade de Belo Horizonte no período t .

Os índices de preços mensurados pelo método das características estão na Tabela 19 e as variações anuais de preço, na Tabela 20.

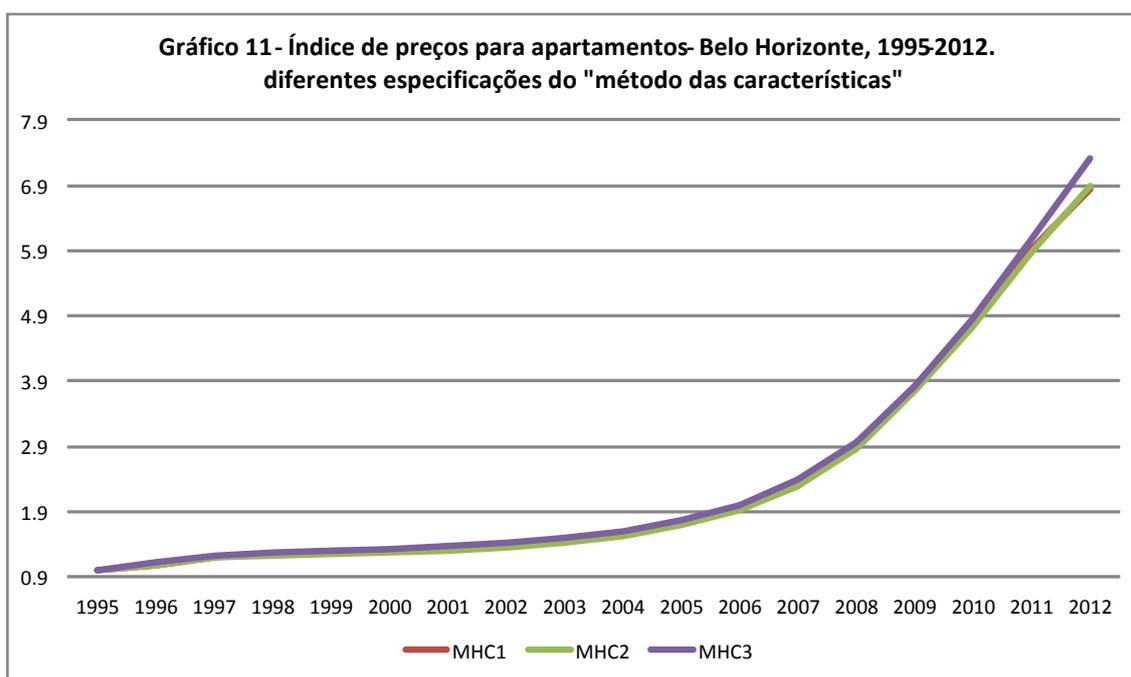
Tabela 20 - Modelo de preços hedônicos "método das características" para diferentes especificações de área e idade. (Modelo corrigido para o viés)				
Ano	MHC1	MHC2	MHC3	MHCfaixa
1995	1	1	1	1
1996	1.0831995	1.0752499	1.1143137	1.0285818
1997	1.1136644	1.109175	1.1057127	1.0472312
1998	1.0397487	1.0297866	1.0325624	0.9696915
1999	1.0313858	1.0254868	1.0291644	0.9770124
2000	1.006177	1.0105858	1.0026343	0.9603918
2001	1.0135934	1.020738	1.049058	0.9823657
2002	1.0421774	1.0398373	1.0363668	1.0113533
2003	1.0709323	1.0570107	1.0556135	1.030238
2004	1.0624472	1.0738645	1.0611036	0.9935566
2005	1.0982251	1.1099514	1.0996455	1.0442747
2006	1.1286112	1.1322122	1.1323324	1.0952971
2007	1.1865426	1.1943618	1.202082	1.1330641
2008	1.261833	1.2476333	1.2363171	1.1613187
2009	1.3214647	1.3068026	1.2925817	1.2795079
2010	1.2468255	1.258851	1.2704328	1.1747942
2011	1.2388351	1.2453453	1.2494882	1.1305783
2012	1.1554017	1.1711195	1.205904	1.1000357

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Prodabel/PBH e IPEAD/UFGM

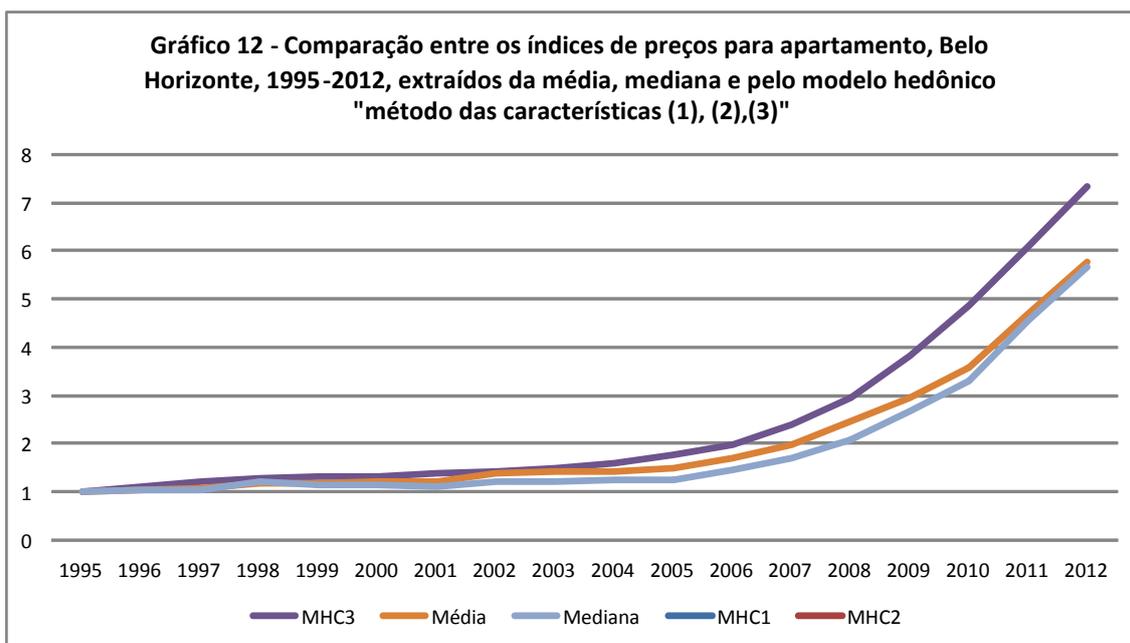
Tabela 21 - Variação anual de preços de apartamentos, Belo Horizonte, 1995-2012. "Método das Características" modelo de preços hedônicos para diferentes especificações de área e idade. (Parâmetros estimados corrigidos para o viés)				
Ano	MHC1	MHC2	MHC3	MHCfaixa
1996	8.32	7.52	11.43	2.86
1997	11.37	10.92	10.57	4.72
1998	3.97	2.98	3.26	-3.03
1999	3.14	2.55	2.92	-2.30
2000	0.62	1.06	0.26	-3.96
2001	1.36	2.07	4.91	-1.76
2002	4.22	3.98	3.64	1.14
2003	7.09	5.70	5.56	3.02
2004	6.24	7.39	6.11	-0.64
2005	9.82	11.00	9.96	4.43
2006	12.86	13.22	13.23	9.53
2007	18.65	19.44	20.21	13.31
2008	26.18	24.76	23.63	16.13
2009	32.15	30.68	29.26	27.95
2010	24.68	25.89	27.04	17.48
2011	23.88	24.53	24.95	13.06
2012	15.54	17.11	20.59	10.00

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Prodabel/PBH e IPEAD/UFGM

Como mostra o Gráfico 11, os índices de preços estimados nas especificações 1 e 2 do MHC estiveram próximos. O índice da especificação 1 manteve-se ligeiramente acima do gerado pela especificação 2, em todo o período, exceto 2008. Para a especificação 3, o índice manteve-se acima das demais, com exceção de 2009, que ficou abaixo do índice MHC2, com essa distância aumentando nos três últimos anos do período.

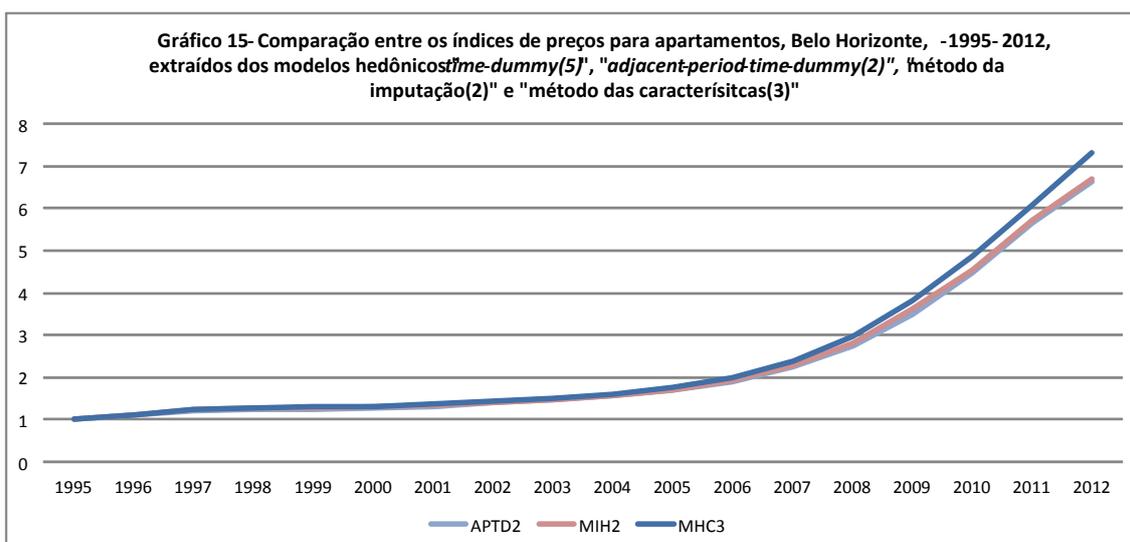
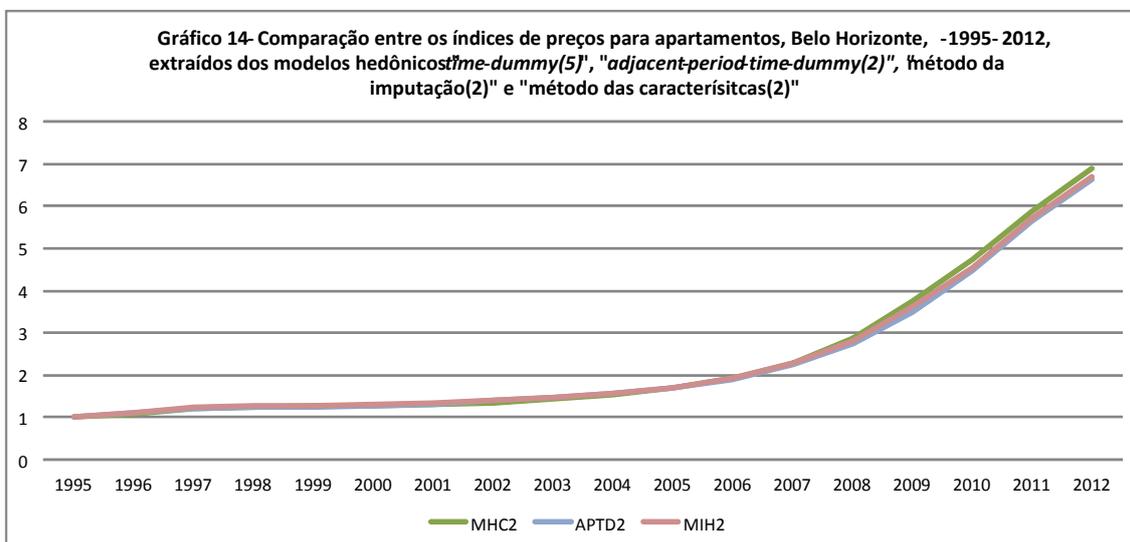
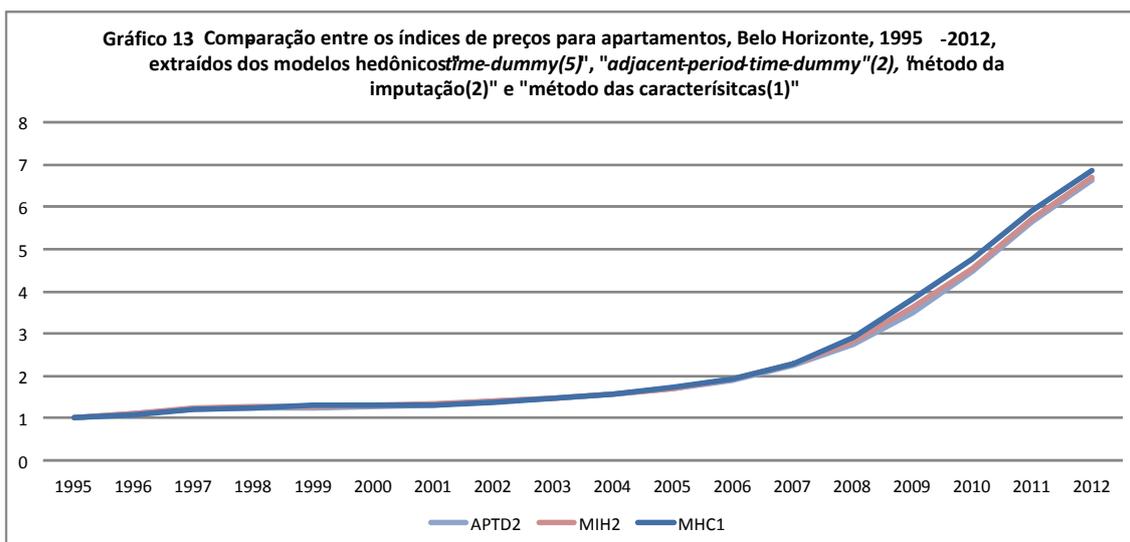


Em comparação com os índices extraídos da média e mediana, os índices de preços extraídos do MHC ficaram acima (Gráfico 12). Nos primeiros anos (1995-2003) a distância entre índices do método das características e os da média e mediana era pequena. A partir de 2004 essa distância foi aumentando, chegando ao seu ponto máximo nos anos de 2010 e 2011, nos casos do MHC1 e MHC2, e no ano de 2012, no caso do MHC3.



Para se definir a especificação *benchmark* do MHC será utilizada a comparação entre os índices gerados por cada especificação e aqueles gerados pelas especificações *benchmark* dos demais métodos (TD, APTD e MIH). O número elevado de regressões no MHC dificulta a análise individualizada de cada regressão. A necessidade da desagregação espacial para aplicação do método torna pior o ajuste das regressões em termos de R^2 -ajustado e significância estatística dos parâmetros. Desse modo, a comparação com os índices extraídos dos demais métodos é o mais adequado para analisar as diversas especificações do MHC.

Na comparação entre o método das características e os demais métodos hedônicos tem-se que o índice da especificação 2 foi o que mais se aproximou dos índices *benchmark* gerados pelas demais especificações, embora o MHC1 também tenha ficado muito próximo (gráficos 13, 14 e 15).



No caso do MHC3, os valores do índice gerado ficaram bem acima dos gerados pelos demais métodos. A partir de 2005 essa distância foi se tornando crescente e, ao contrário do que ocorreu com os valores dos índices do MHC1 e MHC2, em 2012, essa distância aumentou ainda mais.

A diferença de comportamento dos índices gerados pelas diversas especificações do método das características pode estar relacionada ao grau de desagregação da amostra. Ao se utilizar 32 divisões territoriais do município, a introdução de transformações exponenciais de área e idade podem não ter melhorado o desempenho dos modelos estimados. Desse modo, para muitas regiões da cidade os parâmetros estimados para as transformações exponenciais não foram significativos a 5%, o que significa que introduzi-las não acrescentou informação relevante ao modelo. O ajuste em termos de R^2 -ajustado das regressões desagregadas espacialmente foi pior, sendo que para algumas AP's em determinados anos esse ajuste ficou muito baixo. Para o mercado de apartamentos de Belo Horizonte, entre 1995 e 2012, a especificação 2 do método das características mostrou-se superior às demais, sendo, portanto, o *benchmark*.

3.5 – Comparação entre os indicadores de variação anual de preços

Um importante indicador derivado dos índices de preços é a taxa de variação anual do preço dos apartamentos. Nesta seção faremos uma análise comparativa da variação nominal anual do preço de apartamentos estimada pelos métodos hedônicos (TD, APTD, MIH e MHC), na especificação *benchmark*, assim como as derivadas da média e mediana. A Tabela 22 apresenta as taxas de variação anual.

Tabela 22 - Taxa de variação anual do preço dos apartamentos em Belo Horizonte - 1996-2012 - Estimadas pela média, mediana e métodos hedônicos (" <i>time-dummy</i> ", " <i>adjacent-period-time-dummy</i> ", "imputação" e "características") em (%)							
Ano	Média	Mediana	TD5	APTD2	MIH2	MHC2	
1996	5.25	3.46	12.35	12.32	11.74	7.52	
1997	1.82	1.70	8.85	8.78	10.82	10.92	
1998	10.23	14.06	1.17	1.33	1.85	2.98	
1999	-0.75	-4.31	1.49	1.12	1.00	2.55	
2000	2.79	-0.90	2.84	2.73	2.21	1.06	
2001	1.80	-3.64	1.81	1.78	1.58	2.07	
2002	12.51	10.96	7.04	7.21	6.42	3.98	
2003	4.39	1.33	4.93	5.29	5.44	5.70	
2004	-0.17	0.69	5.68	6.29	6.50	7.39	
2005	2.91	1.68	7.29	7.95	7.93	11.00	
2006	15.19	14.73	12.01	12.02	12.53	13.22	
2007	16.28	17.58	18.33	18.20	18.60	19.44	
2008	23.80	21.50	22.88	22.60	23.81	24.76	
2009	20.31	30.00	27.77	27.28	28.42	30.68	
2010	21.27	23.08	26.64	27.82	25.76	25.89	
2011	31.37	37.50	25.43	26.18	25.80	24.53	
2012	22.59	24.55	17.20	17.28	16.64	17.11	

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Prodabel/PBH e IPEAD/UFMG

Em 1996 e 1997, anos de valorização imobiliária expressiva relacionada à recente estabilidade de preços, conquistada em 1994 com o Plano Real, os índices TD5, APTD2 e MIH2 registraram um crescimento nominal do preço dos apartamentos na casa dos 12%, em 1996, e uma queda nesse crescimento no ano seguinte, que foi mais acentuada no caso do TD5 e APTD2 (9% de taxa de valorização anual) do que no MIH2(11%). O MHC2 estimou um comportamento invertido, crescimento de cerca de 8%, em 1996, e uma taxa de crescimento ainda maior, em 1997, atingindo 11%. Por sua vez, média e mediana mensuraram valorizações nominais mais modestas para o período. Em 1996, a valorização média ficou em 5% e a mediana em 3,5%. Já para 1997, as valorizações média e mediana não chegaram a 2%.

Os anos de 1998 e 1999 foram marcados por crises internacionais iniciada com a crise de balanço de pagamentos dos países do sudeste da Ásia. A crise se espalhou por diversas economias emergentes, como México, Argentina, Rússia e Brasil. Em 1999, após um ataque especulativo, a equipe econômica do governo recém-eleito (Fernando

Henrique, PSDB, para o segundo mandato) foi obrigada a alterar o regime cambial brasileiro de semifixo (oscilação dentro de bandas) para o flexível, resultando em uma maxidesvalorização do Real. Nesse contexto recessivo, marcado por grandes incertezas quanto ao cenário econômico, os preços dos imóveis passaram a valorizar menos, em termos nominais.

Em 1998 e 1999, a valorização nominal estimada pelo MHC2, em torno dos 3%, ficou acima das valorizações mensuradas pelo TD5, APTD2 (abaixo dos 1,5% nos dois anos para os dois métodos) e pelo MHI2 (abaixo dos 2% no período). Esse fato indica que os índices gerados pelos métodos TD5, APTD2 e MHI2 foram mais sensíveis à piora do ambiente econômico, em relação ao índice gerado pelo MHC1. O ano da maxidesvalorização do Real, 1999, foi o de menor valorização do preço dos apartamentos da série para os índices APTD2 (1,12%) e MHI2 (1,00%).

Média e mediana estimaram uma valorização imobiliária expressiva em 1998, 10%, média, e 14%, mediana. Valores que contrastam com a conjuntura macroeconômica brasileira do período, já marcada pelo contágio da crise cambial asiática. Em contraste, no ano de 1999, ano da crise cambial brasileira, o índice da média e mediana apontaram desvalorização nominal do preço dos apartamentos, na casa do 1%, para a média, e 4%, para a mediana.

Entre 2000 e 2001, a valorização imobiliária continuou em ritmo lento. Os índices TD5, MHI2 e APTD2 apontaram uma pequena recuperação das taxas de crescimento, em relação a 1999. Pelo MHC2, houve, ao contrário, uma diminuição no ritmo de aumento da taxa de crescimento do preço dos apartamentos. O ano de 2000 foi, pelo índice MHC2, o de menor valorização imobiliária da série, com uma taxa de valorização dos apartamentos de 1,06%, em termos nominais. A valorização média esteve bastante próxima ao dos métodos hedônico TD5 e APTD2. Já a mediana de

preços apontou um contínuo processo de desvalorização: 0,9%, em 2000, e 3,64%, em 2001.

A partir de 2002 os preços dos imóveis passam a aumentar de forma mais acentuada. Em 2002, as valorizações nominais mensuradas pelos métodos TD5 e APTD2 ficaram na casa dos 7% e a do MIH2 na casa dos 6%. Pelo MHC2, a valorização, em 2002, foi menor (4%). Média e mediana, que haviam subestimado as taxas de crescimento no período anterior, mensuraram, em 2002, taxas acima dos 10%, superiores aquelas mensuradas pelos demais métodos.

Entre 2003 e 2009, período de contínuos aumentos na taxa de valorização imobiliária, as taxas do MHC2 ficaram acima das verificadas pelo TD5, APTD2 e MIH2. As taxas do MIH2 foram superiores às do TD5 e APTD2 (exceto em 2005). Já o APTD2 exibiu taxas de variações maiores que o TD5 entre 2003 e 2006. Para 2007-2009, o TD5 mensurou valorização acima do APTD2.

Nos anos de 2003, 2004 e 2005, os métodos TD5, APTD2 e IM2 registraram aumentos de cerca de 1% ao ano na valorização imobiliária que iniciou o período na casa dos 5% e fechou na casa dos 7,5%. O MC2 mensurou uma escala maior de 6%, em 2003, para 11%, em 2005. As valorizações média e mediana não registraram crescimentos das taxas de valorização, ao contrário, apontaram uma queda na valorização, em 2004, e uma pequena recuperação, em 2005. Pela média houve valorização de 4%, em 2003, desvalorização de 0,2%, em 2004, e uma valorização de 3%, em 2005. Quando se analisa a mediana, a valorização foi modesta, em 2003, 1%, ainda menor em 2004, 0,7%, e uma pequena recuperação em 2005, 1,7%.

Em compensação, no ano de 2006, média e mediana exibiram valorização em torno de 15%, acima das valorizações mensuradas pelos métodos TD5, APTD2, ambas na casa dos 12%, e pelos MIH2 e MHC2, ambas na casa dos 13%. Em 2007, a taxa

mediana aproximou-se das taxas mensuradas pelos demais métodos. A valorização média foi a menor, 16%, enquanto para a mediana, TD5 e APTD2 estiveram no patamar de 18%, MIH2 e MHC2, 19%. Em 2008, as taxas mantiveram-se próximas. Mais baixa foi a taxa mediana, 22%, seguida pela TD e APTD2, 23%, média e MIH2 registraram 24%, e MHC2 foi a maior, 25%.

Em 2009, ano de eclosão da crise mundial, a taxa de valorização imobiliária continuou em patamares elevados, registrando altas em todos os índices, exceto no da média. Essa alta em ano de crise está relacionada às políticas anticíclicas adotadas pelo governo (segundo mandado do presidente Luiz Inácio Lula da Silva, do Partido dos Trabalhadores), que expandiu o crédito imobiliário dos bancos públicos e criou um programa de habitação para famílias de baixa renda, o Minha Casa, Minha Vida. A valorização média foi de 20%, a valorização do APTD2 ficou no patamar dos 27%, enquanto TD5 e MIH2 registraram 28%. Pela mediana a valorização foi de 30% e para o MHC2, ainda maior, 31%. O ano de 2009 foi do maior valorização nominal dos apartamentos pelos métodos TD5, MIH2 e MHC2.

Em 2010, média e mediana voltaram a exibir taxa de valorização abaixo da dos demais métodos, 21% e 23%, respectivamente. Para o MIH2 e MHC2, houve queda no patamar da valorização, que passou a estar na casa dos 26%. Mesma tendência verificada para o método TD5, cuja taxa esteve na casa dos 27%. Para o APTD2, a taxa foi em torno de 28%, sendo esse o ano de maior valorização da série por esse método.

O ano de 2011 foi marcado pela diminuição no ritmo da valorização imobiliária pelos métodos hedônicos. Em contraste, média e mediana apontaram grandes crescimentos, cerca de 30% e 38%, respectivamente, sendo o ano de maior valorização imobiliária do período para esses indicadores. Os métodos TD5 e MHC2 registraram o mesmo patamar de valorização, 24,53%. Já APTD2 e MIH2 mensuraram a valorização

na casa dos 26%. No último ano da série, 2012, todos os índices apontam uma tendência de menor crescimento nas taxas de valorização imobiliária em Belo Horizonte. Novamente, a taxa de crescimento da média e mediana, 23% e 25%, respectivamente, esteve acima da mensurada pelos diferentes métodos hedônicos, cujo crescimento esteve em torno dos 17%.

No período em questão, que cobre 17 anos, a valorização medida pela média esteve no mesmo patamar da mensurada pelos diversos métodos hedônicos em apenas cinco anos (2000, 2001, 2003, 2007 e 2008). No caso da mediana, o desempenho foi ainda pior, apenas em quatro anos (2007-2009). A diferença de patamar da valorização média e mediana em relação às mensuradas pelos métodos hedônicos evidenciam a importância de se construir uma metodologia que leve em conta o efeito composição no mercado de apartamentos.

Por exemplo, no ano da mádesvalorização os indicadores médio e mediano apontaram desvalorização nominal de 1% e 4%, respectivamente. Os métodos hedônicos, com exceção do MHC2, apontaram pequena valorização nominal, em torno de 1%. Essa diferença pode revelar a diferença na composição das características dos imóveis transacionados. A conjuntura econômica ruim pode ter feito que mais imóveis de pior qualidade tenham sido mais transacionados *vis-à-vis* ao de melhor qualidade. Realidade essa captada pelos métodos hedônicos.

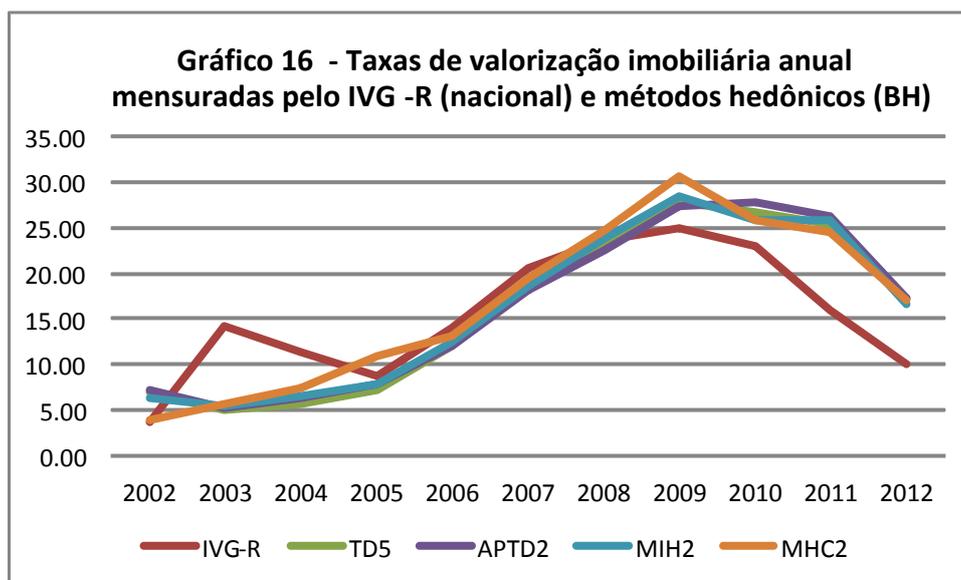
Por outro lado, nos dois últimos anos da série, 2011 e 2012, a taxa de valorização média e mediana esteve acima das taxas medidas pelos métodos hedônicos. Esse período foi marcado pela forte valorização imobiliária iniciada em 2008, embora 2012 já revele uma exaustão dessa tendência, e o efeito composição atuou no sentido inverso ao de 1999. Nesse caso, notou-se uma melhora nos atributos dos imóveis transacionados, o que fez os índices da média e da mediana superestimar a valorização

imobiliária. Os anos de 2011 e 2012 foram, exatamente, os que exibiram as maiores participação de lançamentos imobiliários no total das transações, 20,42% e 18,83%, respectivamente, e as maiores participações dos imóveis de luxo, 4,80% e 5,46%, respectivamente, para todo o período.

3.6 – Comparação entre os índices de preços hedônicos e os demais índices de preços para imóveis divulgados no Brasil

No Capítulo 1, foram apresentados alguns índices de preços para imóveis utilizados no Brasil. Nesta seção iremos comparar os índices de preços para apartamentos de Belo Horizonte estimados pelos métodos hedônicos com os dois principais índices imobiliários nacionais: o índice de valores de garantias de imóveis residenciais financiados (IVG-R) do Banco Central do Brasil (BCB) e o índice FIPEZAP de imóveis anunciados calculado pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE). As comparações se restringiram ao período que os dados das séries dos dois índices coincidem com o período utilizado para o cálculo dos índices hedônicos. Em ambos os casos, compararemos as taxas de valorização anual.

O IVG-R possui uma série histórica que se iniciou em março de 2001. Para comparar o resultado do IVG-R com os dos índices hedônicos calculados neste capítulo, os resultados do IVG-R foram anualizados, a partir de 2002. O Gráfico 16, abaixo, compara a taxa de valorização anual dos imóveis obtidas a partir do IVG-R com as taxas obtidas pelos métodos hedônicos para Belo Horizonte.



Entre 2005 e 2008, as taxas de valorização imobiliária, para o Brasil, mensurada pelo IVG-R, manteve-se muito próxima das mensuradas pelos índices hedônicos, para Belo Horizonte. Esse período foi marcado pelo crescimento do volume de crédito imobiliário, o que faz supor que esse foi o principal fator para a grande valorização imobiliária do período. A política de financiamento imobiliário é definida nacionalmente, portanto, pode-se supor que a valorização imobiliária belo-horizontina siga a mesma trajetória da valorização brasileira. Cabe indagar por que nos períodos 2002-2004 e 2009-2012 o IVG-R e os índices hedônicos se descolaram.

Entre 2003-2004, o IVG-R esteve bem acima dos índices hedônicos. Em 2003, a valorização imobiliária do IVG-R foi 14,22%, contra uma média de 5,34% dos métodos hedônicos. No ano seguinte, 2004, a valorização do IVG-R estava em 11,35%, enquanto a dos índices hedônicos esteve, na média, em 6,46%. Esse distanciamento pode ser explicado pelo viés da amostra do IVG-R. Os anos de 2002, 2003 e 2004 foram marcados pelos menores volumes de crédito imobiliário do período (1995-2012). Desse modo, pode-se supor que nos de 2003 e 2004 o submercado de imóveis financiados era muito limitado e, portanto, sua trajetória de preços comportou-se de forma distinta.

Nesse contexto, com grande parte dos negócios sendo fechados sem financiamento imobiliário, a demanda por imóveis era restrita e, por consequência, não havia muito espaço para uma grande valorização imobiliário. Desse modo, os índices hedônicos parecem estar captando com maior robustez a conjuntura do mercado imobiliário.

No período 2009-2012, a trajetória do IVG-R e dos índices hedônicos é a mesma, porém o IVG-R passa a exibir taxas significativamente menores que os índices hedônicos, principalmente nos dois últimos anos (2011 e 2012). Esse contexto foi marcado pela crise internacional (2009) e o aumento do crédito imobiliário dos bancos públicos no bojo das políticas anticíclicas do Governo Federal. Os anos de 2009, 2010 e 2011 e 2012 foram os de maior crescimento do crédito imobiliário no período, apesar de uma diminuição do ritmo nos dois últimos anos. Dentre as políticas anticíclicas contavam um conjunto de medidas voltadas ao mercado de menor poder aquisitivo, como o Programa Minha Casa, Minha Vida (PMCMV).

O descolamento entre os índices, no período 2009-20102, pode estar refletindo diferenças qualitativas nos imóveis transacionados, captadas pelos métodos hedônicos. A partir de 2009, houve reduções na área mediana dos imóveis transacionados em Belo Horizonte, assim como uma maior participação de imóveis de padrão Baixo. Somado a isso, entre 2009 e 2012, a regiões Norte, Venda Nova, Pampulha e Nordeste, essa última a partir de 2010, aumentaram suas participações no total de transações imobiliárias. Todas essas regiões são distantes do centro da cidade, exceto Nordeste, que possui alguns bairros próximos ao centro da capital. Somado a isso, são regiões habitadas por população de menor poder aquisitivo, exceto alguns bairros da Pampulha e da região Nordeste. Por outro lado, a região Centro-Sul, a mais rica da cidade, perdeu participação no total das transações imobiliárias no período. Desse modo, pode-se concluir que, além da valorização imobiliária, houve uma piora qualitativa dos imóveis transacionados em

Belo Horizonte, como captado pelos métodos hedônicos. O IVG-R, ao utilizar o método da estratificação, é menos robusto no controle da qualidade dos imóveis. Porém, pesquisas adicionais são necessárias para saber se a piora qualitativa, como apontada pelos métodos hedônicos em Belo Horizonte, também ocorreu nas demais regiões cobertas pelo IVG-R.

A Tabela 23, abaixo, compara os resultados do FIPEZAP para os índices hedônicos mensurados neste capítulo.

Ano	FIPEZAP-Brasil	FIPEZAP-BH	TD5	APTD2	MIH2	MHC2
2010		14.37	26.64	27.82	25.76	25.89
2011	26.32	22.73	25.43	26.18	25.80	24.53
2012	13.66	9.45	17.20	17.28	16.64	17.11

Fonte: elaboração própria, a partir de dados do IPEADATA para os índices FIPEZAP.

Curiosamente, as taxas de valorização imobiliária para FIPEZAP-Brasil ficaram mais próximas das medidas pelos índices hedônicos do que a do FIPEZAP-BH. Em todo caso, as razões para as diferenças entre os índices FIPEZAP e os índices hedônicos são de razões amostrais (viés de seleção dos índices baseados em anúncios de oferta, como é o FIPEZAP) e metodológicas, isto é, o índice FIPEZAP adota o método da estratificação. Todavia, a distância entre as taxas de valorização do FIPEZAP e as da média dos índices hedônicos foi menor do que as observadas para o IVG-R. O FIPEZAP adota critérios de localização e número de quartos para formar seus estratos. Já o IVG-R adota como parâmetro para a estratificação da amostra apenas localização. Nesse caso, como o FIPEZAP adota mais critérios para estratificar a amostra, tem maior controle sobre as diferenças qualitativas na amostra *vis-à-vis* o IVG-R.

3.7 – A escolha entre os diversos métodos hedônicos

Na seção anterior foi demonstrado que a utilização do modelo de preços hedônicos, independente do método hedônico utilizado, é capaz de gerar índices de

preços mais robustos que índices baseados em métodos estratificados, como é o caso do IVG-R. Nesse seção analisaremos primeiramente até que ponto essa semelhança dos índices estimados pelos diversos métodos resulta em valores iguais do ponto de vista estatístico. No segundo momento, estabeleceremos alguns critérios que podem servir para nortear a escolha do método hedônico a ser utilizado.

3.7.1 – Análise dos métodos hedônicos a partir da significância estatística

O Gráfico 14 da seção 3.6 mostra que os diversos métodos hedônicos produziram resultados muito próximos³⁰. Para ilustrar a proximidade dos valores para dos índices para os diversos métodos tem-se que a maior diferença registrada foi no ano de 2009 em que o índice do MHC2 (3,75) esteve 8 pontos percentuais acima do índice do TD5 (3,48). A Tabela 24 apresenta a diferença média entre os índices dos diversos métodos para todo o período.

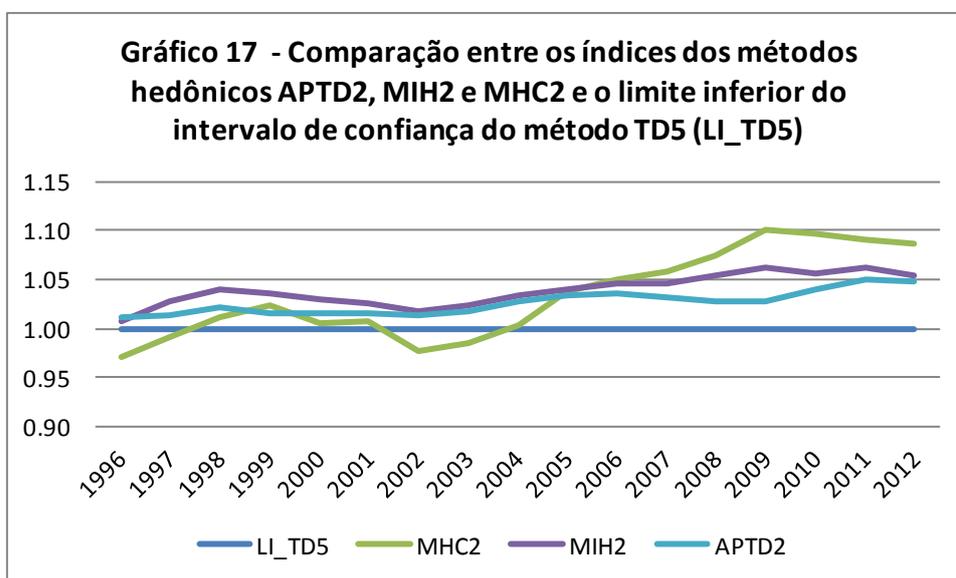
Pela Tabela 24, percebe-se que até a terceira casa decimal não há diferença entre os valores médios dos índices estimados pelos diferentes métodos hedônicos. Ou seja, na prática a informação de variação de preço que esses índices fornecem é muito parecida. Resultado que, de certa forma, não surpreende na medida em que o modelo teórico do qual derivam os diversos métodos é o mesmo.

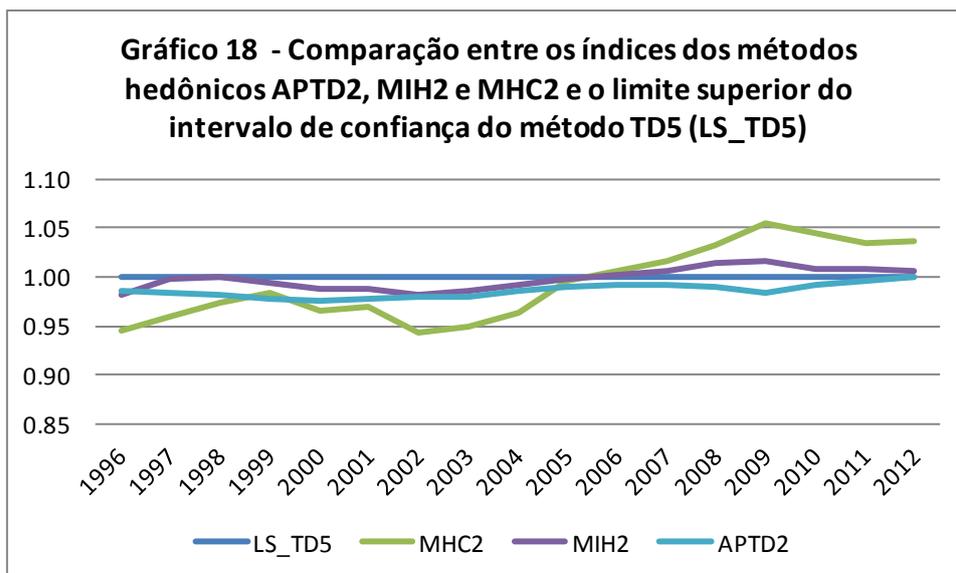
Tabela 24 - Diferença média absoluta entre os índices de preços de apartamentos para os diversos métodos hedônicos: Belo Horizonte, 1995-2012	
Métodos	Diferença Absoluta Média no Período
TD5 X APTD2	0.000059
TD5 X MIH2	0.000182
TD5 X MHC2	0.000021
APTD2 X MIH2	0.000122
APTD2 X MHC2	0.000017
MIH2 X MHC2	0.000252
Fonte: elaboração própria a partir de dados do ITBI da SEFAZ-PBH e IPEAD	

³⁰ Na seção 3.7 chega-se a conclusão semelhante utilizando as taxas de variação anual dos preços para os diversos métodos hedônicos.

Como apontado na Seção 1.22, os métodos TD e APTD têm como vantagem a variância do índice ser estimada diretamente nas regressões (Hill, 2013). Por outro lado, o cálculo da variância dos índices nos métodos MIH e MHC não é trivial (Hill, 2013). A partir da variância dos parâmetros estimados pelas regressões dos métodos TD e APTD, será analisado até que ponto os índices de preços calculados para os diversos métodos hedônicos são estatisticamente diferentes em um intervalo de 95% de confiança.

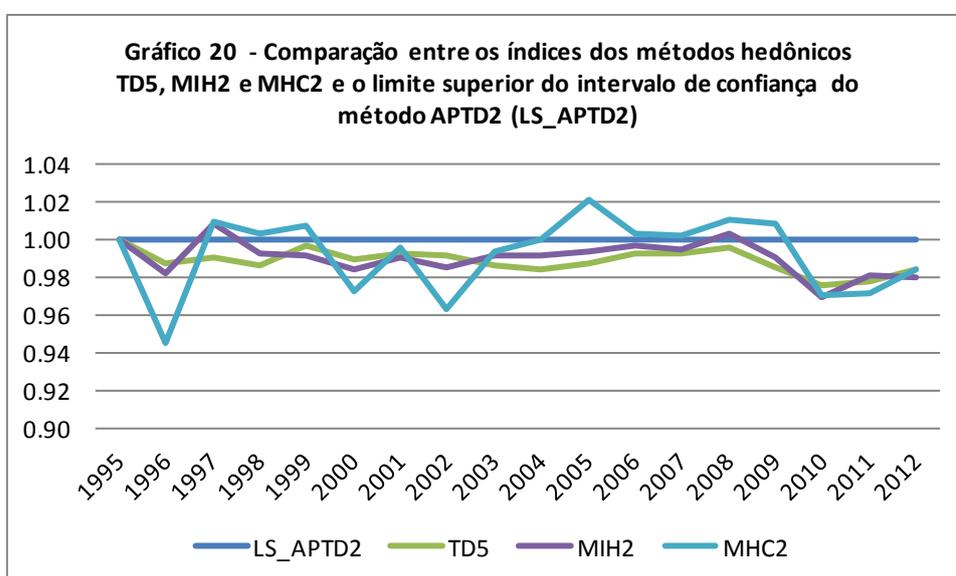
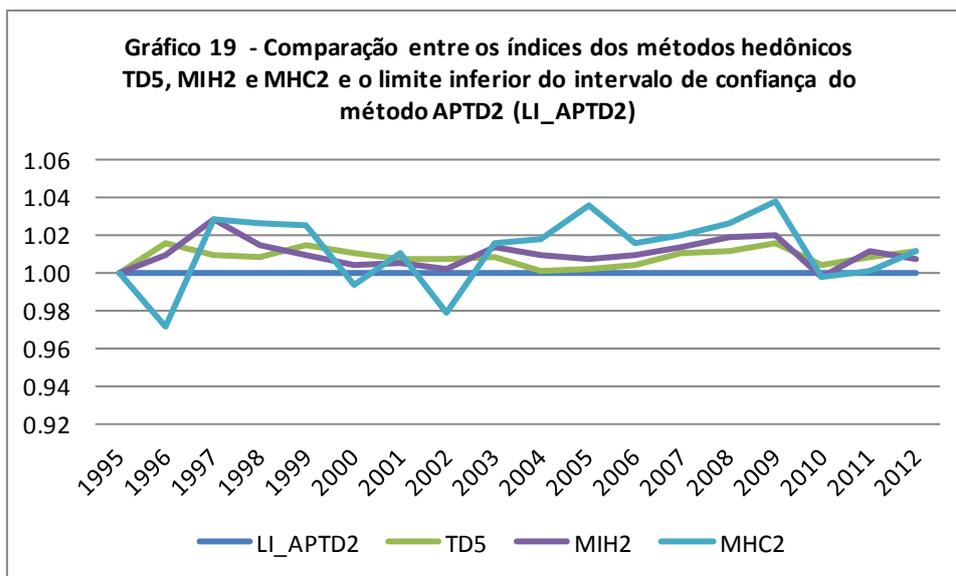
Os Gráficos 17 e 18 mostram o comportamento dos índices estimados pelos métodos APTD2, MIH2 e MHC2 em relação aos limites inferior e superior do intervalo de confiança dos índices estimados para o método TD5. No Gráfico 17 o limite inferior do método TD5 foi normalizado em 1,00 e dividiram-se os valores dos índices dos demais métodos pelo valor do índice TD5 para cada ano. Procedimento análogo foi feito para o limite superior, no Gráfico 18.





Nota-se que os índices estimados pelo método APTD2 encontraram-se dentro do intervalo de confiança dos índices estimados pelo TD5 durante todo o período. Portanto, estatisticamente não há diferença alguma nos índices estimados pelos dois métodos. Os índices estimados pelo MIH2 passam a ser estatisticamente diferentes dos índices estimados pelo TD5 a partir de 2008. Nesses anos, os índices estimados pelo MIH2 estiveram acima dos estimados pelo TD5 (Gráfico 18). Por fim, os índices estimados pelo MHC2 se diferiram estatisticamente dos índices estimados pelo TD5 nos anos de 1996, 2002, estando abaixo do limite inferior, e no período 2006-2012, estado acima do limite superior (Gráficos 17 e 18).

Os Gráficos 19 e 20 apresentam a comparação entre os índices estimados pelos métodos TD5, MIH2 e MHC2 e os limites inferior e superior dos índices estimados pelo método APTD2.



Os índices estimados pelo método TD5 estiveram dentro do intervalo de confiança dos índices estimados pelo APTD2 para todos os anos. Evidenciando não haver diferença, do ponto de vista estatístico, entre os índices gerados por esses dois métodos. Apenas o índice estimado para 1997 pelo método MIH2 não se situou dentro do intervalo de confiança da estimaco APTD2, estando acima do limite superior (Gráfico 20). Os índices estimados pelo MHC2 foram estatisticamente diferentes dos estimados pelo APTD2 em sete ocasies. Nos anos de 1996, 2000 e 2002 os índices do MHC2 estiveram abaixo do limite inferior dos índices do APTD2 (Gráfico 19).

Comportamento inverso ocorreu nos anos de 1997, 2005, 2006 e 2008 quando os índices do MHC2 estiveram acima dos índices do APTD2 (Gráfico 20).

A análise da significância estatísticas, a partir da variância dos parâmetros estimados nas regressões dos métodos TD5 e APTD2, mostrou que estatisticamente os índices estimados pelos métodos TD5 e APTD2 são iguais. Para um analista, levando-se em conta apenas o intervalo de confiança dos parâmetros que servem de base para o cálculo dos índices, seria indiferente a escolha dentre esses dois métodos. Vale notar que com o passar dos anos, os índices estimados pelo APTD2 foram se aproximando do limite superior do intervalo de confiança dos índices estimados pelo TD5. Nos dois últimos anos da série (2011 e 2012) os índices estimados pelo APTD2 foram iguais a esse limite superior (Gráfico 20). Esse comportamento é decorrente da hipótese, adotada no método TD, dos parâmetros (preços sombras) serem constantes no tempo. O método APTD relaxa essa hipótese e, para períodos suficientemente longos, é de se esperar que os índices estimados pelo método APTD se distanciem dos estimados pelo TD.

Os índices estimados pelo método MIH2 foram diferentes estatisticamente dos índices do TD5 em quatro ocasiões, desse modo, a partir do ano de 2008, pode-se concluir que a escolha entre o TD5 e o MIH2 leva a resultados diversos, do ponto de vista estatístico. A explicação para esse comportamento pode ser atribuída, como no caso anterior, ao relaxamento da hipótese de constância dos preços sombras. Para o mercado de apartamentos de Belo Horizonte, entre 1995 e 2012, pode-se dizer que o efeito do relaxamento dessa hipótese atuou mais rápido na aplicação do método MIH do que do APTD.

Em apenas uma ocasião, 1997, os índices estimados pelo MIH2 ficaram fora do intervalo de confiança dos índices estimados pelo APTD2. Ou seja, apenas para 1997 não seria, do ponto de vista da significância estatísticas, indiferente à escolha entre esses

métodos. Tanto o MIH2, quanto o APTD2 possibilitam que os preços sombra das características variem com o tempo. Esse fato explica, portanto, porque os índices estimados pelos métodos MIH2 e o APTD2 são mais próximos estatisticamente do que os estimados pelo TD5 em relação ao MIH2. Ao contrário do que ocorreu na relação entre os índices estimados pelo TD5 e APTD2, não houve nenhuma tendência temporal clara no comportamento entre os índices MIH2 e APTD2. Ou seja, pela análise do Gráfico (20), não é possível observar nenhuma tendência de convergência (ou afastamentos) dos índices estimados pelo MIH2 para os limites superior ou inferior do intervalo de confiança dos índices estimados pelo APTD2. Esse resultado pode estar indicando que, para períodos suficientemente longos, os índices gerados pelos dois métodos tendem a serem iguais do ponto de vista da significância estatística.

Os índices gerados pelo MHC2 foram diferentes estatisticamente dos índices gerados pelo TD5 em onze ocasiões (65% das observações) e dos gerados pelo APTD2 em sete ocasiões (41% das observações). Esse fato está sendo influenciado pela forma em que o MHC2 foi estruturado nesse trabalho. Ao contrário dos demais métodos cujas regressões foram rodadas para todo o município de Belo Horizonte, os índices do MHC2 foram estimados a partir de um conjunto de regressões regionais. Desse modo, a diferença estatística desse método em relação ao TD5 e APTD2 pode ser em grande parte atribuída à forma como os índices foram gerados. No caso do MHC2 foram estimadas regressões para cada região da cidade, enquanto no TD5 e o APTD2 foram estimadas regressões para o município como um todo.

3.7.2 – Critérios para escolha do método hedônico

Na seção anterior foi visto que os índices TD5 e APTD2 geram resultados iguais do ponto de vista estatístico. Relação parecida entre os resultados obtidos pelos métodos

APTD2 e MIH2, cujos índices só foram diferentes estatisticamente em uma ocasião. Vimos também que no longo prazo há uma tendência de convergência estatística entre o APTD2 e o MIH2 e uma tendência a uma divergência estatística entre o TD5 e o APTD2. A comparação entre os índices do MIH2 e do TD5 mostrou que no período analisado já estava clara a tendência de divergência, que se iniciou em 2008. A comparação estatística entre os índices gerados pelos métodos TD5 e APTD2 e os gerados pelo MHC2 foi influenciada pela diferença na estratégia de construção dos modelos, o que fez com que em grande parte dos casos os índices gerados pelo MHC2 estivessem fora dos intervalos de confiança dos índices estimados para o TD5 e o APTD2.

Nessa seção serão apresentados alguns critérios que podem nortear a escolha do analista pelo método a ser utilizado. Além da robustez metodológica e da consistência dos resultados, o objetivo do analista é um importante parâmetro norteador da escolha do método hedônico a ser utilizado para gerar índice de preços para imóveis.

Um primeiro critério é princípio da parcimônia. Uma vez que os diversos métodos chegaram a resultados semelhantes, a escolha do pesquisador seria pelo método mais simples. Nesse quesito, o método TD é o mais apropriado. Por esse método, os índices para os 18 anos analisados foram mensurados com apenas uma regressão. No método APTD foram 17 regressões, no MIH 18 e no MHC, da forma em que ele foi especificado, 376. Por isso, o método TD é o mais utilizado em trabalhos acadêmicos (HILL, 2013). Por exemplo, na revisão de literatura dessa Tese (Capítulo 1, Seção 1.2.4) 13 dos 17 trabalhos citados utilizaram o método TD. A principal razão para essa escolha é justamente a simplicidade de sua aplicação e, como visto nesse trabalho, a geração de resultados satisfatórios.

Um segundo critério é o de estabilidade temporal (*temporal fixity*). Esse critério, descrito por Hill (2004), postula que a adição de dados para um novo período de tempo não deve alterar os valores dos índices divulgados para os períodos anteriores. Para ilustrar esse princípio apresentamos o exemplo utilizado por Hill (2004). Considere um painel de dados cobrindo o período 2000-2005, cujos índices para esses anos já se encontram calculados e divulgados. Suponha que os dados para o ano de 2006 foram disponibilizados. Pelo princípio da estabilidade temporal, a inclusão do ano de 2006 não deve alterar os índices já divulgados para o período 2000-2005.

O princípio da estabilidade temporal é importante para agências e instituições que divulgam índices de preços periodicamente³¹. Em geral, usuários de estatísticas não gostam de utilizar índices que são revisados retrospectivamente (Hill, 2004). Nesse quesito método TD é o pior, pois cada adição de dados para um novo período acaba por alterar retrospectivamente todos os índices calculados anteriormente. Os índices dos demais métodos APTD, MIH e MHC respeitam o princípio da estabilidade temporal e, por esse critério, são preferíveis ao método TD. Na junção dos primeiro e segundo critérios o método APTD é o mais apropriado, pois, dentre os métodos que respeitam a estabilidade temporal, é o mais parcimonioso.

O terceiro critério baseia-se na teoria dos índices de preços. Griliches (1971), Triplett (2004) e Hill (2013) argumentam que os índices de preços extraídos dos métodos TD e APTD não correspondem a nenhuma das fórmulas padrões de índices de preços. Os índices extraídos do MIH e MHC, por outro lado, podem ser calculados pelas fórmulas bilaterais padrões como Laspeyres, Paasche, Geométrico de Laspeyres, Geométrico de Paasche, Fisher e Törnqvist (Hill, 2004). Por esse critério, portanto, os

³¹ Note que em trabalhos acadêmicos não há a necessidade de divulgação periódica do índice de preços. Nesse caso, o princípio da estabilidade temporal não se aplica necessariamente. Daí a preferência nesse tipo de trabalho pelo método mais parcimonioso, o TD.

índices de MIH e MHC seriam os mais adequados. Hill (2013) ainda destaca que tanto o índice de Fisher, estimado pelo MHC, quanto o índice de Törnqvist, estimado pelo MIH, são considerados os mais robustos (superlativos)³², pelo enfoque econômico dos índices de preços.

Teoricamente, o MHC é um método mais parcimonioso que o MIH, como apresentado na seção 1.2.3. Todavia, a dimensão espacial dos dados do mercado imobiliário torna mais complexa a utilização desse método³³. Portanto, para o caso do mercado imobiliário, por não precisar extrair um conjunto de regressões regionais, o método MIH passa a ser o mais parcimonioso.

Para os fins desse trabalho, temos que o método hedônico da imputação (MIH) se mostrou o mais adequado, pois sua aplicação permite gerar índices cujas fórmulas são reconhecidas na literatura – inclusive gerando índices superlativos e, ainda, permite os preços sombras variarem no tempo. No quesito parcimônia ele é inferior aos métodos TD e APTD, porém superior ao MHC.

3.8 – Aplicações do índice de preços para apartamentos

Nessa seção será feita uma aplicação dos índices de preços para apartamentos estimados pelo método hedônico da imputação (MIH2), para Belo Horizonte entre 1995 e 2012, para estudos de conjuntura macroeconômica. Os índices estimados e as respectivas taxas de valorização anual serão comparados a indicadores macroeconômicos como a taxa de juros básica (SELIC), taxa de inflação anual, volume

³² O conceito de índices superlativos, sob o enfoque econômico, é feita no Apêndice B.

³³ Apesar dessa maior complexidade institutos de estatísticas como o INSEE (França) e INE (Espanha) utilizam esse método. O MHC gera índices de Laspeyres o que o torna metodologicamente compatível com o índice de preços ao consumidor.

do crédito imobiliário e renda das famílias que habitam a Região Metropolitana de Belo Horizonte (RMBH).

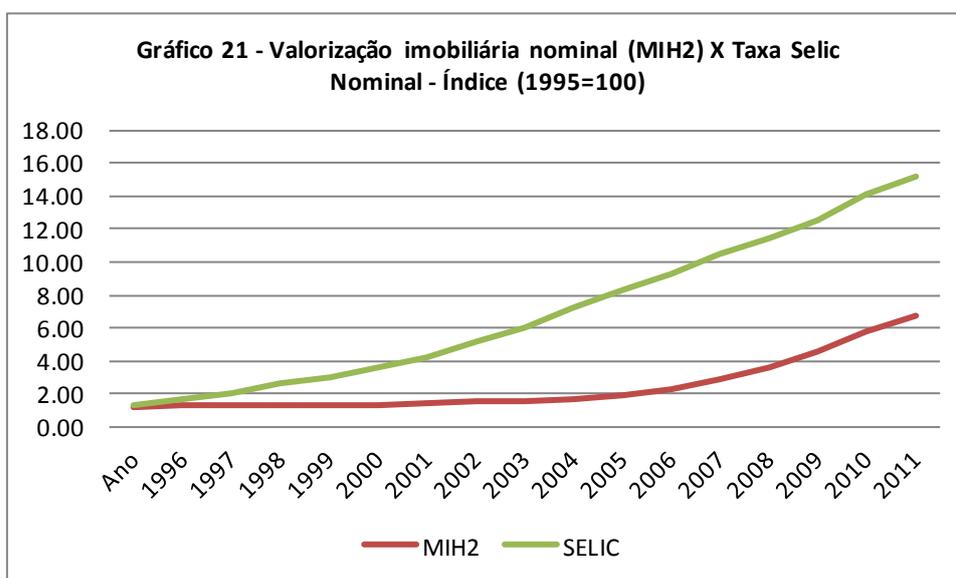
O período entre 1995 e 2004 foi marcado pela reestruturação do Sistema Financeiro da Habitação (SFH) sendo que, em 1997, foram criados importantes instrumentos para o sistema de crédito habitacional como o Certificado de Recebíveis Imobiliário e a lei da alienação fiduciária³⁴ (Aguiar, 2014). Porém, só a partir de 2004 as mudanças passaram a gerar efeitos concretos na oferta de crédito imobiliário com o aperfeiçoamento da legislação sobre alienação fiduciária (Lei nº 10.931/2004), a criação do patrimônio de afetação e de novas formas de captação de recursos como as Letras do Crédito Imobiliário (LCI), Cédula do Crédito Imobiliário (CCI) e Cédula de Crédito Bancário (CCB) (Aguiar, 2014). Portanto, do ponto de vista do mercado de crédito imobiliário o período em questão pode ser dividido em dois subperíodos (1995-2004) e (2005-2012).

Para o acumulado do período, a valorização imobiliária ficou bem abaixo da taxa de juros (SELIC), Gráfico 21³⁵. Resultado semelhante ao encontrado por Rozenbaum (2009), para o Rio de Janeiro entre 1999-2007. O trabalho de Rozenbaum (2009) cobriu exatamente o período em que a taxa de juros praticada pelo Banco Central do Brasil (BCB) permaneceram em um patamar bastante elevado. O Gráfico 21 evidencia que a diferença entre o índice de preços dos imóveis em Belo Horizonte (MIH2) e o índice da taxa SELIC foi máximo no ano de 2006. A partir de 2007, essa

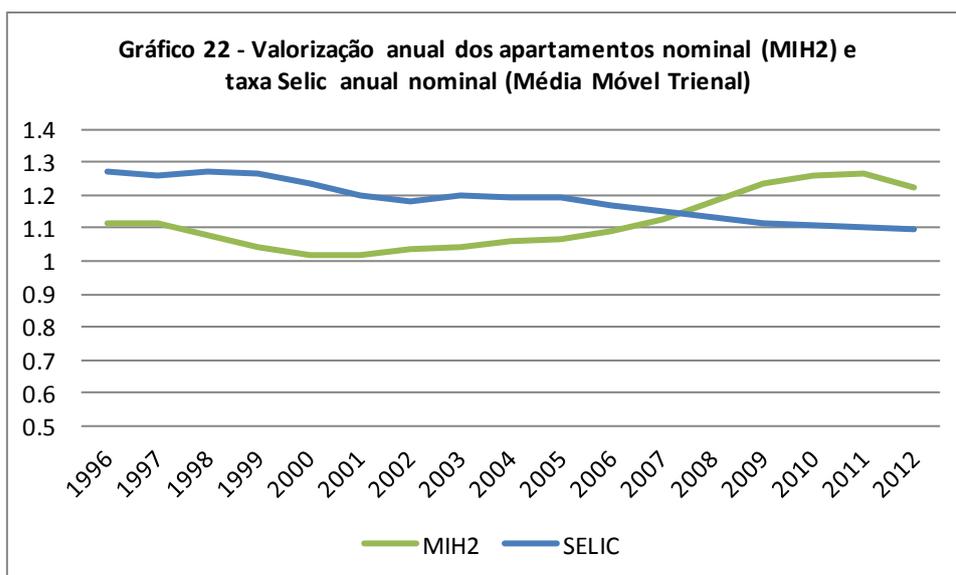
³⁴ Esse tópico será retomado com mais detalhes no Capítulo 4, Seção 4.4.2.

³⁵ Nesta seção a medida da inflação foi o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) anual, medida pelo IBGE, extraído do IPEAdata (<www.ipeadata.gov.br>); a taxa Selic foi a taxa de juros Over/Selic nominal mensal do Boletim do Banco Central extraída do IPEAdata; a medida de renda nominal foi a renda nominal mensal da Região Metropolitana de Belo Horizonte, medida pela Pesquisa Mensal do Emprego (PME) do IBGE, extraída diretamente no site do IBGE (<www.ibge.gov.br>); o volume de crédito imobiliário foram as operações de crédito imobiliário ao setor privado, em termos nominais, da seção de Moeda e Crédito do Boletim do Banco Central, extraído do IPEAdata.

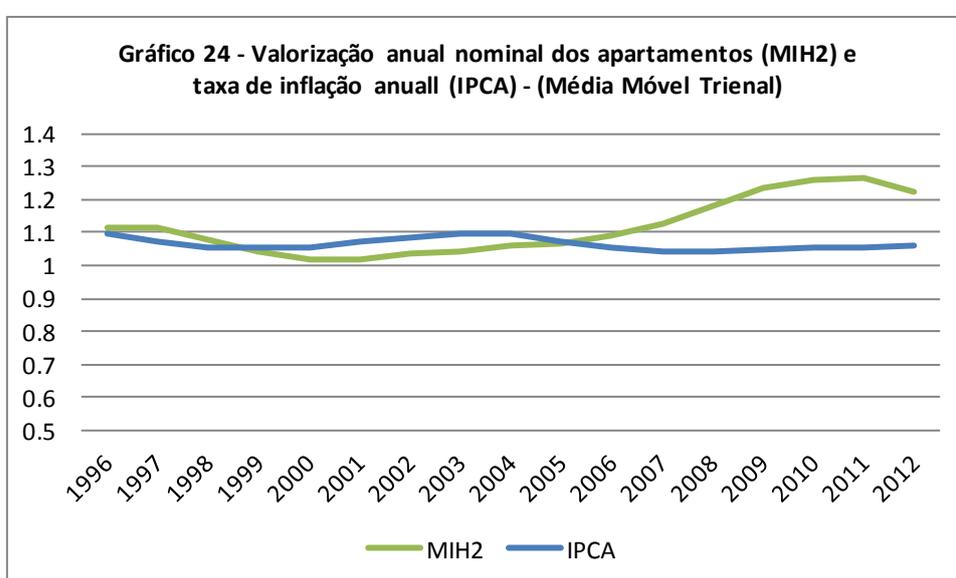
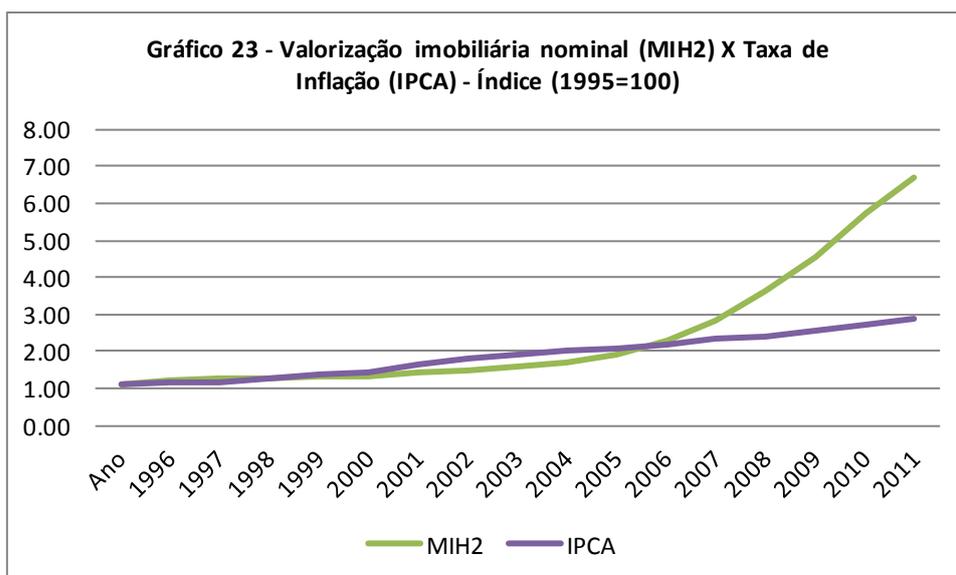
distância foi diminuindo resultado da combinação da expressiva valorização imobiliária e uma política de diminuição do taxa SELIC pelo BCB. Ou seja, entre 1995-2006 o investimento imobiliário se desvalorizou em relação a aplicações financeiras, cujo rendimento é atrelado à taxa SELIC, como havia concluído Rozenbaum (2009). Porém, a partir de 2007 houve uma tendência inversa, a taxa de valorização dos apartamentos, pelo menos para o caso belo horizontino, passou a estar acima das taxa SELIC.



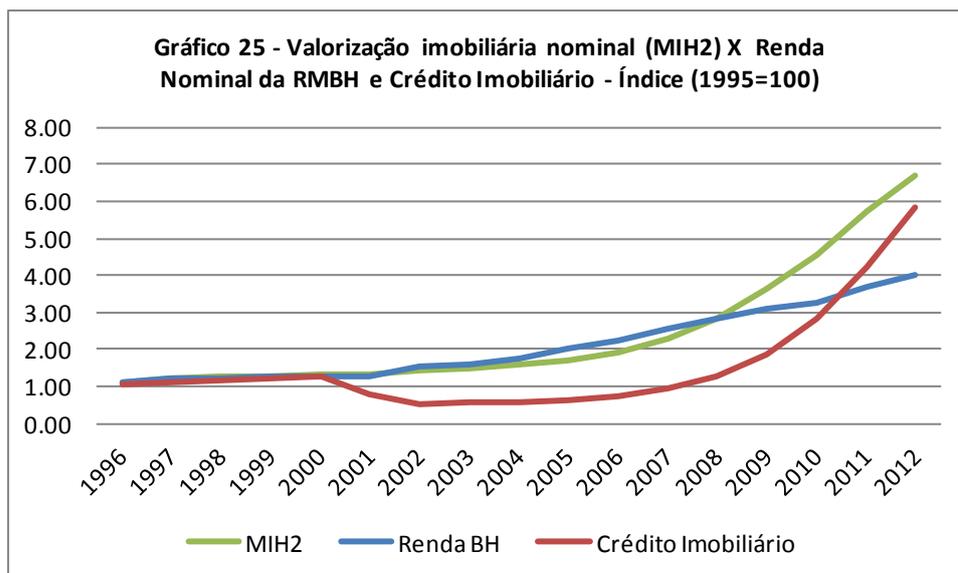
Quando se compara as taxas de variação anual da Selic e do preço dos apartamentos fica claro que a partir de 2007, a valorização imobiliária passou a ser maior, em termos nominais, que a taxa básica de juros (Gráfico 22). A análise do Gráfico 22 ainda sugere existir uma relação inversa, como esperado, entre taxa de juros e preço dos imóveis.



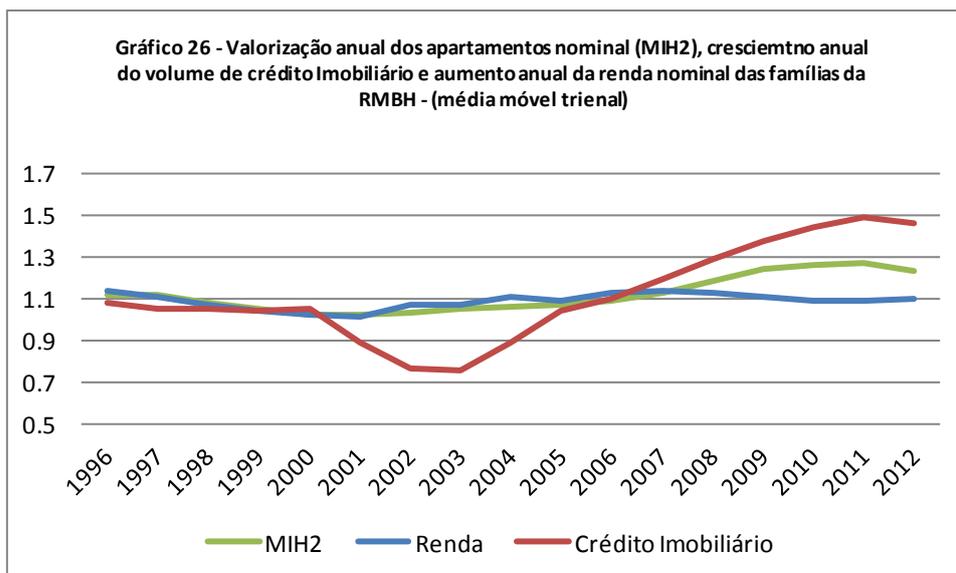
Na comparação com a inflação (Gráficos 23 e 24) temos que, para o caso de Belo Horizonte, o preço dos apartamentos esteve ligeiramente acima IPCA até 1998. A partir de 1999, após a grande desvalorização do Real, os apartamentos valorizaram menos que a inflação, ou seja, houve perda de valor real para os proprietários. Essa situação perdurou entre 1999 e 2006 conforme os Gráficos 23 e 24. Rozenbaum (2009) encontrou uma relação quase idêntica entre valorização imobiliária no Rio de Janeiro e taxa de inflação, entre 1999 e 2007. Ao contrário do que ocorreu para Belo Horizonte, em 2003 e 2004, Rozenbaum (2009) estimou uma valorização real dos apartamentos no Rio de Janeiro. Essa divergência de resultados provavelmente está relacionada a idiosincrasias dos mercados locais e demonstra que em períodos de crises econômicas, taxa de juros básica elevada e crédito imobiliário escasso o bem imóvel não é, necessariamente, uma proteção perfeita contra a inflação. A partir de 2007, a valorização imobiliária em Belo Horizonte passa a ser maior e a se deslocar da inflação, sendo o período 2007-2012 marcado por uma grande valorização real do preço dos apartamentos.



Os Gráficos 25 e 26 apresentam o comportamento do índice de preços dos apartamentos (MIH2) em relação aos índices do crédito imobiliário e da renda das famílias da RMBH. Nota-se, pelo Gráfico 25, que a renda passou a ter aumentos significativos a partir do ano de 2004, enquanto o crédito imobiliário e o preço dos imóveis passaram a aumentar de forma acentuada em 2007. O crescimento da renda, embora significativo, deu-se de forma gradual, enquanto o crescimento do crédito imobiliário e do preço dos imóveis, além de ser ainda maior que o da renda, deu-se de forma mais abrupta.



Pelo Gráfico 26, nota-se que, entre 1996 e 2001, a valorização imobiliária (4,8% ao ano) esteve próxima à variação na renda das famílias da RMBH (4,3% ao ano). Nesse mesmo o período o crescimento médio do crédito imobiliário foi -3,5%. Entre 2002 e 2005, os aumentos da renda (11,7% ao ano) foram maiores que a valorização imobiliária (6,6% ao ano) em decorrência da grande queda no volume de crédito imobiliário (-6,7% ao ano). A partir de 2006, a oferta de crédito imobiliário passou a crescer de forma acelerada (média de 38,2% ao ano), fruto das melhorias institucionais de 2004, aumento da renda da população e da demanda reprimida por anos de crédito imobiliário escasso. Esse aumento da oferta de crédito pressionou a demanda por imóveis propiciando a grande valorização imobiliária do período (média de 21,5% ao ano). Nesse período a renda aumentou em média 10,5% ao ano.



A Tabela 25 apresenta a correlação entre a taxa de crescimento nominal do preço dos apartamentos (MIH2) com as taxas de crescimento das demais variáveis macroeconômicas analisadas: taxa básica de juros, inflação, crédito imobiliário e renda das famílias. Devido ao pequeno número de observações temporais não é possível aplicar um modelo de séries temporais e testar relações de causalidades. A análise é feita para todo o período (1995-2012) e, posteriormente, para dois subperíodos (1995-2004) e (2004-2012). A divisão dos subperíodos é justificada pelas mudanças institucionais do Sistema Financeiro da Habitação de 2004 que permitiram a retomada do financiamento imobiliário no Brasil.

Variáveis	1995-2012	1995-2004	2005-2012
Taxa básica de juros (SELIC)	-0.73	0.22	-0.74
Inflação (IPCA)	-0.28	0.25	0.27
Crédito Imobiliário	0.84	0.20	0.92
Renda Nominal das Família RMBH	0.37	0.63	-0.61

Fonte: elaboração própria a partir de dados do ITBI da SEFAZ-PBH e IPEAD

Para o período todo (1995-2012), o crédito imobiliário foi a variável que mais se correlacionou como aumento do preço dos imóveis. Esse resultado era o esperado pela teoria. O bem imóvel, em geral, tem um valor muito acima da renda anual das famílias.

Desse modo, o mercado imobiliário é fortemente dependente do mercado de financiamento habitacional. Nota-se que no período de reestruturação do SFH, 1995-2004, a correlação do crédito imobiliário com a valorização do preço dos imóveis foi relativamente baixa (20%). A reestruturação do SFH, completada em 2004, complementada por incentivos governamentais fez o crédito imobiliário disparar. Nesse contexto, entre 2005-2012, a correlação entre o volume de crédito imobiliário e valorização dos preços dos apartamentos atingiu 92%.

Taxa de juros foi a segunda variável em termos de correlação com valorização imobiliária. Entre 1995 e 2012 essa correlação foi negativa (-73%), como esperado pela teoria. No entanto essa correlação variou muito entre os dois subperíodos. No período de SFH não estruturado (1995-2004) a relação foi positiva (22%), o que é contraintuitivo dado que taxa de juros se relaciona negativamente com o preço de ativos. A reduzida oferta de crédito fez com que a demanda de imóveis fosse composta majoritariamente por pessoas com riqueza suficiente para adquirir o imóvel fora do mercado de financiamento habitacional. Ou seja, quem necessitasse vender seu imóvel teria que aceitar a oferta daqueles que dispunham de saldos suficientes para adquiri-lo. A relação positiva entre taxa de juros e valorização imobiliária reflete, justamente, o comportamento anômalo do mercado imobiliário quando os mecanismos do crédito imobiliário não funcionam adequadamente. No período seguinte (2005-2012) com o SFH reestruturado a correlação entre taxa de juros e preço dos imóveis foi negativa (-74%), como esperado.

Renda das famílias foi a terceira variável em importância no que diz respeito à correlação com valorização imobiliária. Para todo o período, essa correlação foi de 37%. No primeiro período (1995-2004), a renda das famílias foi a variável mais se correlacionou com a valorização imobiliária, 63%. Devido à estreiteza do mercado de

crédito habitacional e ao grande patamar da taxa básica de juros, aumentos de rendas foi fator primordial para aumentar a demanda por imóveis e, conseqüentemente, pressionar seus preços para cima. O fato de a renda (aumento de 6,4%) ser o principal fator para o aumento do preço dos imóveis explica, em parte, o pequeno aumento nominal do preço dos imóveis (5,2%) abaixo da inflação média do período (7,6%).

No período posterior, 2005-2012, renda passou a ter uma correlação negativa com o aumento do preço dos imóveis. Esse período marcado por forte expansão do crédito imobiliário, 33,9% em média, fruto de melhoria institucional do SFH e da política do Governo. Como analisado nos parágrafos acima, a reestruturação do SFH reestabeleceu a normalidade do mercado habitacional no que diz respeito à relação do preço dos imóveis com o volume de crédito imobiliário e a taxa de juros. A correlação negativa, contraintuitiva, entre renda e preço dos imóveis pode ser explicada pela defasagem temporal entre os aumentos da renda, crescimento do crédito imobiliário e queda na taxa de juros. Enquanto, a renda cresceu muito nos três primeiros anos (2005 a 2007) desse subperíodo, 13,7% em média, o crédito imobiliário aumento em média 19,1% e a taxa de juros média foi 15,3%. Nesse contexto, a valorização nominal dos apartamentos ficou em 12,9%. Para o restante do período (2008-2012), o crescimento médio da renda declinou para 9,4% enquanto a taxa de crescimento média do crédito imobiliário aumentou para 43,7% e a taxa de juros média ficou no patamar de 10,4%. Os imóveis de Belo Horizonte valorizaram em média 24,0% em termos nominais nos anos em questão.

Parte desse grande aumento do crédito imobiliário entre 2008 e 2012 pode ser creditada a ação do governo no mercado de financiamento habitacional. Em resposta a crise mundial que eclodiu em 2008 o Governo Federal incentivou o crescimento do crédito imobiliário dos bancos oficiais (Caixa Econômica Federal e, em menor grau, o

Banco do Brasil), a partir de 2009. Ou seja, em um período de crescimento mais modesto da renda a oferta abundante de crédito, inflada pelas políticas econômicas anticíclicas adotadas pelo Governo, surtiu um grande efeito na demanda habitacional e, conseqüentemente, pressionou o preço dos apartamentos para cima³⁶.

3.9 - Conclusão

Este capítulo buscou aplicar diferentes metodologias hedônicas com o intuito de mensurar índices de preços para apartamentos em Belo Horizonte, 1995-2012. A metodologia hedônica é recomendada para mensurar índice de preços para imóveis, dado que ela controla os efeitos das diferenças qualitativas entre as diversas unidades imobiliárias (efeito composição). As metodologias hedônicas testadas foram a *time-dummy* (TD), *adjacent-period-time-dummy* (APTD), imputação (MIH) e características (MHC). Para cada método foram testadas diversas especificações, adicionando gradativamente transformações exponenciais às variáveis área e idade do imóvel. Os diversos métodos foram primeiramente comparados internamente, testando as diversas especificações e estabelecendo uma como o *benchmark*. No segundo momento, esses métodos foram comparados aos índices obtidos pela média e mediana e aos demais métodos hedônicos.

No teste interno, os índices de preços mensurados pelas diversas especificações aplicadas a cada método hedônico foram muito próximos. A exceção foi o método das características, em que o índice da terceira especificação (adicionando três transformações exponenciais para idade e área) tendeu a se distanciar das demais especificações nos últimos anos da série. A especificação com cinco transformações exponenciais para idade e área foi tida como o *benchmark* do método TD, denominada

³⁶ No Capítulo 4 serão analisadas com maior rigor as implicações da política anticíclica no comportamento do preço dos imóveis em Belo Horizonte.

TD5. No caso dos métodos APTD, MIH e MHC o *benchmark* foram as especificações com duas transformações exponenciais, ATPD2, MIH2 e MHC2, respectivamente.

Em comparação com a média e mediana os índices dos métodos hedônicos mostraram-se superiores, ao estimar a variação anual de preços levando em conta as diferenças qualitativas de cada unidade imobiliária. A discrepância entre as taxas de variação anual de preço dos apartamentos mensurada pelo índice médio e mediano *vis-à-vis* as mensuradas pelos diversos métodos hedônicos para os anos de 1999, 2011 e 2012, ilustram de maneira clara a necessidade de se controlar o efeito composição. No caso de 1999, a média e mediana subestimaram a valorização nominal do preço dos apartamentos, apontando desvalorização em termos nominais, enquanto os métodos hedônicos estimaram uma pequena valorização. Em 2011 e 2012, pelo contrário, as taxas de valorização da média e mediana superestimaram a valorização imobiliária ocorrida nesses anos.

Na comparação entre os métodos hedônicos temos que o TD5 e APTD2 estiveram muito próximos durante quase todo o período. Na análise dos intervalos de confiança o índice estimado por cada método esteve dentro do intervalo do índice estimado no outro método. Ou seja, do ponto de vista estatístico, os dois métodos geraram índices equivalentes. Porém, nos últimos anos do período, a curva do índice do APTD2 tendeu a ser deslocar para cima em relação a curva do índice TD5. Nesses anos foi notado que o índice gerado pelo APTD2 tendeu a se aproximar do limite superior do intervalo de confiança do índice do TD5. Esse comportamento foi atribuído à hipótese de parâmetros (preços sombras) constantes no tempo, adotada no método *time-dummy*. Espera-se que no longo prazo haja uma tendência de divergência entre os dois métodos. Portanto, para períodos de tempo suficientemente longos o método APTD tende a ser superior ao ATD.

Os índices gerados pelo método MIH2 ficaram muito próximos aos do APTD2. Apenas em um ano do período, 1997, um dos índices estimados pelo MIH2 esteve fora do intervalo de confiança dos índices estimados pelo APTD2. Esses dois métodos permitem que o preço sombra de cada característica do apartamento varie com o tempo. No caso do MIH2, é estimado um preço sombra para cada período. O APTD pode ser visto como um intermediário entre o TD, no qual não há qualquer flexibilidade dos preços sombras das características, e o MIH, em que essa flexibilidade é maximizada. O MIH permite maior possibilidade de escolha entre as diversas fórmulas padrões de cálculo do índice de preços; no caso deste trabalho a escolhida foi a Törnqvist, seguindo a recomendação contida na literatura especializada (HILL, 2013). Porém, o método MIH exigiu, no caso deste estudo, um esforço adicional de construção da *dummy* de localização, uma vez que para a prática de imputação é preciso que haja observações para todas as localizações em todos os pares de anos.

Por fim, o método MHC se mostrou inferior aos demais. Os índices gerados pelo MHC2 estiveram fora do intervalo de confiança dos índices gerados pelo TD5 em 65% dos casos e fora do intervalo de confiança dos índices gerados pelo APTD2 em 41% dos casos. O método das características é uma imputação pela mediana (ou média). No presente estudo sua aplicação exigiu que cada regressão fosse rodada para cada ano, como no MIH, e para cada região da cidade. No caso de Belo Horizonte há uma discrepância muito grande no número de transações com apartamentos entre as regiões, sendo necessário um trabalho de junção de regiões onde há poucos registros de transações. Como resultado, muitas regressões apresentam ajustamentos não satisfatórios em termos de R^2 -ajustado e significância estatística dos parâmetros estimados. Problema que se tornou ainda maior na medida em que se adicionam as transformações exponenciais para idade e área. Além disso, o índice do MHC é uma

média ponderada do índice para cada região. O critério de ponderação, participação da região no valor total dos apartamentos transacionados no município de Belo Horizonte em cada ano, foi escolhido *ad hoc*. Esses fatores explicam as razões de o índice do MHC2 estar distante dos índices do APTD2 e MIH2. Por essas razões, para Belo Horizonte, 1995-2012, os índices APTD2 e MIH2 são preferíveis ao MHC2.

A escolha do método hedônico depende dos objetivos do pesquisador. Pelo critério da parcimônia o método TD é o mais apropriado. Nos trabalhos acadêmicos esse é o método mais utilizado. Em geral, esses trabalhos necessitam de uma estimação pontual do índice de preços e não têm o compromisso de divulgação periódica desses índices. A pequena distância entre os índices estimados pelo TD e os estimados pelos demais métodos encorajam a utilização desse método por parte da academia. Porém, como foi visto para períodos de tempo muito longos, devido a hipótese contida no método TD de preços sombras das características constante, o método TD tornar-se inferior aos métodos APTD e MIH.

Órgão de estatística e agências do mercado imobiliário divulgam estatísticas de índices de preços imobiliários periodicamente. Nesse caso, o critério da estabilidade temporal dos índices é importante. Nesse caso, os métodos APTD, MIH e MHC são superiores ao TD, pois cada adição de novos períodos ao painel não implica em reestimar todos os índices passados (já divulgados). Por fim, outro critério é o significado da fórmula do índice de preço. Nesse caso, TD e APTD são inferiores, pois o índice estimado não segue nenhuma das fórmulas reconhecidas na literatura. O MIH e o MHC geram índices cujas fórmulas são conhecidas, inclusive, podendo gerar índices tidos como superlativos (Fisher, no caso do MHC, e Törnqvist, no caso do MIH). Para os fins desse trabalho adotamos o método MIH como o mais adequado, pois respeita o

princípio da estabilidade temporal, a fórmula utilizada é conhecida e, em comparação com o MHC2, sua estimação é mais simples.

Utilizando os índices gerados pelo MIH2 em uma análise conjuntural temos que o preço do imóvel valorizou ligeiramente acima da inflação entre 1995 e 1998. Entre 1999 e 2004 houve desvalorização real dos imóveis. Situação que reverte em 2005, a partir de 2007 os imóveis passam a exibir grande valorização real. O período entre 1995 e 2012 pode ser dividido em dois em termos da estruturação dos mecanismos de crédito imobiliário. Até 2004 o Sistema Financeiro da Habitação encontrava-se em reestruturação e a oferta de crédito imobiliário foi escassa. Com o mecanismo do financiamento habitacional não funcionando corretamente, a renda foi a variável mais importante na dinâmica da valorização imobiliária. Consequência da desorganização do SFH foi o resultado, surpreendente, da taxa de juros está positivamente correlacionada com o preço dos imóveis. Entre 2005-2012, o SFH encontra-se reestruturado e o governo federal, a partir de 2009, passa a estimular o aumento do crédito imobiliário pelos bancos públicos. Nesse cenário, o crédito imobiliário passou a ser o principal motor da valorização imobiliária. As taxas de juros passaram a ter o comportamento esperado, estarem negativamente correlacionados com a valorização imobiliária. Renda passou a ter um comportamento contraintuitivo e estar negativamente correlacionada com valorização dos apartamentos. Isso se explica pelo grande crescimento do crédito imobiliário (2007-2012) ter se dado posteriormente aos grandes ganhos de renda da população de Belo Horizonte (2004-2008). Após os efeitos da crise mundial no Brasil, a partir de 2009, a renda real passou a crescer em patamares menores, enquanto o crédito imobiliário continuou crescendo fortemente, no bojo das políticas anticíclicas do governo federal.

Na comparação com os dois índices nacionais para mercado imobiliário (IVG-R e FIPEZAP), tem-se que no período 2005-2008 os índices hedônicos estiveram muito próximos ao IVG-R. No período de 2002-2004 houve grande diferença entre os índices hedônicos, e o IVG-R, devido à amostra desse último contemplar apenas imóveis financiados. Entre 2002 e 2004, o volume de crédito imobiliário esteve bem abaixo da sua média para o período todo (1995-2012); desse modo, o viés de amostra do IVG-R pode ter se mostrado muito severo. No período 2009-2012 os índices novamente se deslocam, embora mantenham a mesma trajetória, com as taxas dos índices hedônicos estando acima das mensuradas pelo IVG-R. Nesse caso, a explicação mais plausível é a falta de controle para os atributos dos imóveis da metodologia (estratificação) do IVG-R. Esse período, marcado por grande crise econômica e políticas anticíclicas do Governo Federal, acabou por afetar o mercado imobiliário. O volume de crédito permaneceu alto, diminuindo o efeito do viés de amostra, porém, as políticas do governo privilegiaram o crédito imobiliário para a população de menor poder aquisitivo. Nesse cenário, a qualidade dos imóveis diminuiu (menor área mediana, maior participação de imóveis de padrão Baixo e de localizações periféricas nas transações imobiliárias) e os índices hedônicos são mais robustos para captar as mudanças qualitativas.

No caso do FIPEZAP a comparação se restringe ao período 2010-2012, FIPEZAP-BH, e 2011-2012, FIPEZAP-Brasil. Como no caso do IVG-R, a principal razão para essa diferença é metodológica. O FIPEZAP utiliza a metodologia da estratificação, que é mais limitada para controlar o índice de preços imobiliário para as diferenças qualitativas dos imóveis das amostras. Porém, o FIPEZAP utiliza uma gama maior de critérios que o IVG-R, o que explica, em parte, a menor diferença entre as taxas de valorização estimadas pelo FIPEZAP e as estimadas pelos métodos hedônicos.

Curiosamente, as taxas de valorização entre o FIPEZAP-Brasil e os índices hedônicos para Belo Horizonte estiveram mais próximas do que aquelas medidas pelo FIPEZAP-BH.

CAPÍTULO 4: ÍNDICES DE PREÇOS HEDÔNICOS QUANTÍLICOS PARA BELO HORIZONTE: 1995-2012

4.1 – Introdução

Este capítulo introduz a análise quantílica para estimação de índices de preços através dos métodos hedônicos. O capítulo segue a seguinte estrutura. Após esta introdução, a segunda seção descreve a estimação de modelos de regressão quantílica, ressaltando sua utilidade para base de dados sujeitas às ocorrências de *outliers* e para a análise de mercados segmentados. A terceira seção compara os índices de preços do capítulo anterior, estimados por meio de regressões de mínimos quadrados ordinários (OLS) para uma base de dados sem *outliers*, com índices estimados através de regressões quantílicas pela mediana para uma base de dados completa. Nesse caso, a regressão pela mediana aparece como uma alternativa atraente para gerar índices de preços para imóveis, uma vez que dispensa a análise prévia de *outliers* que acaba por estabelecer critérios *ad hoc* para eliminação de observações.

Atualmente, vem avançando a utilização de regressões quantílicas para estudos o mercado imobiliário e aplicação de modelos de preços hedônicos. Seguindo essa literatura, para a qual o mercado imobiliário é segmentado, a quarta seção estima índices de preços de apartamentos para diferentes quantis da distribuição condicional de preços dos apartamentos. Com esse procedimento, pode-se avaliar até que ponto a dinâmica da valorização imobiliária se difere para diferentes segmentos do mercado dos apartamentos. Por fim, o capítulo termina com uma conclusão que resume os principais resultados obtidos.

4.2 – A Regressão Quantílica

A regressão linear baseada no método dos mínimos quadrados ordinários fornece estimativas para a média condicional da variável dependente (y), dado um conjunto de variáveis independentes (x 's). Porém, em alguns casos, o pesquisador pode não estar interessado na relação condicional média entre y e x . Por exemplo, amostras podem conter *outliers*; nesses casos um estimador da média, como são os parâmetros estimados pelo método OLS, não serão boas estimativas, pois sofrerão influência das observações discrepantes. Em outros casos o pesquisador pode estar lidando com mercados segmentados, em que a resposta de y para dado x varia com o ponto em que a observação se encontra na distribuição condicional de y . Por exemplo, em estudos sobre o mercado de trabalho há evidências de que os salários são mais comprimidos para faixas de valores mais baixas e se tornam menos comprimidos para as faixas mais altas (Cameron e Trivedi, 2005). Para casos como esses, técnicas de regressão quantílica serão mais apropriados para a análise.

Um quantil é a divisão de um conjunto ordenado de observações de uma dada variável (y) em g partes iguais. Por exemplo, a mediana divide as observações ordenadas em duas partes, o quartil em quatro partes, o quintil em cinco partes e assim por diante. O quantil é, portanto, o caso geral (KOENKER; HALLOCK, 2001). Seguindo Cameron e Trivedi (2005), pode-se assim formalizar a ideia do quantil:

Seja q a proporção (em %) do número de observações ordenadas de y que estão abaixo do valor μ_q . Desse modo, μ_q divide os dados em duas partes, sendo que a parcela q corresponde aos valores ordenados que estejam abaixo de μ_q e, conseqüentemente, $(1-q)$ corresponde a parcela de dados ordenados cujos valores estão acima de μ_q . Daí tem-se que:

$$q = Pr[y \leq \mu_q] = F_y(\mu_q) \quad (4.1)$$

Sendo $q = (0,1)$.

Por exemplo, caso estejamos interessados no quantil 75% (0,75), o valor de μ_q será correspondente à observação de y , que divide os dados ordenados entre as 75% menores observações e as 25% maiores. Em uma amostra hipotética de y com 95 observações ordenadas, a observação que separa os 75% primeiros dados ordenados é a de número 71, dado que $95 \times 0,75 = 71,25$, ou a 71ª observação ordenada.

A regressão quantílica, de acordo com Koenker e Hallock (2001), estende a ideia dos quantis para a estimação da função de quantis condicionais, isto é, modelos em que os quantis da distribuição condicional da variável resposta (y) são expressos como função das suas covariadas observadas (x 's). Cameron e Trivedi (2005) citam como as principais vantagens em se utilizar a regressão quantílica os seguintes fatores:

1. Os parâmetros estimados são robustos, mesmo na presença de *outliers*.
2. Permite uma caracterização mais rica dos dados. Ou seja, permite que a resposta da variável dependente (y) em decorrência de mudanças nos valores das variáveis independentes (x 's) se altere para os diferentes pontos da distribuição condicional de y (BUCHINSKY, 1998).
3. Gera estimadores consistentes para modelos heterocedásticos e para modelos cujo termo do resíduo não segue distribuição normal (Buchinsky, 1998).

A estimação dos parâmetros parte de uma função quantílica padrão, caracterizada pela relação linear entre a variável dependente e as variáveis independentes e pelo fato de a inclinação e o intercepto variarem nos quantis (q) da

distribuição condicional de y (CAMERON; TRIVEDI, 2010), como na expressão abaixo:

$$y = x'\beta_q + u \quad (4.2)$$

Sendo x um conjunto de j 's variáveis explicativas, incluindo a constante.

O termo do resíduo (u) não depende das hipóteses de homocedasticidade e normalidade da distribuição. A estimação de $\hat{\beta}_q$ corresponde a minimizar uma função objetiva da soma ponderada dos desvios absolutos, como na expressão abaixo:

$$\min_{\beta_q} QR = \min_{\beta_q} \sum_{i:y_i \geq x'_i \beta} q |y_i - x'_i \beta_q| + \sum_{i:y_i < x'_i \beta} (1 - q) |y_i - x'_i \beta_q| \quad (4.3)$$

Na qual QR significa regressão quantílica (*quantile regression*).

Apesar de a função objetiva de (3) não ser passível de diferenciação (Cameron e Trivedi, 2010), ela pode ser representada como uma programação linear, o que possibilita sua estimação (BUCHINSKY, 2010). O método *simplex* é comumente utilizado nessa estimação, pois permite encontrar uma solução a partir de um número finito de interações (CAMERON; TRIVEDI, 2010).

O sufixo q aplicado ao β indica que o parâmetro a ser estimado pode variar nos quantis. Nos casos em que os termos do resíduo são independentes e distribuídos de forma idêntica (hipótese *iid*), a inclinação da função quantílica será idêntica para os diferentes quantis, diferindo-se apenas no intercepto (CAMERON; TRIVEDI, 2010). Por outro lado, variações no $\hat{\beta}_q$ para diferentes níveis de q é evidência de heterocedasticidade (CAMERON; TRIVEDI, 2005, 2010).

A estimação da regressão em um dado quantil (q) significa determinar, por (3), o peso que se dará aos desvios ($y - x'\beta$) positivos e negativos. Por exemplo, na estimação da regressão quantílica para o primeiro quartil ($q=0,25$) dá-se peso de 25% para os

desvios positivos ($y \geq x'\beta$) e peso de 75% para os desvios negativos ($y \leq x'\beta$). No caso da mediana ($q=0,5$), atribui-se o mesmo peso para ambos os desvios (50%). Nesse caso, tem-se o estimador de mínimos desvios absolutos.

O parâmetro estimado pela regressão quantílica é interpretado como a variação da variável dependente no quantil condicional q em resposta a uma variação marginal da j -ésima variável independente, como na expressão abaixo:

$$\hat{\beta}_q = \frac{\partial(QR_q)}{\partial x_j} \quad (4.4)$$

Como advertem Buchinsky (1998) e Cameron e Trivedi (2010) a interpretação de (4) é válida somente para variações infinitesimais. Para variações de maiores magnitudes de (x_j) poderá haver mudanças no quantil condicional da observação de y .

Sobre condições gerais, o parâmetro estimado pela regressão quantílica segue uma distribuição assintoticamente normal (CAMERON; TRIVEDI, 2010):

$$\hat{\beta}_q \sim N(\beta_q, A^{-1}BA^{-1}) \quad (4.5)$$

Na qual $A = \sum_{i=1}^N q(1-q)x_i x_i'$, $B = \sum_{i=1}^N f_{uq}(0/x_i)x_i x_i'$. O termo $f(0/x_i)$ representa a densidade condicional do termo do resíduo ($u_q = y - x'\beta_q$) quando $u_q = 0$ e sua estimação é complexa (Cameron e Trivedi, 2010). Por essa razão, a variância de $\hat{\beta}_q$ é usualmente calculada através da metodologia *bootstrap*.

Por fim, vale a advertência de Koenker e Hallock (2001), de que a estimação da regressão nos quantis é um procedimento diverso da aplicação do método dos mínimos quadrados para subamostras da variável dependente (y). O processo de segmentação da amostra por faixas de valores de y se dá a partir de uma distribuição incondicional de y .

Esse processo é o que Heckman (1979,³⁷ *apud* KOENKER; HALLOCK, 2001) descreveu como o de truncagem da variável dependente e sua aplicação leva à estimação de parâmetros viesados. Já a regressão quantílica, por utilizar-se da base de dados completa, não está sujeita ao viés de seleção da amostra (KIM; PARK; LEE, 2014).

A regressão quantílica tem sido aplicada em diversos estudos de economia. Koenker e Hallock (2001) encontram aplicação de regressão quantílica em estudos sobre o mercado de trabalho, qualidade das escolas, duração do desemprego, escolha pública, curvas de Engel, demanda por bebida alcoólica, demanda por eletricidade, mobilidade social e finanças. Embora extensa, essa lista não é exaustiva, e a aplicação da análise quantílica vem aumentando na literatura econômica. No caso do mercado imobiliário, trabalhos como os de Coulson e McMillen (2006), Zietz, Zietz e Sirmans (2008) e Furtado (2007), esse último aplicado ao caso brasileiro, situam-se entre os pioneiros na aplicação da regressão quantílica aos estudos do mercado imobiliário e estimação de modelos de preços hedônicos.

4.3– Regressão na Mediana e a questão dos *outliers*

4.3.1 - Motivação

González (1997b) advertiu que utilizar o modelo de preços hedônicos, em uma regressão de mínimos quadrados ordinários (OLS), para a base de dados do ITBI, requer uma análise prévia de *outliers*. Idiosincrasias dessa base de dados realçam a possibilidade de ocorrência observações com preços destoantes – falhas na transcrição dos dados, uma transação muito peculiar ou valores muito baixos

³⁷ HECKMAN, James. Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, v. 47, n. 1, 1979.

devido à conversão de moeda. O próprio González (1997b), no entanto, recomenda cautela ao se eliminar observações da amostra, como enfatiza o autor:

Os *outliers* são observações extremas, que criam dificuldades de análise. Não são necessariamente más observações e devem ser examinadas cuidadosamente para verificar-se a razão da diferença. Podem ser devidas a erros de especificação do modelo ou omissão de variáveis explicativas importantes. Não é indicada a remoção automática, pois o dado pode ser útil para explicar combinações não usuais de circunstâncias. A melhor técnica é remover apenas aqueles decorrentes de erros detectados, tentando explicar os demais (GONZÁLEZ, 1997b, p. 136).

A ocorrência de *outliers* é inerente ao funcionamento do mercado imobiliário (COULSON; McMILLEN, 2007; McMILLEN, 2008); portanto, é um problema que atinge, em menor ou maior grau, qualquer base de dados sobre esse mercado. No mercado imobiliário existem imóveis cuja qualidade é excepcional, seja do padrão construtivo, seja pela localização, ou mesmo pela combinação de ambos. Essas observações podem influenciar o resultado de estimações do preço médio – como é o caso da regressão OLS –, mas não devem ser retirados da amostra, pois são inerentes ao funcionamento desse mercado. Coulson e McMillen (2006) e McMillen (2008) citam o exemplo dos profissionais e agências do mercado imobiliário, que sempre preferem índices ou avaliações de preços de imóveis estimados a partir da mediana *vis-à-vis* aos estimados pela média, mesmo nos casos em que esses últimos à estimação se deem através de modelagens mais complexas.

Nesta seção proporemos a regressão quantílica pela mediana como método alternativo à análise de *outliers* proposta em González (1997b) para estimar modelos hedônicos. Como ressaltado na introdução, essa incorporação da regressão quantílica aos modelos de preços hedônicos é recente, a partir de 2007. Escrevendo dez anos antes, González (1997b) carecia de substrato teórico e exemplos de aplicações empíricas para propor a regressão pela mediana como alternativa às influências dos *outliers*. A regressão pela mediana, por estimar parâmetros que não sofrem influência dos *outliers*,

mostra-se como uma boa alternativa à análise de *outliers*, cujos critérios são estabelecidos *ad hoc*, havendo sempre o risco de se eliminar observações que, apesar de apresentarem valores discrepantes, representam a realidade do mercado imobiliário.

No capítulo anterior foram estimados índices de preços para apartamentos em Belo Horizonte seguindo a recomendação da literatura, isto é, utilizando mínimos quadrados ordinários, precedido pela análise de *outliers*, para os diversos métodos hedônicos (*time-dummy*, *adjacent-period-time-dummy*, método da imputação hedônica e método hedônico das características). Para cada método foi escolhida uma especificação *benchmark*. Neste capítulo, estimaremos índices de preços hedônicos para a especificação *benchmark* dos diversos métodos hedônicos, utilizando a regressão quantílica pela mediana. Os resultados dos índices calculados pela regressão na mediana serão comparados com os dos índices mensurados pela regressão OLS, avaliando-se até que ponto a retirada de *outliers* do capítulo anterior foi adequada.

4.3.2 – A regressão pela mediana

O estimador da regressão pela mediana é calculado a partir (3), no caso específico em que $q = 0,5$, como na expressão abaixo:

$$\min_{\beta_{0,5}} QR = \min_{\beta_{0,5}} \sum_i^N |y_i - x_i' \beta| \quad (4.6)$$

$$\min_{\beta_{0,5}} QR = \min_{\beta_{0,5}} \sum_i^N |y_i - x_i' \beta| \quad (4.6)$$

Sendo $u_i = y_i - x_i' \beta$, o termo do resíduo, o estimador da regressão pela mediana é o de mínimos desvios absolutos (LAD).³⁸ Sendo o $q = 0,5$, a regressão pela mediana é um caso especial de regressão quantílica, na qual a função de perda é simétrica, sendo

³⁸ Do inglês *least absolute deviations* (LAD).

o peso dado para os resíduos positivos e negativos o mesmo. No caso quantílico geral, equação (3), a função de perda é assimétrica, ganhando ora os resíduos positivos, ora os resíduos negativos maior peso. Em todo caso, sendo um tipo de regressão quantílica, a estimação LAD se dá por programação linear, e o desvio padrão é calculado pelo método *bootstrap*.

4.3.3 – Índices de preços pela mediana

A regressão pela mediana foi rodada para as especificações que incluíram área e idade em nível e na segunda potência. Embora no método *time-dummy* (TD) a especificação com área e idade elevadas até a quinta potência (TD5) tenha sido *benchmark*, o resultado para a especificação TD2 mostrou-se bastante satisfatório. No caso da regressão pela mediana, um menor número de variáveis explicativas permite um melhor desempenho computacional do modelo, economizando o número de interações entre as variáveis na execução da programação linear *sintex*. Para os métodos *adjacent-period-time-dummy* (APTD), método da imputação hedônica (MIH) e método hedônico das características (MHC), a especificação *benchmark* foi a que contou com área e idade em nível e ao quadrado.

As variáveis incluídas no modelo são: *at*, que representa o ano de transação do imóvel; *aca*, que é a *dummy* para o padrão de acabamento; *ap*, que é Área de Planejamento onde se localiza o apartamento; *a*, que é a área em m² do apartamento; *a*², que é o quadrado da área do apartamento; *id*, que é a idade em anos do apartamento; *id*² é o quadrado da idade; e ε , que é o termo do resíduo. Os β 's representam os parâmetros hedônicos a serem estimados. As equações para as regressões pela mediana dos diversos métodos hedônicos estão resumidas a seguir.

4.3.4 – O método *time-dummy* para a regressão pela mediana

A regressão do método da *time-dummy* para a regressão pela mediana (TD2MED) está descrita abaixo:

$$\ln p_{i,j,t} = \beta_0 + at_{i,j,t}\beta_{1t} + aca_{i,j,t}\beta_2 + ap_{i,j,t}\beta_{3j} + a_{i,j,t}\beta_4 + a_{i,j,t}^2\beta_5 + id_{i,j,t}\beta_6 + id_{i,j,t}^2\beta_7 + \varepsilon_{i,j,t} \quad (4.7)$$

A regressão pela mediana do método TD2MED³⁹ apresentou um ajuste satisfatório com o *pseudo* – R^2 de 0,697, enquanto a regressão de dados em painel sem *outliers* OLS do TD2 apresentou o R^2 – *ajustado* de 0,918. Em termos de significância dos parâmetros estimados a regressão quantílica pela mediana TD2MED apresentou todos os parâmetros estimados significativos a 1% e com o sinal esperado. Na regressão OLS para a base sem *outliers* os parâmetros para seis Áreas de Planejamento da Região Sul da cidade (Prudente de Moraes, Santo Antônio, Anchieta, Santa Lúcia/São Bento e Barragem) não foram significativos a 5%. No capítulo anterior, atribuímos a não significância dos parâmetros das AP's da Região Sul como consequência da dinâmica intraurbana pela qual os locais de moradia, consumo e trabalho das famílias mais abastadas estariam se deslocando para o eixo Sul da metrópole belo-horizontina, como proposto em Villaça (1998). No modelo de regressão pela mediana, por outro lado, os parâmetros para essas AP's são todos significativos e com sinal negativo. Pela estimação LAD não evidências do desaparecimento do prêmio de localização exibidos no valor dos apartamentos da AP Savassi, AP que continua sendo habitada por população abastada e onde se concentram importantes empresas, escritórios, equipamentos culturais e comércio e serviços de alto padrão.

³⁹ A saída da regressão encontra-se com o autor (luipai@yahoo.com).

A Tabela 26 apresenta os índices de preços estimados pelo método TD para a amostra restrita e estimação OLS (TD2) e para amostra completa e estimação LAD (TD2MED).

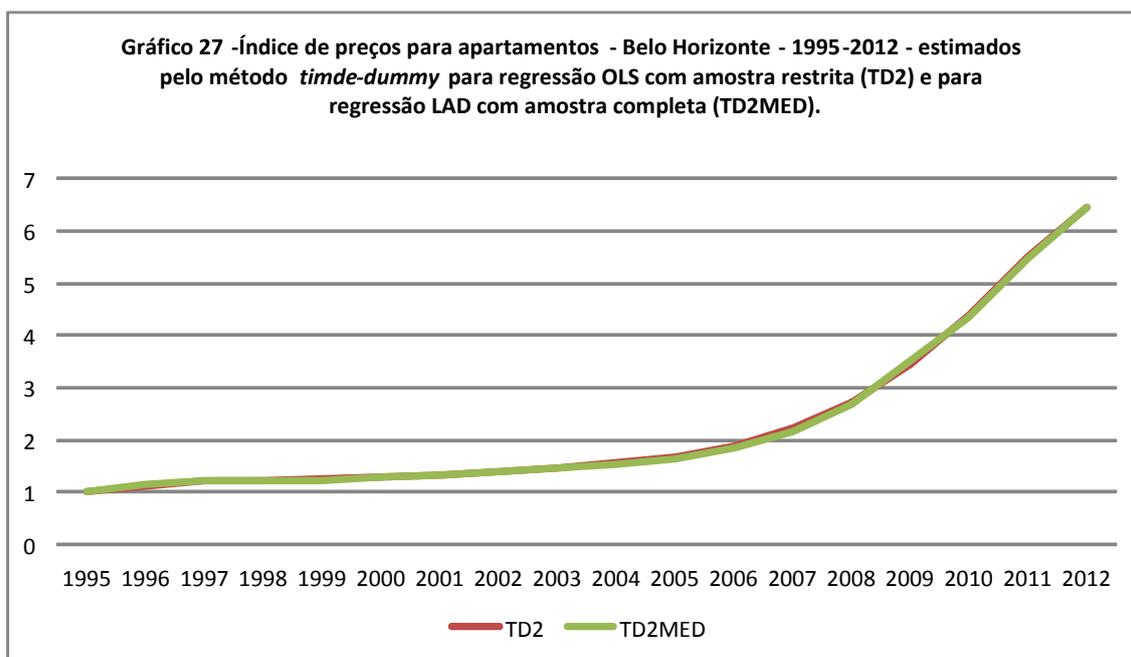
Tabela 26 - Índice de preços para apartamentos em Belo Horizonte - 1995-2012 - Para o método da <i>time-dummy</i> para amostra restrita e estimação OLS (TD2) e para amostra completa e estimação LAD (TD2ME)		
Ano	TD2	TD2MED
1995	1	1
1996	1.1219	1.1350
1997	1.2215	1.2234
1998	1.2346	1.2288
1999	1.2496	1.2374
2000	1.2871	1.2899
2001	1.3097	1.3150
2002	1.3999	1.3985
2003	1.4677	1.4524
2004	1.5543	1.5381
2005	1.6686	1.6486
2006	1.8734	1.8478
2007	2.2156	2.1799
2008	2.7177	2.6875
2009	3.4658	3.5078
2010	4.3800	4.3580
2011	5.5060	5.4854
2012	6.4672	6.4467
Número de observações	322,072	323,132

Fonte: elaboração própria a partir de dados do ITBI fornecidos pela PBH e IPEAD-UFMG

O índice de preços calculados pelos dois métodos ficou muito próximo (Gráfico 27). A diferença absoluta entre os índices ultrapassou um ponto percentual em oito ocasiões (1996 e no período entre 2003 e 2009). O índice estimado pelo TD2 esteve acima do estimado pelo TD2MED em 12 dos 17 anos analisados.

A comparação entre os índices estimados pela regressão pela média (OLS) e regressão pela mediana (LAD) demonstra que a técnica escolhida para retirar *outliers*, recomendada por González (1997b), foi satisfatória, não comprometendo os resultados dos índices. Porém, a regressão pela mediana permite que os índices de preços sejam

estimados de maneira mais direta, economizando tempo de trabalho do pesquisador e evitando retirada de dados que podem refletir, de fato, uma realidade de mercado. Adicionalmente, a regressão pela mediana teve melhor desempenho na significância dos parâmetros, revelando ser um método mais adequado para a realidade do mercado imobiliário, como propuseram Coulson e McMillen (2007) e McMillen (2008).



Em termos de taxa de variação (Tabela 27), o comportamento também foi parecido. A diferença absoluta média entre as taxas de valorização nominal estimadas pelo TD2 e o TD2MED foi de 0,67%. Em nove dos 17 anos analisados, a taxa de valorização dos apartamentos foi maior no índice estimado pela regressão OLS (TD2). Nos anos de 1996, 1997, 2000 e 2010 a diferença absoluta entre as taxas de valorização foi maior ou igual a 1%; no ano de 2009 essa diferença ultrapassou 2%. No período de consolidação do Plano Real a estimação pela mediana apontou uma valorização maior que a OLS, em 1996, tendência que se inverteu, em 1997. Nos anos em que os preços dos imóveis sofreram os efeitos das crises do Balanço de Pagamentos dos Países Emergentes (1998 e 1999), a regressão pela mediana apontou um efeito mais severo da

crise, com taxas de valorização nominal dos apartamentos de 0,44% e 0,70%, em 1998 e 1999, respectivamente, do que a regressão OLS, cujas taxas foram 1,07% e 1,22%, respectivamente.

Ano	TD2	TD2MED
1996	12.19	13.50
1997	8.88	7.79
1998	1.07	0.44
1999	1.22	0.70
2000	3.00	4.25
2001	1.75	1.95
2002	6.89	6.34
2003	4.85	3.85
2004	5.90	5.90
2005	7.35	7.19
2006	12.27	12.08
2007	18.27	17.97
2008	22.67	23.29
2009	27.52	30.52
2010	26.38	24.24
2011	25.71	25.87
2012	17.46	17.52

Fonte: elaboração própria a partir de dados do ITBI fornecidos pela PBH e IPEAD-UFMG

No período de grande valorização imobiliária (2008-2011), houve mudança de tendência. Em 2008 e 2009, os índices estimados por LAD estiveram acima do estimado por OLS. No ano de 2009, o ano de pico nas duas séries, a distância entre as taxas de valorização nominal foi máxima com o LAD, apontando uma taxa de 30,52% e o OLS, 27,52%. No ano de 2010, por outro lado, a estimação TD2 apontou uma valorização nominal maior (26,38%) que a verificada para o TD2MED (24,24%), sendo a segunda maior diferença absoluta da série. Em 2011, as taxas de valorização ficaram muito próximas.

4.3.5 – O método *adjacent-period-time-dummy* para a regressão pela mediana

O modelo rodado para a regressão pela mediana do método *adjacent-period-time-dummy* (APTD2MED) é descrito na equação abaixo:

$$(\ln p_{i,j,t})^{t,t+1} = (\beta_0)^{t,t+1} + at_{t+1}\beta_{1t+1} + (aca_{i,j,t}\beta_2 + ap_{i,j,t}\beta_{3j} + a_{i,j,t}\beta_4 + a_{i,j,t}^2\beta_5 + id_{i,j,t}\beta_6 + id_{i,j,t}^2\beta_7 + \varepsilon_{i,j,t})^{t,t+1} \quad (4.8)$$

O ajuste das 17 regressões pelo método APTD2MED foi satisfatório.⁴⁰ O *pseudo* – R^2 variou entre 0,5537 (na regressão 9)⁴¹ e 0,7162 (na regressão 8). Para comparação, o R^2 – *ajustado* das regressões APTD2 ficou entre 0,834 (regressões 14 e 15) e 0,9222 (regressão 8). A Tabela 28 indica as variáveis explicativas, cujos parâmetros não foram significativos nas 17 regressões do método APTD2MED e do APTD2, para comparação.

Tabela 28 - Variáveis cujos parâmetros não foram significativos por regressão para as especificações APTD2 e APTD2MED		
Características cujos parâmetros não foram significativos a 5%	APTD2	APTD2MED
ano1998	-	3
Jatobá	1	6
Prudente de Morais	1,2,3,4,5,6,7,13,14,15,16,17	-
Santo Antônio	1,2,3,4,5,6,9,13,14,15,16	2,3
Anchieta	Todas	5,15
Serra	1,2,3,5	2
Cafezal	-	3,8,9
Santa Lúcia/São Bento	1,5,6,7,8,10,11,12,13,14,15,16,17	-
Baleia	2	2,3
Belmonte	-	4
Pampulha	4,5	-

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da SEFAZ/PBH e IPEAD/UFMG
O número 1 nas colunas APTD2 e APTD2MED indica (1995-1996), o 2 (1996-1997), seguindo essa lógica até o 17 que representa (2011-2012).

Nota-se que o ano de 1998 teve o parâmetro não significativo a 5% na regressão pela mediana (APTD2MED). Desse modo, o índice de preço para apartamentos em 1998 e, conseqüentemente, a variação de preço dos apartamentos em 1998, não é

⁴⁰ As saídas das regressões encontram-se com o autor (luipai@yahoo.com).

⁴¹ Definimos como regressão 1 o APTD2MED para os anos 1995 e 1996. Como regressão 2, o APTD2MED para os anos 1996 e 1997. E assim sucessivamente até o APTD2MED 17, para a regressão para os anos 2011 e 2012.

significativamente diferente de zero. No caso do modelo por OLS sem *outliers*, todos os parâmetros para ano de transação foram estatisticamente diferentes de zero. No caso dos parâmetros para as Áreas de Planejamento (AP's), os resultados para a regressão pela mediana foram mais satisfatórios. Enquanto nas 17 regressões do APTD2 houve 61 casos de parâmetros estimados não significativos a 5%, nas 17 regressões do APTD2MED houve 12 casos de parâmetros não significativos.

Os parâmetros não significativos para as AP's Jatobá APTD2(1) APTD2, APTD2MED(6), Baleia APTD2(2), APTD2MED(2), Belmonte APTD2MED(4) e Pampulha APTD2(4,5) indicam alguma peculiaridade dos dados ou da regressão estimada. Essas AP's localizam-se distantes da Regional Centro-Sul do município e, com exceção da Pampulha, são habitadas por população majoritariamente pobre, não havendo nenhuma razão que justifique os apartamentos localizados nessas AP's não sofrerem descontos de localização *vis-à-vis* aos localizados na Savassi.

No capítulo anterior, atribuímos ao fato de as AP's do sul do município (Prudente de Moraes, Santo Antônio, Anchieta, Serra e Santa Lúcia/São Bento) não terem seus parâmetros significativos nas regressões APTD2 à dinâmica de estruturação intraurbana proposta por Villaça (1998). A partir das regressões pela mediana do método (APTD2MED), essa tendência mostrou-se menos evidente do que na regressão pela média (APTD2). Por exemplo, Anchieta teve todos os seus parâmetros não significativos no APTD2. Nas regressões pela mediana (APTD2MED), o parâmetro para Anchieta foi não significativo em dois casos (regressões 5 e 15) e positivo em cinco ocasiões (regressões 2, 3, 6, 13, 14). Santo Antônio teve 11 parâmetros não significativos no APTD2, contra dois no APTD2MED. Já para Serra, enquanto o parâmetro não foi significativo em quatro ocasiões do APTD2, no APTD2MED esse evento ocorreu apenas uma vez. Santa Lúcia/São Bento e Prudente de Moraes, com 13 e

12 ocorrências de parâmetros não significativos no APTD2, respectivamente, não obtiveram nenhum parâmetro não significativo no APTD2MED.

Por fim, o parâmetro para Cafezal não foi significativo em três ocasiões no APTD2MED e significativo com sinal positivo, ao contrário do esperado, em uma ocasião (regressão 1). Esses resultados surpreendem, uma vez que Cafezal é uma AP que representa um conjunto de vilas e favelas. Esperava-se que os apartamentos localizados dentro dos limites dessa AP (que é contígua à Santa Lúcia/São Bento) apresentassem desconto de localização. A não significância dos parâmetros e o sinal positivo podem ser reflexos do número reduzido de observações de transações com apartamentos nessa AP.

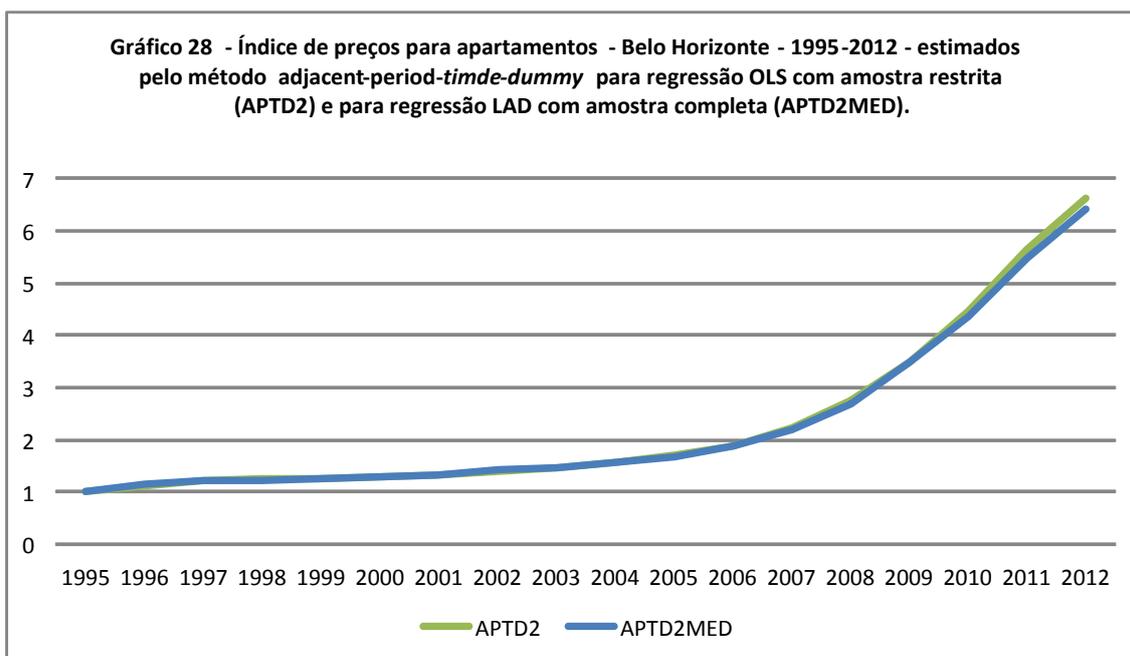
A Tabela 29 apresenta os índices de preços estimados através dos métodos OLS (APTD2) e LAD (APTD2 MED).

Tabela 29 - Índice de preços para apartamentos em Belo Horizonte - 1995-2012 - Para o método da <i>adjacent-period-time-dummy</i> para amostra restrita e estimação OLS (APTD2) e para amostra completa e estimação LAD (APTD2MED)		
Ano	APTD2	APTD2MED
1995	1	1
1996	1.1220	1.1495
1997	1.2214	1.2338
1998	1.2394	1.2349
1999	1.2510	1.2461
2000	1.2863	1.2999
2001	1.3093	1.3278
2002	1.4021	1.4182
2003	1.4748	1.4754
2004	1.5700	1.5597
2005	1.6939	1.6775
2006	1.9005	1.8802
2007	2.2451	2.2028
2008	2.7498	2.7008
2009	3.5007	3.4950
2010	4.4785	4.3502
2011	5.6573	5.4857
2012	6.6426	6.4206
Número de observações	322,072	323,132

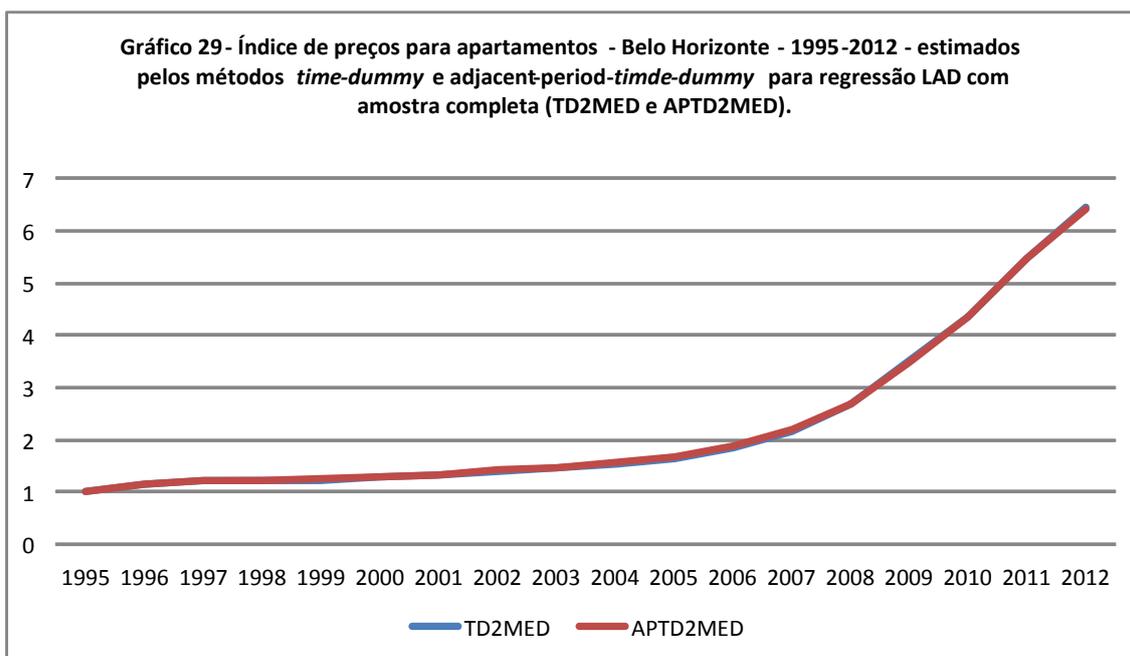
Fonte: elaboração própria a partir de dados do ITBI fornecidos pela PBH e IPEAD-UFMG

Os índices apresentaram valores próximos (Gráfico 28), demonstrando que a análise de *outliers* foi satisfatória, uma vez que não comprometeu os valores dos índices estimados. No entanto, as distâncias foram maiores que as registradas nas estimações do método TD. Nos dois últimos anos, 2011 e 2012, a diferença entre os índices ultrapassou os três pontos percentuais. Em 1996 e 2010, esteve acima de 2 pp e em mais sete ocasiões esteve acima de 1pp. Assim como no método TD, o índice estimado pela regressão na média (OLS) esteve acima do estimado pela regressão pela mediana (LAD) na maior parte do período, isto é, 11 anos em um total de 17.

Como notado no capítulo anterior, o método APTD representa uma melhor aproximação sobre o comportamento temporal do preço dos imóveis, uma vez que permite com que os preços sombras variem ao longo do tempo. Pode-se supor que a diferença na estimação dos preços sombras entre os dois métodos – OLS e LAD –, ao longo do tempo, tenha contribuído para uma maior diferença entre os índices de preços para apartamentos estimados pelo método APTD. Assim como no caso do método TD, a regressão pela mediana, por não necessitar de análise prévia para detecção e eliminação de *outliers*, mostrou-se um método mais eficiente e robusto e mais adequado à base de dados, estimando menos parâmetros não significativos.



O Gráfico 29 apresenta a comparação entre os índices estimados pela regressão LAD para os dois métodos (TD2MED e APTD2MED). Os valores estimados são muito próximos, ultrapassando 1 ponto percentual apenas no ano de 1996 e no período de 2002 a 2007. O índice gerado pelo APTD2MED esteve acima dos gerados pelo TD2MED para todo o período, exceto os anos de 2009, 2010 e 2012. Ou seja, não levar em conta a variação temporal nos parâmetros estimados das características dos apartamentos – como no caso do TD2 – tem como efeito subestimar o valor dos índices de preços para a maior parte do período. Porém, como mostrado no Gráfico 3, esse efeito, na prática, é de pouca magnitude.



Por fim, o comportamento da taxa de valorização medida pelas duas formas de estimação foi parecido (Tabela 30). A diferença absoluta média entre as taxas de valorização nominais estimadas pelo APTD2 e o APTD2MED foi de 0,90%, um pouco acima do registrado para o método TD. A taxa de valorização dos modelos estimados por OLS superaram as dos modelos estimados por LAD em 11 dos 17 anos. Em 1997, 1998, 2000, 2003 e 2009 a diferença absoluta entre os índices ultrapassou 1%, enquanto que em 1996 e 2010 essa diferença estava acima dos 2%.

Do mesmo modo que no método TD, nos anos de consolidação do Real houve uma inversão de tendência, ou seja, a estimação pela mediana apontando maior valorização do que a OLS, em 1996, e o contrário ocorrendo em 1997. A estimação pela mediana do método APTD (APTD2MED) também foi mais sensível aos anos de crise, 1998 e 1999, do que a estimação pela média. Em 1998, a distância entre as taxas de valorização nominal foi grande, 0,09%, no APTD2MED, contra 1,48%, no APTD2. Em 1999, as valorizações nominais medidas pelos dois métodos, por outro lado, estiveram muito próximas, 0,91% no APTD2MED, contra 0,94%, no APTD2.

Tabela 30 - Valorização anual nominal, apartamentos em Belo Horizonte - 1995-2012
 Para o método da *adjacent-period-time-dummy* para amostra restrita e estimação OLS. (APTD2) e para amostra completa e estimação LAD (APTD2MED)

Ano	APTD2	APTD2MED
1996	12.20	14.95
1997	8.86	7.33
1998	1.48	0.09
1999	0.94	0.91
2000	2.82	4.31
2001	1.79	2.15
2002	7.08	6.81
2003	5.19	4.04
2004	6.45	5.71
2005	7.89	7.55
2006	12.20	12.08
2007	18.13	17.16
2008	22.48	22.61
2009	27.31	29.40
2010	27.93	24.47
2011	26.32	26.10
2012	17.42	17.04

Fonte: elaboração própria a partir de dados do ITBI fornecidos pela PBH e IPEAD-UFMG

No período de grande valorização imobiliária (2008-2011), o método APTD apresentou a mesma mudança de tendência observada no método TD. Em 2008 e 2009, a taxa de valorização nominal do APTD2MED ficou acima da estimada pelo APTD2. No ano de 2008, os valores ficaram muito próximos, 22,61%, no APTD2MED, e 22,48%, no APTD2. Em 2009, a valorização do método APTD2MED foi 29,40%, enquanto a do APTD2 ficou em 27,31%. No período de 2010 e 2011, as taxas de valorização nominal dos índices estimados pela média passaram a estar acima das taxas de valorização estimadas pela mediana. Em 2010, foi registrada a maior diferença entre as taxas de valorização nominal da série, pela estimação OLS a valorização foi 27,93%, ao passo que para a estimação LAD essa taxa foi 24,47%. No ano de 2011, as taxas voltaram a estar muito próximas, com a valorização nominal estimada no APTD2 (26,32%), estando ligeiramente acima da estimada no APTD2MED (26,10%).

4.3.6 – O método da imputação hedônica para a regressão na mediana

(MIH2MED)

A expressão abaixo resume o modelo de regressão quantílica pela mediana para o método da imputação (MIH2MED):

$$(\ln p_{i,j,t})^t = (\beta_0)^t + (aca_{i,j,t}\beta_2 + ap_{i,j,t}\beta_3 + a_{i,j,t}\beta_4 + a_{i,j,t}^2\beta_5 + id_{i,j,t}\beta_6 + id_{i,j,t}^2\beta_7 + \varepsilon_{i,j,t})^t \quad (4.9)$$

Para estimar a regressão pelo método da imputação, vale a ressalva feita no capítulo anterior, na qual algumas Áreas de Planejamento (AP') tiveram que ser agregada, pois a mensuração de índice de preços pelo método da imputação necessita que haja observações para todas as variáveis em todos os anos. As agregações estão no Quadro 3 do Capítulo 3. Os índices de preços calculados pelo MIH2MED correspondem à fórmula de Törnqvist, que representa a média geométrica dos índices geométricos de Paasche e Laspeyres (a derivação desses índices está na seção 4.2.3 do Capítulo 3).

Os ajustes das 18 regressões pela mediana do método da imputação (MIH2MED) foram satisfatórios.⁴² O *pseudo* – R^2 variou de 0,5446 (regressão do ano de 2009) à 0,7255 (regressão do ano de 2003). No caso do modelo OLS (MIH2), o R^2 – *ajustado* variou de 0,848 (regressões para os anos de 1998 e 2010) até 0,923 (regressão para o ano de 2002). A Tabela 31 apresenta uma comparação das variáveis cujos parâmetros não foram significativos a 5% nas estimações OLS (MIH2) e LAD (MIH2MED).

⁴² As saídas das regressões encontram-se com o autor (luipai@yahoo.com).

Tabela 31 - Variáveis cujos parâmetros não foram significativos por regressão para as especificações MIH2 e MIH2MED		
Características cujos parâmetros não foram significativos a 5%	MIH2	MIH2MED
Popular	2	5
Prudente de Morais	1,2,3,4,5,6,7,13,14,15,16,17,18	-
Santo Antônio	1,2,3,4,5,6,7,9,10,15,16,17	3
Anchieta	Todas	3
Serra e Cafezal	1,2,3,5,6	3
Santa Lúcia/São Bento e Barragem	1,3,6,7,8,10,11,12,13,14,15,16,17,18	1,15
Barroca	1,7	-
Belmonte	-	4
Concórdia	-	5

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da SEFAZ/PBH e IPEAD/UFMG
O número 1 nas colunas MIH2 e MIH2MED indica (1995), o 2 (1996), seguindo essa lógica até o 18 que representa (2012).

A estimação pela mediana teve melhor ajuste no que diz respeito ao nível de significância dos parâmetros. Nas 18 regressões do método MIH2MED, oito parâmetros estimados não foram significativos a 5%, enquanto que no método MIH2 foram 65 parâmetros. Novamente, pela regressão pela mediana, a dinâmica intraurbana proposta por Villaça (1998) não se traduziu no desaparecimento do sobrepreço de localização dos apartamentos da Savassi frente aos das demais AP's da Região Sul, embora o sinal do parâmetro para AP Anchieta tenha sido significativo e com sinal positivo nas regressões dos anos de 1995, 1996, 1997, 2000 e 2009. Nesses anos, pelos resultados das regressões, os apartamentos do Anchieta exibiram um prêmio de localização *vis-à-vis* aos localizados na Savassi. O mesmo fenômeno ocorreu com os apartamentos do Santo Antônio no ano de 1996. Tanto Anchieta, quanto Santo Antônio são AP's contíguas à Savassi. A diversificação dos serviços urbanos, principalmente no Anchieta, foi um fator que aumentou a atratividade dessa AP no mercado imobiliário de Belo Horizonte.

No caso do Santo Antônio o parâmetro significativo em apenas um ano pode ser atribuído a alguma peculiaridade da amostra naquele ano⁴³.

A Tabela 32 apresenta os índices de preços gerados pelo método da imputação na regressão pela mediana (MIH2MED) e na regressão pela média (MIH2).

Tabela 32 - Índice de preços para apartamentos em Belo Horizonte - 1995-2012 - Para o método da imputação para amostra restrita e estimação OLS (MIH2) e para amostra completa e estimação LAD (MIH2MED)		
Ano	MIH2	MIH2MED
1995	1	1
1996	1.1495	1.1563
1997	1.2338	1.2483
1998	1.2349	1.2831
1999	1.2461	1.2617
2000	1.2999	1.3146
2001	1.3278	1.3536
2002	1.4182	1.4307
2003	1.4754	1.4801
2004	1.5597	1.5989
2005	1.6775	1.7076
2006	1.8802	1.9395
2007	2.2028	2.2522
2008	2.7008	2.8182
2009	3.4950	3.6404
2010	4.3502	4.4546
2011	5.4857	5.6679
2012	6.4206	6.6136

Fonte: elaboração própria a partir de dados do ITBI fornecidos pela PBH e IPEAD-UFMG

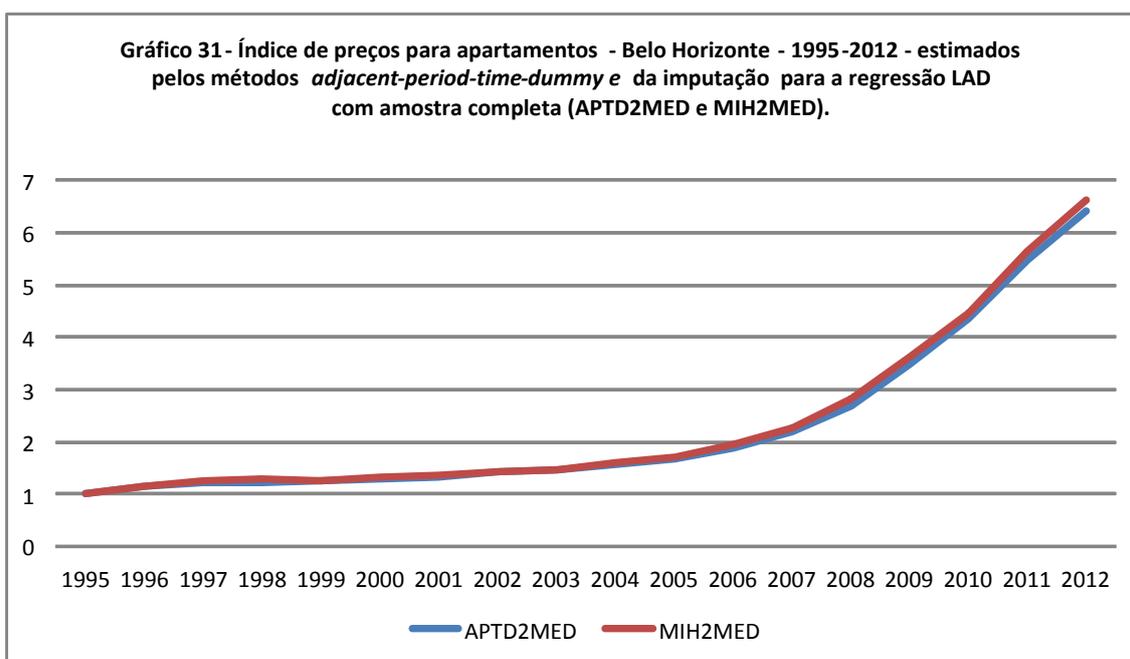
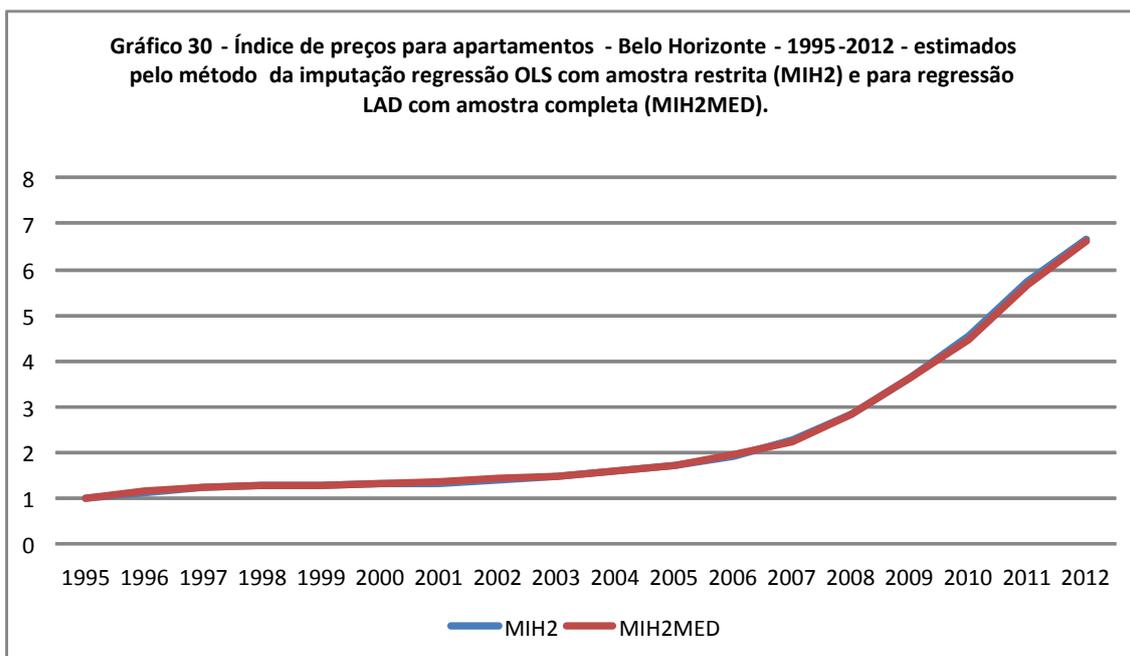
Os índices do método da imputação para ambos os modelos estimados, OLS e LAD, ficaram muito próximos (Gráfico 30). Assim como ocorreu nos métodos TD e APTD, no MIH a análise de *outliers* empreendida no Capítulo 3 mostrou-se satisfatória, não influenciando significadamente nos resultados. As distâncias entre os índices estimados pela regressão na média e na mediana do MIH foram parecidas com as auferidas no

⁴³ Dentre os resultados idiossincráticos, a AP Barroca teve o parâmetro não significativo em 1995 e 2001, na estimação por OLS. Para estimação LAD, o parâmetro para AP Belmonte não foi significativo em 1998 e o da AP Concórdia, em 1999. O acabamento Popular teve seu parâmetro não significativo na regressão OLS (1996) e na regressão LAD (1999).

método APTD, um pouco maiores que as estimadas no método TD. Em 1996, a distância entre o índice do método da imputação pela mediana em relação ao da média ultrapassou os três pontos percentuais (pp) em favor da estimação MIH2MED. No ano de 2001 e 2010, essa distância ultrapassou os dois pontos percentuais, no primeiro em favor do MIH2MED e no segundo em favor do MIH2. Em mais cinco ocasiões essa distância ultrapassou um ponto percentual. Ao contrário do ocorrido nos índices estimados pelos métodos TD e APTD, no caso do IM, o índice estimado por OLS ficou acima do estimado por LAD em sete ocasiões, em um total de 17.

A análise dos índices de preços de apartamentos gerados pelo método da imputação (MIH2 e MIH2MED) permite a mesma conclusão que se teve nas análises dos índices dos métodos TD e APTD, ou seja, a utilização da regressão pela mediana é um procedimento mais eficiente por dispensar a análise prévia de *outliers* que acabam por adotar critérios *ad hoc* para eliminação de observações.

Os índices APTD e MIH permitem que os preços sombras das características dos apartamentos variem no tempo. Por isso, esses são índices mais flexíveis e robustos que o estimado pelo método TD. Os índices estimados pelo método MIH2MED estiveram um pouco acima dos estimados para o APTD2MED durante todo o período, embora a trajetória seguida tenha sido a mesma (Gráfico 5) tendência já verificada nos índices estimados por OLS no capítulo anterior. A distância média para o período entre os índices MIH2 e APTD2 foi de 2,24% e tornou-se maior nos anos de intensa valorização imobiliária (2008-2012), na qual a distância média entre os índices alcançou 3,44%.



O comportamento da taxa de valorização dos apartamentos foi parecido nas duas formas de estimação do método da imputação (Tabela 33). A diferença absoluta entre as taxas de valorização nominais estimadas pelos dois métodos, MIH2 e MIH2MED, ficou em 1,13%, acima das registradas para os métodos TD e APTD. As regressões para a média geraram taxas de valorização maior do que as da mediana em nove dos 17 anos.

Em 1998, 1999, 2004 e 2008, a diferença absoluta ultrapassou os 2%. Já em 2002, 2006 e 2010, essa diferença esteve em mais de 1%. Ao contrário dos métodos TD e APTD, nos anos de consolidação do Real a valorização nominal estimada pela mediana foi superior à estimada pela média. Já para os anos da Crise do Balanço de Pagamentos (1998 e 1999), o comportamento do índice estimado pela mediana foi errático. Em 1998, pela estimaco LAD, houve uma valorizaco nominal de 2,79% dos apartamentos em Belo Horizonte, bem superior à estimaco OLS, na qual essa valorizaco foi de apenas 0,09%. Por outro lado, em 1999, ano da maxi desvalorizaco do Real, a estimaco LAD mostrou-se muito sensível à crise por que passava a economia brasileira, registrando uma desvalorizaco nominal de 1,67% no preo dos apartamentos, enquanto que na estimaco OLS houve valorizaco nominal modesta (0,91%).

Tabela 33 -Taxa de valorizaco nominal dos preos dos apartamentos em Belo Horizonte- 1995-2012 - pelos métodos <i>adjacent-period-time-dummy</i> e da imputaco hednica para amostra completa e estimaco LAD (APTD2MED e MIHMED2)		
Ano	APTD2MED	MIH2MED
1996	14.95	15.63
1997	7.33	7.96
1998	0.09	2.79
1999	0.91	-1.67
2000	4.31	4.19
2001	2.15	2.97
2002	6.81	5.70
2003	4.04	3.46
2004	5.71	8.03
2005	7.55	6.80
2006	12.08	13.58
2007	17.16	16.12
2008	22.61	25.13
2009	29.40	29.18
2010	24.47	22.36
2011	26.10	27.24
2012	17.04	16.69

Fonte: elaboraco prpria a partir dos dados do ITBI fornecidos pela PBH e IPEAD-UFMG

O comportamento dos índices do método da imputação divergiu do registrado para os índices dos métodos TD e APTD para o período de grande valorização imobiliária (2008-2011). As taxas de valorização nominal estimadas por LAD estiveram acima das estimadas por OLS em 2008 e 2011. Em 2008, a distância entre as taxas foi significativa com o LAD, estimando uma valorização nominal de 25,13%, contra uma valorização de 22,61% no OLS. Em 2011, por sua vez, a distância foi um pouco menor com o LAD, estimando valorização de 27,24% e o OLS, 26,10%. Nos anos de 2009 e 2010, as taxas de valorização nominais do OLS estiveram acima das taxas do LAD. Em 2009, as taxas ficaram próximas, 29,40% (OLS) e 29,18% (LAD). Já em 2010, a valorização medida pelo OLS, 24,47%, esteve acima da estimada pelo LAD, 22,36%.

4.3.7 - Método hedônico das características para a regressão pela mediana (MHC2MED)

A estimação pela mediana (LAD) para o método das características está representada abaixo:

$$\ln(p_i)^{t,j} = (\beta_0 + \alpha_i \beta_1 + \alpha_i \beta_2 + \alpha_i^2 \beta_3 + id_i \beta_4 + id_i^2 \beta_5 + \varepsilon_i)^{t,j} \quad (4.10),$$

onde t representa cada ano do período e j cada região do município a qual se aplicou o modelo. As regiões que compõem j estão no Quadro 4 do Capítulo 3. O método das características corresponde a uma imputação pela mediana a partir das regressões de (10). Imputam-se os valores do ano imediatamente anterior e posterior de um dado ano t , permitindo que se calcule os índices de Paasche e Laspeyres. Por fim, o índice final é o de Fisher, que corresponde à média geométrica entre o Paasche e Laspeyres. Todo esse processo está descrito na seção 4.2.4 do capítulo anterior.

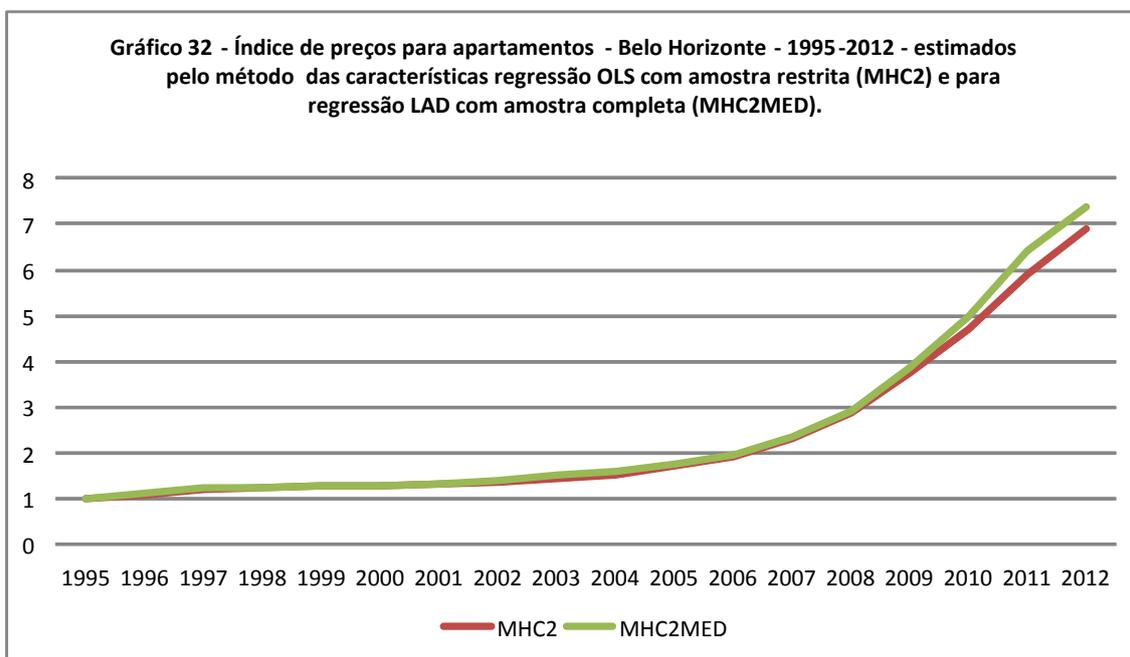
A Tabela 34 apresenta os índices de preços do método das características estimados por OLS para amostra restrita e por LAD para a amostra completa. Os índices

estimados seguiram a mesma trajetória (Gráfico 32), embora, a partir do ano de 2010, o índice estimado pela mediana se descola do estimado pela média. O índice MHC2MED esteve acima do MHC2 em todo o período, exceto os anos de 1998 e 1999, anos em que o efeito da crise de Balanço de Pagamentos dos países emergentes atingiu o mercado imobiliário belo-horizontino. A distância absoluta média entre os dois índices para o total do período foi 3,14%, a mais elevada entre os quatro métodos testados. Para os três últimos anos do período, a distância absoluta média foi de 7,28%.

Como apontado no capítulo anterior, a utilização de 32 divisões territoriais pode ter afetado o desempenho do modelo. Assim como nas regressões OLS, muitos dos parâmetros estimados nas regressões LAD também não foram significativos a 5%, e os valores do *pseudo* – R^2 para a maior parte das regressões foi muito baixo. Além disso, a necessidade de diversas interações, característica da estimação de regressões quantílicas, fez com que muitos parâmetros fossem retirados da estimação, diminuindo sua eficácia.

Tabela 34 - Índice de preços para apartamentos em Belo Horizonte - 1995-2012		
Para o método das características para amostra restrita e estimação OLS (MHC2) e para amostra completa e estimação LAD (MHC2MED)		
Ano	MHC2	MHC2MED
1995	1	1
1996	1.0752	1.1057
1997	1.1926	1.2203
1998	1.2282	1.2267
1999	1.2595	1.2587
2000	1.2728	1.2793
2001	1.2992	1.3029
2002	1.3510	1.4001
2003	1.4280	1.4953
2004	1.5334	1.5893
2005	1.7021	1.7689
2006	1.9271	1.9710
2007	2.3016	2.3532
2008	2.8716	2.9257
2009	3.7526	3.8848
2010	4.7240	4.9912
2011	5.8830	6.4052
2012	6.8897	7.3949
Número de observações	322,072	323,132

Fonte: elaboração própria a partir de dados do ITBI fornecidos pela PBH e IPEAD-UFMG



O método das características foi o que revelou maior discrepância absoluta entre as taxas de valorização estimadas pela média e mediana, 1,31% em média (Tabela 35).

Em oito dos 17 anos, as taxas de valorização estimadas pelas regressões na média estiveram acima das estimadas pelas regressões na mediana. Nos anos de 2002 e 2011, a diferença absoluta entre as taxas de valorização nominais estimadas pela média e pela mediana ultrapassou 3%. Em 1996, 1998 e 2010, essa diferença esteve acima dos 2%, e em 2003, 2004, 2009 e 2012, acima do 1%. No período de consolidação do Real (1996 e 1997), o comportamento das taxas de variação nominal do MHC foi parecido com os do TD e APTD, valorização maior para o LAD, em 1996, e o contrário, em 1997. Na estimação por LAD do método MHC, a taxa de valorização dos apartamentos foi mais sensível à crise, em 1998, quando registrou valorização nominal de 0,53%, contra a valorização de 2,98% da estimação OLS. Em 1999, no entanto, as duas formas de estimação geraram taxas de valorização nominais parecidas, 2,60% (LAD) e 2,55% (OLS).

Tabela 35 - Valorização nominal real dos apartamentos em Belo Horizonte - 1995-2012 - Para o método das características para amostra restrita e estimação OLS (MHC2) e para amostra completa e estimação LAD (MHC2MED)		
Ano	MHC2	MHC2MED
1996	7.52	10.57
1997	10.92	10.37
1998	2.98	0.53
1999	2.55	2.60
2000	1.06	1.64
2001	2.07	1.84
2002	3.98	7.46
2003	5.70	6.80
2004	7.39	6.29
2005	11.00	11.29
2006	13.22	11.43
2007	19.44	19.39
2008	24.76	24.33
2009	30.68	32.78
2010	25.89	28.48
2011	24.53	28.33
2012	17.11	15.45

Fonte: elaboração própria a partir de dados do ITBI fornecidos pela PBH e IPEAD-UFMG

O ano de maior distância absoluta entre as taxas de valorização das estimações pela média e mediana do método das características foi 2002, ano marcado pelas

incertezas quanto a sucessão presidencial, no qual a estimação pela média gerou uma valorização nominal de 3,98%, e a estimação pela mediana 7,46%, essa última mais condizente com as taxas calculadas pelos demais métodos. O comportamento das taxas de valorização nominal dos apartamentos, estimadas por LAD e OLS no método MHC, diferiu do padrão dos demais métodos, no período de *boom* do preço dos imóveis. A estimação pela mediana resultou em taxas de valorização maiores entre 2009 e 2011, em 2008 essas taxas foram muito parecidas com a estimada pela média, estando um pouco acima. Nas duas formas de estimação o pico de valorização dos apartamentos foi em 2009, com valorização nominal de 32,78% (LAD) e 30,68% (OLS). A maior diferença nesse subperíodo foi registrada em 2011, quando a valorização estimada pelas regressões na mediana foi de 28,33% e a estimada pelas regressões na média foi 24,53%.

4.3.8 – Regressão pela Mediana X Regressão pela Média: um balanço para os diversos métodos hedônicos

Nesta seção foram testados os resultados dos diferentes métodos hedônicos para geração de índice de preços para apartamentos em regressões pela mediana, e os resultados foram comparados com o obtido no Capítulo 3, através de regressões OLS após análise de *outliers*. Os resultados apontaram diferença pequena entre os índices, isto é, na média a diferença entre os índices não chegou a 0,5% em nenhum dos métodos. Esses resultados indicam, primeiramente, que a análise de *outliers* realizada no Capítulo 3 foi satisfatória, não exercendo influência significativa nos resultados. Porém, por ser a presença de *outliers* uma característica do mercado imobiliário, a análise desta seção indica que a regressão pela mediana é um método mais eficiente e robusto do que a regressão OLS precedida de análise de *outliers*. Mais eficiente porque

poupa trabalho, e mais robusta, pois não é sensível às escolhas feitas pelo pesquisador sobre os critérios e metodologias para detecção dos *outliers*.

Profissionais do mercado imobiliário americano sempre preferiram a mediana como métrica para se calcular a variação temporal de preços imobiliários (COULSON; McMILLEN, 2007). Estendendo essa visão para o modelo de regressão, Buchinsky (1998) constatou que a estimação da regressão pela mediana é mais atrativa do que a estimação pela média, na mesma medida em que a mediana é uma medida de localização mais adequada que a média. Dessa forma, técnicas de regressão pela mediana são preferíveis à estimação pela média na construção de índice de preços para imóveis.

Embora a regressão pela mediana seja preferível à regressão pela média, Coulson e McMillen (2006) argumentam que os parâmetros estimados pelas regressões hedônicas para o mercado imobiliário podem variar com a posição que a observação ocupa na distribuição condicional do preço dos imóveis. Nesse caso, a regressão pela mediana é um caso particular de uma realidade mais ampla, na qual o mercado imobiliário é segmentado, sendo os parâmetros estimados pelo modelo hedônico e, conseqüentemente, o padrão da valorização imobiliária, dependente da posição que o valor do imóvel ocupa na distribuição condicional dos preços. A próxima seção estenderá a análise quantílica para diversos pontos da distribuição condicional do preço, buscando avaliar até que ponto a hipótese de que o padrão de valorização imobiliária varia nos quantis se aplica à realidade dos dados do mercado de apartamentos de Belo Horizonte, entre 1995 e 2012.

4.4 – Índice de Preços Hedônicos Quantílicos para Belo Horizonte: 1995-2012

4.4.1– Modelo de Preços Hedônicos Quantílicos

O modelo de preços hedônicos, tal como proposto em Rosen (1974), é uma regressão de primeiro estágio entre o preço do bem e seus atributos. O parâmetro estimado para um dado atributo representa o seu preço implícito, isto é, aquele resultante da interação entre oferta e demanda. Nesse modelo, a oferta dos atributos é tida como fixa e a demanda pelos atributos é negativamente inclinada (ZIETZ; ZIETZ; SIRMANS, 2008).

Zietz, Zietz e Sirmans (2008) argumentam que descrever o mercado imobiliário por uma única regressão, como é o caso da estimação por OLS ou pela mediana, significa, na prática, adotar a hipótese do agente representativo único. Por essa hipótese, a estrutura de preferências de todos os compradores de imóveis é idêntica, pois estes só se diferem pela restrição orçamentária a qual estão sujeitos. Nesse caso, o preço implícito de cada atributo é único, independentemente da faixa de preço do imóvel.

Em estudo anterior comparando o resultado de diversas aplicações de modelo de preços hedônicos ao mercado imobiliário americano, Sirmans e Macpherson (2003) encontraram resultados diferentes e, em alguns casos, contraditórios para o sinal, magnitude e significância dos atributos mais comumente incluídos nas regressões. Para Zietz, Zietz e Sirmans (2008) essa instabilidade na estimação dos atributos pode indicar que o mercado imobiliário é segmentado, e, por isso, diferentes tipos de consumidores podem valorizar os atributos dos imóveis de maneira diversa.

Zietz, Zietz e Sirmans (2008) prosseguem a análise relaxando a hipótese do agente representativo único. Para ilustrar, criam um modelo teórico com dois tipos de compradores de imóveis. O primeiro tipo é o indivíduo pobre, cuja renda é baixa e o acesso ao crédito imobiliário é restrito. O outro tipo é o rico, cuja renda é alta e o acesso

ao crédito imobiliário é irrestrito. O pobre não é capaz de entrar no mercado de imóveis caros porque o sistema financeiro não lhe concederá o financiamento necessário. Já o rico não entra no mercado de imóveis baratos, pois estes não lhe proporcionam nem as amenidades de localização e nem o *status* social que desejam. O resultado é um mercado segmentado, no qual cada agente (ricos e pobres) tem uma estrutura de preferências específica para escolher os imóveis, e como resultado, cada agente habita imóveis de faixas de valores diferentes.

Do lado da oferta, as construtoras irão produzir imóveis, levando em conta essa segmentação. Como resultado, a determinação do preço implícito de cada atributo, como descrito no modelo de Rosen (1974), no caso do mercado imobiliário, se dá para diferentes segmentos do mercado. Ou seja, existe tanto uma curva de oferta quanto uma curva de demanda específica para cada tipo de agente. A tarefa do pesquisador, segundo Zietz, Zietz e Sirmans (2008), é identificar a segmentação do mercado imobiliário. A ferramenta empírica mais apropriada para esse fim é a regressão nos quantis.

Para Coulson e McMillen (2006), a estimação de modelo de preços hedônicos no mercado imobiliário está sujeita ao viés de variável omitida. Desse modo, pode haver atributos que, apesar de exercerem influência no preço dos imóveis, não são passíveis de serem observados, seja quantitativa ou qualitativamente. Nesse caso, a informação desses atributos estará no termo do resíduo da regressão de mínimos quadrados ordinários. Como exemplo de atributos difíceis de serem mensurados os autores listam: i) imóveis reformados; ii) imóveis de qualidade construtiva excepcional; iii) imóveis em localização altamente privilegiada. A regressão em diferentes quantis é uma estratégia para minorar o efeito do viés de variável omitida, uma vez que estima parâmetros distintos para diferentes pontos da distribuição condicional dos resíduos. Ou seja, quando se estima a regressão para quantis altos o peso maior é dado para os

resíduos positivos, que podem refletir alguma qualidade excepcional do imóvel não mensurada. Raciocínio inverso pode ser aplicado para a regressão nos quantis mais baixos, que podem captar o efeito de algum atributo não mensurado que não é valorizado pelos consumidores de imóveis. Os autores concluem afirmando que a existência de efeitos quantílicos (parâmetros estimados variando nos quantis) é o sintoma de que existem variáveis omitidas.

Zietz, Zietz e Sirmans (2008) e Coulson e McMillen (2006) demonstram que a regressão quantílica é a mais apropriada para lidar com o mercado imobiliário, caracterizado por ser segmentado, possuir observações discrepantes e as estimações estarem sujeitas ao viés de variável omitida. Recentemente, têm surgido estudos que aplicam regressão quantílica ao mercado imobiliário. Alguns estudos se concentram em análises *cross-section* e outros fazem uma análise temporal.

Dentre os estudos *cross-section* temos os de Zietz, Zietz e Sirmans (2008), que estimaram um modelo hedônico quantílico para a Área Metropolitana de Orem/Provo no estado de Utah, nos EUA, entre o segundo semestre de 1999 e o segundo semestre de 2000. Como resultado, os autores encontraram efeitos quantílicos para a maior parte dos atributos incluídos na amostra. Por exemplo, área foi mais valorizada nos quantis mais altos, enquanto imóveis novos e número de quartos foram mais valorizados nos quantis mais baixos. Liao e Whang (2012) estimaram regressões quantílicas para um modelo de preços hedônicos para Changsha, uma cidade emergente da China, para uma amostra de imóveis vendidos entre agosto de 2008 e agosto de 2009. Os autores encontraram efeitos quantílicos para vários atributos incluídos no modelo. Área do imóvel foi mais valorizada nos quantis mais altos. Por outro lado, área externa comum, quartos, distância a parques urbanos e distância a parques naturais foram mais valorizados nos quantis mais baixos. A distância ao centro da cidade (*Central Business District - CBD*)

apresentou um efeito em forma de U nos quantis, dado que imóveis mais distantes perderam mais valor nos quantis mais baixos e nos quantis mais altos. Kim, Park e Lee (2014) estimaram um modelo hedônico quantílico para três regiões de Seoul, capital da Coreia do Sul, para dados colhidos entre 2006 e 2012. Os resultados indicam haver efeitos quantílicos relevantes no mercado imobiliário de Seoul. Área e imóveis com vista foram mais valorizadas nos quantis mais altos. Por outro lado, proximidade à estação de metrô foi importante na valorização dos imóveis dos quantis mais baixos, e para os quantis mais altos o impacto chegou a ser negativo.

Para o caso do Brasil, Furtado (2007, 2011) estimou modelos hedônicos através de regressão quantílica para o mercado imobiliário de Belo Horizonte. Furtado (2007) utilizou uma amostra de imóveis oferecidos para venda no site da Rede Net Imóveis em outubro de 2005. Como resultado, o autor encontrou a existência de efeitos quantílicos nas regressões. Ao contrário dos demais estudos, área foi menos valorizada nos quantis mais altos. Vaga de garagem e idade exerceu menor influência nos quantis intermediários. Já localizações tidas como privilegiadas tiveram maior impacto nos quantis mais altos. Furtado (2011) utilizou a base de dados do ITBI para os três meses anteriores a setembro de 2007, para estimar um modelo hedônico quantílico-espacial para o mercado de imóveis como um todo (apartamento, casa, barracão, loja, sobreloja, galpão, vaga comercial e vaga residencial). Como resultado, área e padrão de acabamento apresentaram efeito positivo que diminui nos quantis. Para idade o efeito negativo diminui nos quantis. Dentre as características espaciais, nível educacional e de rendas dos habitantes, concentração de estabelecimentos de serviços tradicionais, concentração de atividades inovadoras, presença de grandes centros de compras em um raio de 1.500 metros e presença de avenidas principais em até 200 metros valorizavam mais os imóveis dos quantis mais altos.

Dentre as análises temporais existem dois tipos. O primeiro busca, através de modelos hedônicos quantílicos, estimar o impacto dos atributos e dos coeficientes na variação do preço dos imóveis em dois pontos do tempo. Já o segundo, busca mensurar a variação temporal do preço dos imóveis e seus efeitos nos quantis.

Das análises do primeiro tipo, tem-se McMillen (2008), que decompôs a variação do preço dos imóveis por quantis para Chicago-EUA, nos anos de 1995 e 2005. Esse foi um período de intensa valorização imobiliária no país, e os imóveis mais caros tenderam a valorizar mais do que os mais baratos. O autor utilizou a decomposição proposta por Machado e Mata (2005,⁴⁴ *apud* McMILLEN, 2008), para regressão quantílica. Os resultados indicam que os coeficientes exerceram mais influência que os atributos na mudança da distribuição dos preços (valorização) entre os dois anos. Dentre os parâmetros estimados, o que exerceu maior influência foi a constante. Esse resultado indica que no mercado imobiliário de Chicago as alterações tanto nas características dos imóveis, quanto no preço sombra dessas características foram pequenas no período analisado.

Nicodemo e Raya (2012) utilizaram o modelo de preços hedônicos nos quantis para as principais cidades espanholas, entre 2004 e 2009, para decompor a variação de preços entre fatores estruturais e coeficientes estimados. Os autores utilizaram a decomposição de Melly (2005⁴⁵, *apud* NICODEMO; RAYA, 2012). Os resultados indicam que a variação nos coeficientes estimados exerceu maior influência na distribuição condicional de preços do que os atributos, sendo esse efeito maior nos quantis mais baixos. Em termos de variação de preço, em Madrid e Barcelona a valorização foi maior nos quantis mais altos, ao passo que em Zaragoza, Sevilha,

⁴⁴ MACHADO, José Antônio Ferreira; MATA, José. Counterfactual decomposition of changes in wage distribution using quantile regressions. **Journal of Applied Econometrics**, v. 20, p. 455-65, 2005.

⁴⁵ MELLY, Blaise. Decomposition of differences in distribution using quantile regression. **Labour Economics**, v.12, n. 4, p. 577-90, 2005.

Malága, Valência e Bilbao a valorização foi mais intensa nos quantis mais baixos, sendo o efeito quantílico mais acentuado nas duas últimas.

O segundo tipo de análise temporal de modelos de preços hedônicos quantílicos concentrou-se na construção de índices de preços, levando-se em conta a posição de cada observação na distribuição condicional dos preços. A primeira contribuição foi de Coulson e McMillen (2006), que construíram índices de preços quantílicos para Chicago-EUA, entre 1983 e 1999. Os autores utilizaram um modelo de preços hedônicos com *dummy* de tempo (TD) para estimar índices mensais. Dentre as características do imóvel área teve efeito positivo com impacto maior para imóveis dos quantis mais altos, já nos casos da área do terreno e da vaga de garagem o efeito foi maior nos quantis mais baixos. Idade teve efeito negativo, com maior impacto nos quantis mais baixos, já distância ao Centro da cidade (CBD) o efeito negativo foi maior nos quantis mais altos. Por fim, os autores estimaram que houve efeitos quantílicos no índice de preços, sendo que os imóveis dos quantis mais altos valorizaram a taxas maiores que os imóveis nos quantis mais baixos.

Els e Fintel (2010) mensuraram índice de preços hedônicos para os quantis (25%, 50% e 75%) para a Cidade do Cabo-África do Sul, entre 2004 e 2007. Segundo os autores, há efeitos quantílicos, tanto no que diz respeito às características dos imóveis quanto à trajetória da valorização imobiliária. Os imóveis dos quantis mais baixos obtiveram maior valorização no período, havendo uma trajetória de convergência dos preços dos imóveis dos diversos segmentos, o que reflete, segundo os autores, a melhoria do padrão de vida da população mais pobre pós-*Apartheid*. Somado a isso, segundo os autores, os imóveis dos segmentos mais altos apresentam maior diferenciação no que diz respeito aos atributos. Desse modo, a valorização imobiliária nesse segmento está mais associada a incrementos na qualidade dos atributos. Por outro

lado, os imóveis dos segmentos mais baixos são mais homogêneos, sendo a grande valorização explicada mais pelo aumento da demanda por parte da população mais pobre.

Barthélémy, Rosiers e Baroni (2013) utilizaram o método TD nos quantis para testar o efeito quantílico, tanto nas características dos imóveis quanto na variação temporal de preços para Paris-França, 2000-2006. Para as características dos imóveis os autores encontraram evidência de efeitos quantílicos para uma gama de variáveis. Por exemplo, para área do imóvel e andar o impacto foi maior para os quantis mais baixos. Já banheiro e vagas de garagem impactaram mais o preço do imóvel no quantis mais altos. Para período de construção do prédio, por outro lado, o efeito foi constante nos quantis. Das variáveis de localização, estar localizado em avenidas largas, em praças e às margens do Rio Sena adicionaram mais valor nos quantis mais altos, tendência contrária para apartamentos localizados em becos, passagens ou ruas sem saídas, que sofrem maior desconto em quantis maiores. Por fim, os autores encontraram efeitos quantílicos na variação temporal de preços. Apartamentos dos quantis mais baixos obtiveram maior valorização do que os imóveis do quantis mais altos. Segundo os autores, a explicação para esse fato se deve à relativa escassez de apartamentos em Paris, que faz com que o preço dos apartamentos seja elevado e, por consequência, aumente a demanda por imóveis mais baratos, uma vez que estes são mais acessíveis aos compradores.

Deng, McMillen e Sing (2012) estimaram índices de preços quantílicos trimestrais para Cingapura, 1995-2010. Os autores utilizaram um modelo de preços hedônicos padrão, método TD, para a amostra completa e para uma amostra reduzida, cotando apenas com observações semelhantes às do primeiro trimestre do ano 2000 (amostra *matched*). Como resultado, os autores encontram valores próximos nos índices

estimados pelo método TD para os dois tipos de amostra. Houve, segundo os autores, quantílico nos índices de preços, sendo que imóveis de quantis mais altos valorizaram mais que os imóveis dos quantis mais baixos.

McMillem (2014) estimou índices de preços quantílicos locais para cada um dos três distritos fiscais de Cook County (Chicago, Subúrbios do Norte e Subúrbios do Sul) - Illinois/EUA, entre 2000 e 2011. O autor utilizou um modelo quantílico ponderado espacialmente de preços hedônicos para cada um dos três distritos. O modelo foi estimado após um procedimento de *matching*, que reduziu a amostra a imóveis semelhantes àqueles transacionados no ano base (2000). O subperíodo 2000-2007 foi marcado pelo *boom* dos preços dos imóveis nos EUA, enquanto o subperíodo subsequente (2008-2011) foi marcado pela queda desses preços.

O modelo estimado por McMillen (2014) confirmou a grande valorização imobiliária nos três distritos fiscais de Cook County, entre 2000-2006, sendo que em Chicago e nos Subúrbios do Sul os imóveis dos quantis mais baixos valorizaram mais rapidamente. No caso dos Subúrbios do Norte, a valorização foi praticamente uniforme entre os quantis. Por outro lado, entre 2007 e 2011, a desvalorização foi mais aguda nos quantis mais baixos, principalmente em Chicago e nos Subúrbios do Sul. Por fim, o modelo ponderado espacialmente revelou que para os imóveis localizados em áreas pouco valorizadas (setores Sul e Oeste de Chicago) tanto a valorização, no *boom*, quanto à desvalorização, no subperíodo posterior, foram muito intensas. Já para as regiões mais valorizadas (Chicago *Near North* e subúrbios bem ao Norte de Chicago), as variações de preços, tanto no *boom* quanto no período de desvalorização foram mais modestas.

4.4.2– Índice de preços quantílicos para Belo Horizonte: 1995-2012

Nesta seção, utilizaremos do instrumental da regressão quantílica para estimar índices de preços para apartamentos de Belo Horizonte seguindo os métodos hedônicos apresentados nos capítulos 1 e 2. Ainda não existe na literatura uma análise empírica que combine a literatura de construção de índice de preços para imóveis (DEIWERT, 2009; TIPPLET, 2004; HILL, 2013) com a literatura sobre a construção de índice de preços quantílicos para imóveis. Sendo, portanto, uma contribuição original deste trabalho a construção de índices de preços quantílicos utilizando a taxonomia proposta por Triplet (2004) e Hill (2013).

Os índices de preços para apartamentos serão mensurados através dos métodos *adjacent-period-time-dummy* (APTD) e da imputação hedônica (MIH). Limitaremos a análise para essas duas metodologias, pois o objetivo desta seção, ao contrário do Capítulo 3, não é testar as diferentes metodologias, e sim mensurar a variação de preços nos quantis da distribuição dos preços dos apartamentos. Dentre os métodos da tradição *hedonic-time-serie* o APTD exibiu resultados superiores ao *time-dummy* (TD), uma vez que não necessita da hipótese de constância no tempo dos preços implícitos dos atributos. Já no caso dos métodos do tipo *strictly-cross-section-hedonic*, o método MIH apresentou melhor ajuste *vis-à-vis* o método das características (MHC), como analisado no capítulo anterior. A especificação utilizada foi a considerada *benchmark* no Capítulo 2, ou seja, ATPD2 e MIH2.

Os modelos foram rodados para os quantis 10%, 25%, 50%, 75% e 90%, permitindo avaliar de que maneira os índices de preços se comportaram para esses pontos da distribuição. A partir desses modelos, pode-se analisar a pertinência de se aplicar regressão quantílica aos métodos hedônicos de mensuração de índice de preços e

avaliar até que ponto existiu efeitos quantílicos no padrão da valorização imobiliária do mercado de apartamentos de Belo Horizonte, no período 1995-2012.

4.4.2.1– Modelo proposto e interpretação dos parâmetros para as características físicas

O modelo quantílico estimado para os métodos APTD2 e MIH2 seguiram as equações (8) e (9) para os diversos quantis da distribuição condicional dos preços (10%, 25%, 50%, 75% e 90%).⁴⁶ Apresentaremos a seguir os resultados da seguinte forma: em um primeiro momento, discutiremos os efeitos quantílicos nas características físicas dos imóveis. Posteriormente, analisaremos os índices de preços quantílicos.

A análise do efeito quantílico nas características físicas será feita para as primeiras regressões dos dois métodos (ATPD2: biênio 1995 e 1996; MIH2: ano de 1995) e para as últimas regressões (ATPD2: biênio 2011, 2012; MIH2: 2012). Os resultados apontaram efeitos quantílicos significativos nos dois períodos, embora as diferenças entre os quantis sejam, em geral, maiores na primeira regressão para ambos os métodos utilizados.

O prêmio para imóveis de acabamento de Luxo e Alto diminuiu com os quantis nos dois períodos analisados.⁴⁷ Seguindo a mesma tendência, o desconto para acabamentos Baixo e Popular também diminuiu nos quantis.⁴⁸ Desse modo, pode-se concluir que padrão de acabamento exerce uma influência maior na determinação dos preços dos imóveis mais baratos.

⁴⁶ As saídas das regressões estão disponíveis com o autor (luipai@yahoo.com).

⁴⁷ Houve duas exceções. O prêmio para acabamento Alto foi maior no quantil 50% do que no quantil 25% do método da imputação, em 2012. Já o prêmio acabamento Luxo foi maior no quantil 90% do que no quantil 75%, para o método da imputação em 2012.

⁴⁸ Houve duas exceções. O desconto para acabamento Popular foi maior no quantil 50%, em relação ao quantil 25%, para o método da imputação em 1995. Em 2012, o desconto para acabamento Popular foi maior no quantil 25%, em relação ao quantil 10%, para o método da imputação.

No caso da área do imóvel, houve efeito quantílico, sendo o impacto positivo do metro quadrado adicional de área menor nos quantis mais elevados nos dois períodos analisados, para ambos os métodos. Esse resultado está de acordo com os encontrados por Furtado (2007, 2011), que estimou modelos hedônicos quantílicos para Belo Horizonte. Ou seja, para o mercado imobiliário belo-horizontino o impacto do metro quadrado de área adicional é maior no mercado de imóveis mais baratos. Na literatura internacional, apenas o trabalho de Barthélémy, Rosiers e Baroni (2013), para o mercado imobiliário de Paris, apontou uma relação inversa entre a magnitude do parâmetro para a área e o quantil da observação. Os autores atribuíram esse fato ao mercado de Paris, por ser caracterizado por preços muito altos que faz com que a maior parte da demanda se concentre em imóveis mais baratos. No caso de Belo Horizonte, pode-se supor que a maior parte da demanda se dá nos segmentos de apartamentos de preço baixo, uma vez que a renda média do belo-horizontino (e também do brasileiro) é baixa, *vis-à-vis* a renda média dos norte-americanos e europeus.

Por outro lado, a maior parte da literatura encontrou evidências de uma relação direta entre o impacto do metro quadrado adicional no preço do imóvel e o quantil em que esse se encontrava. Zietz, Zietz e Sirmans (2008), McMillen (2008) e Coulson e McMillen (2006) encontraram essa relação para o mercado americano, e Liao e Whang (2012) e Kim, Park e Lee (2014), para o mercado asiático. Para o caso espanhol, Nicodermo e Naya (2012) estimaram que a área exerce maior impacto no preço dos imóveis localizados nos quantis intermediários.

No caso da idade, o desconto por ano adicional de construção tendeu a diminuir nos quantis. Porém, essa tendência ficou mais clara nas últimas regressões (APTD2: 2011 e 2012; MIH2: 2012), nas quais a magnitude do desconto para a idade no quantil 90%, em relação ao quantil 75%, esteve bem abaixo do observado para o período

inicial. Esse comportamento da idade está de acordo com a maior parte dos exercícios empíricos existentes (ZIETZ; ZIETZ; SIRMANS, 2008; McMILLEN, 2008; COULSON; McMILLEN, 2006; KIM; PARK; LEE, 2014; FURTADO, 2011). Segundo Coulson e McMillen (2006), esse comportamento quantílico da idade pode ser efeito da variável omitida reformas. Segundo os autores, é mais provável que imóveis mais caros tenham passado por reformas e, conseqüentemente, exibam um desconto menor no preço pela idade.

Alguns estudos não encontraram esse mesmo comportamento quantílico para o desconto de preço decorrente da idade. Furtado (2007), para Belo Horizonte, encontrou evidências de que o desconto é menor nos quantis intermediários, mesma tendência verificada por Nicodermo e Naya (2012) para as cidades espanholas. No caso de Paris, não houve efeitos quantílicos para a idade, segundo Barthélémy, Rosiers e Baroni (2013).

O mercado imobiliário de Paris parece ser idiossincrático, por ser essa uma cidade global e um dos mais importantes centros financeiros e culturais do mundo. Nesse contexto, o comportamento do parâmetro estimado para a variável idade pode estar refletindo a alta qualidade que alguns imóveis antigos exibem (*vintage effect*). O resultado de Furtado (2007), para Belo Horizonte, surpreende, pois difere dos resultados encontrados em Furtado (2011) e nos exercícios aqui propostos.

Tudo indica que essa diferença decorre da base de dados utilizada. No caso de Furtado (2007), foram utilizados anúncios ofertados em um site de imobiliária na internet, enquanto nos demais estudos a base de dados utilizada foi o ITBI. Um dos principais problemas de utilizar anúncios de imóveis como base de dados é a falta de precisão de algumas variáveis. A informação referente à idade é muitas vezes inexistente e, quando disponibilizada, pode existir imprecisão sobre a verdadeira idade

do imóvel. Esse motivo pode explicar, em parte, as divergências nos resultados existentes para Belo Horizonte.

4.4.3 – Índice de preços nos quantis para os métodos *adjacent-period-time-dummy* (APTD2) e da imputação (MIH2)

As tabelas 36 e 37 apresentam os índices de preços nos quantis estimados pelos dois métodos hedônicos (APTD2 e MIH2).

Tabela 36 - Índice de preços para apartamentos em Belo Horizonte - 1995-2012 - Para o método <i>adjacent-period-time-dummy</i> (APTD2) nos quantis					
Ano	Q(10%)	Q(25%)	Q(50%)	Q(75%)	Q(90%)
1995	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000
1996	1.163832	1.156343	1.140842	1.119812	1.098491
1997	1.233729	1.229575	1.224431	1.210501	1.203885
1998	1.248505	1.231734	1.225542	1.238501	1.251787
1999	1.270189	1.240528	1.236661	1.246628	1.264840
2000	1.345630	1.302320	1.290016	1.285491	1.291171
2001	1.369703	1.325993	1.317725	1.307679	1.313060
2002	1.499101	1.423712	1.407420	1.386055	1.370207
2003	1.546808	1.478960	1.464272	1.453151	1.457469
2004	1.625089	1.561502	1.547842	1.540012	1.572701
2005	1.744384	1.675822	1.664754	1.666803	1.711125
2006	1.942228	1.860441	1.865913	1.885902	1.948219
2007	2.213839	2.149557	2.186096	2.253885	2.360306
2008	2.516564	2.501141	2.680337	2.876043	3.038533
2009	3.015477	3.131004	3.468447	3.748897	3.891725
2010	3.996801	4.060843	4.317096	4.672632	4.814165
2011	5.192688	5.199828	5.444049	5.758515	5.811502
2012	6.505763	6.256344	6.371758	6.583485	6.570333

Fonte: elaboração própria a partir de dados do ITBI fornecidos pela PBH e IPEAD-UFMG

Tabela 37 - Índice de preços para apartamentos em Belo Horizonte - 1995-2012 -					
Para o método da imputação (MIH2) nos quantis					
Ano	Q(10%)	Q(25%)	Q(50%)	Q(75%)	Q(90%)
1995	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000
1996	1.173001	1.160048	1.156333	1.134023	1.103759
1997	1.239037	1.246132	1.248339	1.226859	1.207310
1998	1.256487	1.264343	1.283110	1.295737	1.284338
1999	1.263636	1.242974	1.261712	1.287902	1.290245
2000	1.340393	1.309086	1.314559	1.324960	1.303290
2001	1.245959	1.333903	1.353595	1.353143	1.328118
2002	1.501324	1.442913	1.430700	1.412235	1.361269
2003	1.553074	1.496523	1.480146	1.464464	1.446494
2004	1.644912	1.599761	1.598940	1.579525	1.558833
2005	1.757574	1.715702	1.707637	1.691005	1.686731
2006	1.953487	1.924489	1.939498	1.948876	1.941407
2007	2.229929	2.202536	2.252186	2.307627	2.332303
2008	2.489872	2.583306	2.818185	2.982401	3.040395
2009	2.929078	3.194304	3.640425	3.845827	3.870542
2010	3.918022	4.091050	4.454591	4.748231	4.750866
2011	5.123320	5.356711	5.667848	5.841587	5.707514
2012	6.449573	6.428192	6.613585	6.702613	6.444982

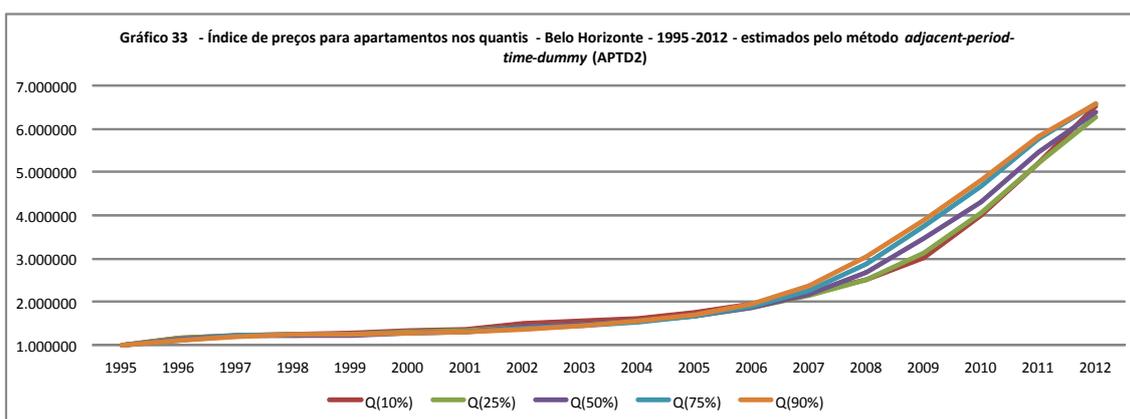
Fonte: elaboração própria a partir de dados do ITBI fornecidos pela PBH e IPEAD-UFMG

Os índices de preços nos diversos quantis estiveram próximos, gráficos 6 e 7, em geral, os índices estimados pelo MIH2 estiveram a cima dos estimados pelo APTD2. No quantil 10%, o índice estimado pelo APTD2 esteve acima do estimado pelo MIH2 em 8 dos 17 anos, 1999-2001, e no período da aceleração do preço dos apartamentos, 2008-2012. Para o quantil 90%, os índices do APTD2 estiveram acima dos estimados pelo MIH2 em 10 dos 17 anos (2002-2007; 2009-2012).

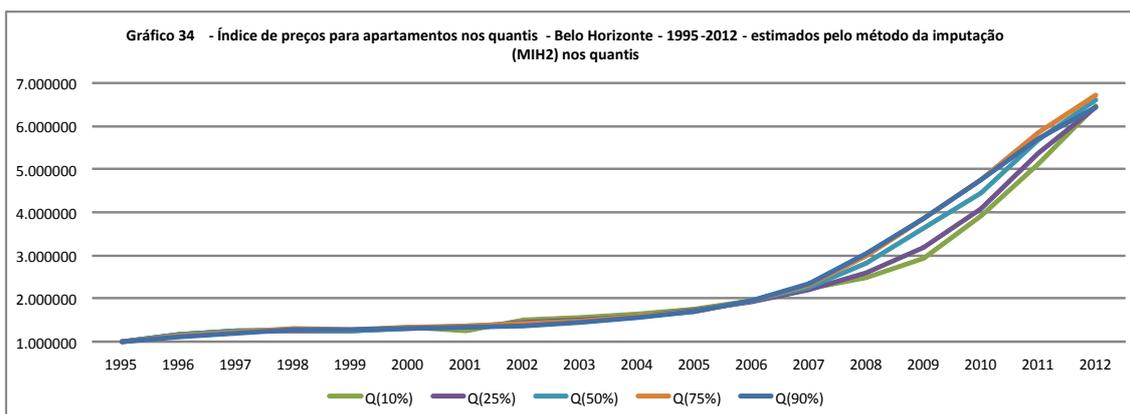
Os valores finais dos índices estimados pelo método APTD2 para os quantis 10%, 25%, 50%, 75% e 90% foram, respectivamente, 6,51, 6,26, 6,37, 6,58 e 6,57. Já para o método MIH2, os índices finais para esses mesmos quantis foram, respectivamente, 6,45, 6,43, 6,61, 6,70 e 6,44. O índice de inflação acumulada para o período foi de 2,90 e o da taxa Selic nominal, 15,25, mostrando que os imóveis, para todos os quantis analisados, valorizaram acima da taxa de inflação, mas essa valorização ficou abaixo da evolução acumulada da taxa de juros básica da economia. Dentre os fatores que influenciam na demanda por imóveis, o índice acumulado para aumento da renda nominal da Região Metropolitana de Belo Horizonte foi 3,98 e do montante de

crédito imobiliário foi 5,87,⁴⁹ exibindo, esse último, valor próximo, embora um pouco menor do verificado para a valorização imobiliária nos diferentes quantis.

Para os índices estimados pelos dois métodos, o quantil 75% apresentou maior valorização imobiliária e o quantil 25%, a menor. Na mediana, houve a maior diferença entre os índices quantílicos, ficando esta acima dos 3% em nove anos (1998, 2004 e 2006-2012). Nos quantis intermediários também houve diferenças superiores a 3%, isto é, três casos no Q25 e seis casos no Q75. Porém, a maior divergência se deu no quantil, 10%, em 2001, ano em que o índice do método da imputação obteve um valor 9,03% inferior ao estimado pelo APTD2. Essa foi a única diferença acima dos 3% nos quantis 10% e 90%.



⁴⁹ Neste capítulo a medida da inflação foi o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) anual, medida pelo IBGE, extraído do IPEADATA (<www.ipeadata.gov.br>); a taxa Selic foi a taxa de juros Over/Selic nominal mensal do Boletim do Banco Central extraída do IPEADATA; a medida de renda nominal foi a renda nominal mensal da Região Metropolitana de Belo Horizonte, medida pela Pesquisa Mensal do Emprego (PME) do IBGE, extraída diretamente no site do IBGE (<www.ibge.gov.br>); o volume de crédito imobiliário foram as operações de crédito imobiliário ao setor privado, em termos nominais, da seção de Moeda e Crédito do Boletim do Banco Central, extraído do IPEADATA.



Pelos gráficos 33 e 34, fica evidente que a trajetória do índice de preços foi a mesma nos dois métodos de estimação. No período que vai de 1995-2007, a valorização imobiliária foi pequena e a magnitude da distância entre o índice de preços nos diversos quantis também foi pequena, em ambos os métodos. O período seguinte, 2008-2012, foi marcado por grande valorização nominal do preço dos imóveis. A partir de 2008, os efeitos quantílicos nos índices de preços se tornam mais evidentes. Entre 2008 e 2010, a linha dos índices de preços dos imóveis dos segmentos mais altos (Q75% e Q90%) ficou acima da linha mediana (Q50%), evidenciando uma valorização imobiliária maior nesses segmentos. Por outro lado, os imóveis dos segmentos mais baixos (Q10% e Q25%) valorizaram menos, estando a linha do índice desse segmento abaixo da linha da mediana.

Nos dois últimos anos do período, 2011 e 2012, o preço dos apartamentos dos segmentos mais baixos (Q10% e Q25%) e da mediana (Q50%) valorizou a taxas maiores que os apartamentos dos segmentos mais altos. Desse modo, a linha dos índices dos quantis 10%, 25% e 50% tenderam a se reaproximar das linhas dos quantis 75% e 90%, para os dois métodos utilizados.

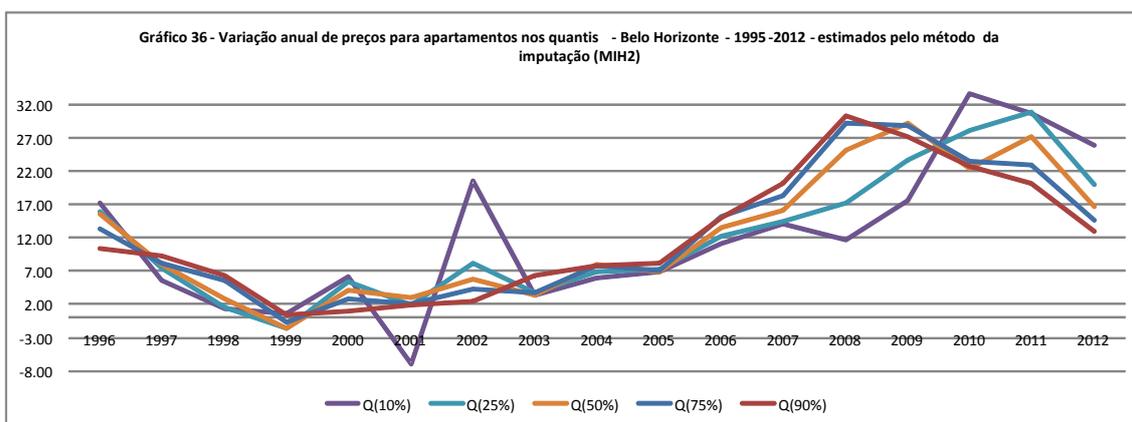
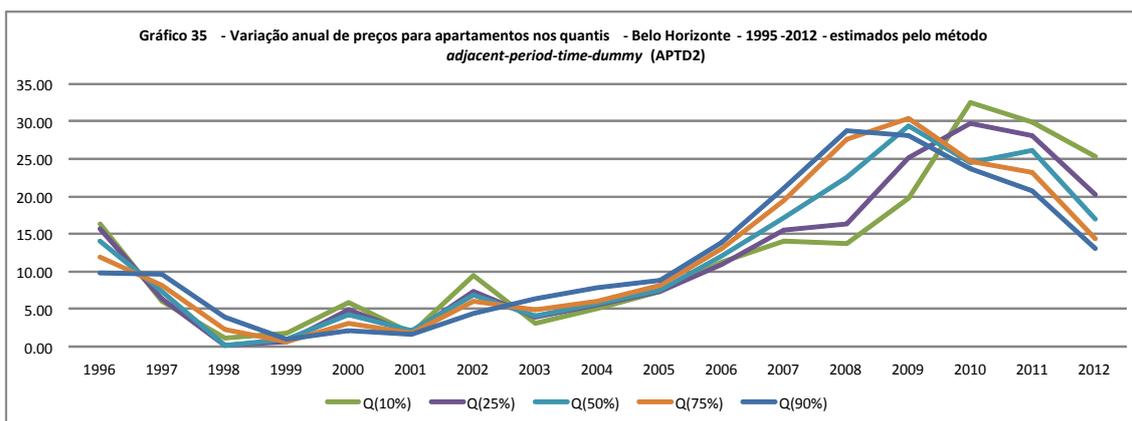
As tabelas 38 e 39 e os gráficos 35 e 36 apresentam as valorizações nominais anuais dos apartamentos.

Tabela 38 - Variação anual de preços para apartamentos em Belo Horizonte - 1995-2012 -					
Para o método <i>adjacent-period-time-dummy</i> (APTD2) nos quantis					
Ano	Q(10%)	Q(25%)	Q(50%)	Q(75%)	Q(90%)
1996	16.38	15.63	14.08	11.98	9.85
1997	6.01	6.33	7.33	8.10	9.59
1998	1.20	0.18	0.09	2.31	3.98
1999	1.74	0.71	0.91	0.66	1.04
2000	5.94	4.98	4.31	3.12	2.08
2001	1.79	1.82	2.15	1.73	1.70
2002	9.45	7.37	6.81	5.99	4.35
2003	3.18	3.88	4.04	4.84	6.37
2004	5.06	5.58	5.71	5.98	7.91
2005	7.34	7.32	7.55	8.23	8.80
2006	11.34	11.02	12.08	13.14	13.86
2007	13.98	15.54	17.16	19.51	21.15
2008	13.67	16.36	22.61	27.60	28.73
2009	19.83	25.18	29.40	30.35	28.08
2010	32.54	29.70	24.47	24.64	23.70
2011	29.92	28.05	26.10	23.24	20.72
2012	25.29	20.32	17.04	14.33	13.06

Fonte: elaboração própria a partir de dados do ITBI fornecidos pela PBH e IPEAD-UFMG

Tabela 39 - Variação anual de preços para apartamentos em Belo Horizonte - 1995-2012 -					
Para o método da imputação (MIH2) nos quantis					
Ano	Q(10%)	Q(25%)	Q(50%)	Q(75%)	Q(90%)
1996	17.30	16.00	15.63	13.40	10.38
1997	5.63	7.42	7.96	8.19	9.38
1998	1.41	1.46	2.79	5.61	6.38
1999	0.57	-1.69	-1.67	-0.60	0.46
2000	6.07	5.32	4.19	2.88	1.01
2001	-7.05	1.90	2.97	2.13	1.91
2002	20.50	8.17	5.70	4.37	2.50
2003	3.45	3.72	3.46	3.70	6.26
2004	5.91	6.90	8.03	7.86	7.77
2005	6.85	7.25	6.80	7.06	8.20
2006	11.15	12.17	13.58	15.25	15.10
2007	14.15	14.45	16.12	18.41	20.13
2008	11.66	17.29	25.13	29.24	30.36
2009	17.64	23.65	29.18	28.95	27.30
2010	33.76	28.07	22.36	23.46	22.74
2011	30.76	30.94	27.24	23.03	20.14
2012	25.89	20.00	16.69	14.74	12.92

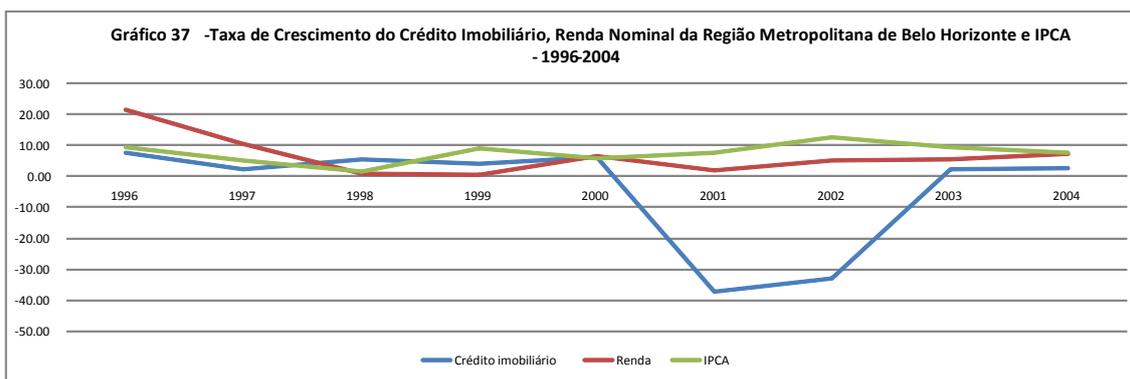
Fonte: elaboração própria a partir de dados do ITBI fornecidos pela PBH e IPEAD-UFMG



O período 1995-2004 foi marcado pela reformulação do Sistema Financeiro da Habitação (SFH), após a crise do modelo implementado em 1966 (Aguiar, 2014). A escalada da inflação nos anos de 1980 forçou o Banco Nacional da Habitação (BNH) a renegociar as dívidas dos mutuários, o que afetou a saúde financeira do sistema, culminado com a extinção do Banco em 1986 (AGUIAR, 2014; CARDOSO; LEAL, 2009). Entre 1986 e 1994, houve uma desordem institucional, com a política habitacional fragmentada entre vários órgãos e ministérios. Em 1995, inicia-se um esforço que conjugou entidades do setor público e privado na tentativa de estabelecer um novo arcabouço institucional para o financiamento imobiliário no Brasil (Aguiar, 2014).

Em 1997, a lei nº 9.514/1997 foi o primeiro passo nessa reestruturação. Com ela se criou os Certificados de Recebíveis Imobiliários e as companhias securitizadoras, em um formato análogo ao norte-americano (Aguilar, 2014; Cardoso e Leal, 2009). Também fazia parte dessa lei o instituto da alienação fiduciária, que daria maior segurança jurídica aos contratos, ao manter a propriedade do bem financiado em nome da instituição financiadora (AGUIAR, 2014; MENDONÇA, 2013). Porém, na lei nº 9.514/1997, ainda havia controvérsias jurídicas em torno da alienação fiduciária, que só seriam sanadas com a lei nº 10.931/2004. Desse modo, os efeitos práticos dessa reestruturação institucional do setor de crédito imobiliário no volume de crédito das famílias não foi sentido até 2004 (AGUIAR, 2014). Pelo contrário, o cenário de desordem institucional da política habitacional levou a oferta de crédito a declinar em 43,37%, em termos nominais, entre 1996-2004, período em que a inflação acumulada foi de 92,80% (AGUIAR, 2014).

Entre 1996 e 2004, além da queda do crédito imobiliário, o crescimento da renda real da Região Metropolitana de Belo Horizonte esteve abaixo da inflação, a partir de 1998 (Gráfico 37). Com isso, a valorização imobiliária foi pequena no período, na maior parte do tempo, estando abaixo da inflação. Contribuíram para esse cenário o alto patamar da taxa de juros Selic e as constantes crises internacionais que afetaram a econômica brasileira, resultando em pouco dinamismo econômico e um cenário econômico marcado pela incerteza.



Os gráficos 32 e 33 evidenciam que o preço dos imóveis passou a ter valorizações cada vez menores, entre 1996 e 1999. No ano de 1996, houve valorização imobiliária significativa, principalmente nos quantis inferiores. O ganho de renda nominal advindo da estabilização dos preços (21,68%), aliado ao aumento no montante de crédito imobiliário nominal (7,60%), permitiu que famílias de renda mais baixa conseguissem acessar o mercado imobiliário, aumentando a demanda por imóveis dos segmentos inferiores. A valorização do Q10%, em 1996, foi 16,38%, no APTD2, e 17,30%, no MIH2. Já para o segmento mais alto (Q90%) a valorização foi mais modesta, 9,85%, no APTD2, e 10,38%, no MIH2. A inflação no período ficou em 9,6%.

Em 1997, a relação se inverte, e o preço dos imóveis dos segmentos mais altos passa a ser maior que os imóveis dos segmentos mais baixos. O menor ritmo de expansão do crédito imobiliário (2,33%) e o menor vigor do crescimento da renda nominal (10,61%), frente a uma inflação de 5,22%, fez com que a demanda por imóveis dos segmentos mais baixos perdesse fôlego. Enquanto os imóveis do Q10% valorizaram a taxas pouco acima da inflação, 6,01%, no APTD2, e 5,63%, no MIH2, no Q90% houve valorização maior, 9,59%, no APTD2, e 9,38%, no MIH2.

Os anos de 1998 e 1999 foram marcados pelo efeito da crise no Balanço de Pagamentos das economias emergentes, que culminou na maxidesvalorização do Real, em janeiro de 1999, no mercado imobiliário de Belo Horizonte. A economia se

estagnou, com crescimento real de 0,04 e 0,25% do PIB em 1998 e 1999, respectivamente, e a renda nominal das famílias belo-horizontinas cresceu pouco, 0,91% e 0,49%, respectivamente, abaixo da inflação de 1,65% (1998) e de 8,94% (1999). Nesse cenário de crise e incertezas, a valorização imobiliária foi pequena, e os quantis que mais sofreram os efeitos da crise foram os intermediários. Pelo método APTD2, o efeito da crise foi mais severo em 1998, quando os imóveis dos quantis 25% e 50% valorizaram, em termos nominais, 0,18% e 0,09%. No caso do método MIH2, o efeito foi maior no ano da má valorização de 1999, com queda nominal no preço dos apartamentos dos diversos quantis: -1,69% (Q25%), -1,67% (Q50%) e -0,60% (Q75%). O segmento inferior (Q10%) e o superior (Q90%) foram os que apresentaram menores perdas reais nesse período.

Em um contexto de crise e incerteza a demanda por ativos reais – como é o caso do imóvel – tende a aumentar. Nesse contexto de crise, com queda da renda das famílias e pouca disponibilidade de financiamento imobiliário, a demanda por imóveis se concentrou no segmento mais barato (Q10%). A menor valorização, ou mesmo perda de valor nominal, dos imóveis dos quantis intermediários indicam que as famílias que necessitaram vender seus imóveis, nesse período, tiveram que aceitar propostas em valores extremamente baixos, dada a conjuntura econômica. Por outro lado, a valorização dos apartamentos do segmento mais alto (Q90%), acima do segmento intermediário, pode refletir o maior poder econômico das famílias mais abastadas, que em uma situação de baixa no mercado imobiliário têm maior capacidade de manter a propriedade dos seus imóveis, em vez de vendê-los por um preço considerado excessivamente baixo.

No período 2000-2004, os imóveis valorizaram, em geral, abaixo da inflação. Esse período foi marcado pela abrupta queda no montante de crédito imobiliário, -

37,42%, em 2001, e -33,02%, em 2002. Houve, no entanto, picos de valorização imobiliária, em 2000 e 2002, ambos concentrados nos segmentos mais baixos (Q10% e Q25%). Em 2000, esse pico se deve ao ganho de renda da população de belo-horizonte (6,53% em termos nominais), frente a uma inflação de 5,97%. Nesse ano o crescimento do crédito imobiliário acompanhou o da renda, 6,18%. A soma desses fatores permitiu que famílias de rendimento médio tivessem acesso ao mercado de imóveis, concentrando a demanda em imóveis de menor preço. Nota-se que apenas no Q10% houve valorização real do preço dos apartamentos, para os dois métodos estimados.

O pico em 2002, por sua vez, pode ser atribuído ao pico da inflação nesse ano (12,5%), resultante do clima de incerteza devido à eleição presidencial, na qual o candidato da oposição, Luiz Inácio Lula da Silva, do Partido dos Trabalhadores (PT), liderava as pesquisas de intenção de voto. Novamente, os imóveis que mais se valorizaram foram os dos segmentos mais baixos (Q10%, Q25%). Os imóveis dos quantis 50% e 75% também registraram pico, situação não verificada nos imóveis do segmento mais caro (Q90%). O método MIH2 parece ter superdimensionado o pico no quantil 10%, 20,50%,⁵⁰ enquanto no método APTD2 a valorização estimada para esse quantil foi mais modesta, 9,45%. Ou seja, em um momento de incerteza, que culminou na maior inflação do período, 12,53%, de colapso do mercado de crédito imobiliário (crescimento nominal de -33,02%) e de queda da renda real (crescimento nominal de 5,21%), a demanda se canalizou para imóveis mais acessíveis, que, todavia, valorizaram menos que a inflação.

Em 2003, o fraco desempenho da economia (crescimento de 1,13% do PIB real), o crescimento dos rendimentos nominais do trabalho (5,63%) abaixo da inflação

⁵⁰ Em 2001, o método MIH2 estimou uma valorização imobiliária de -7,05% para Q(10%). Para efeito de comparação, essa valorização foi 1,79% pelo método APTD2. Ou seja, o MIH2 parece ao mesmo tempo ter subestimando a valorização de 2001 e, conseqüentemente, superestimado a valorização de 2002.

(9,30%) a alta da taxa de juros (23,35%) e a tímida recuperação do crédito imobiliário (2,41%), frente ao colapso dos dois anos anteriores, fizeram com que os imóveis valorizassem abaixo da inflação. Nesse contexto, os quantis mais altos valorizaram mais. Em 2004, o crescimento da economia (5,71%) não foi acompanhado de crescimento da renda real e nem do crédito imobiliário, permanecendo a valorização imobiliária nos quantis mais baixos abaixo da inflação. Nos quantis mais altos, o método APTD2 estimou uma pequena valorização real no Q90%, enquanto que pelo método MIH2 houve pequena valorização real nos quantis 50%, 75% e 90%.

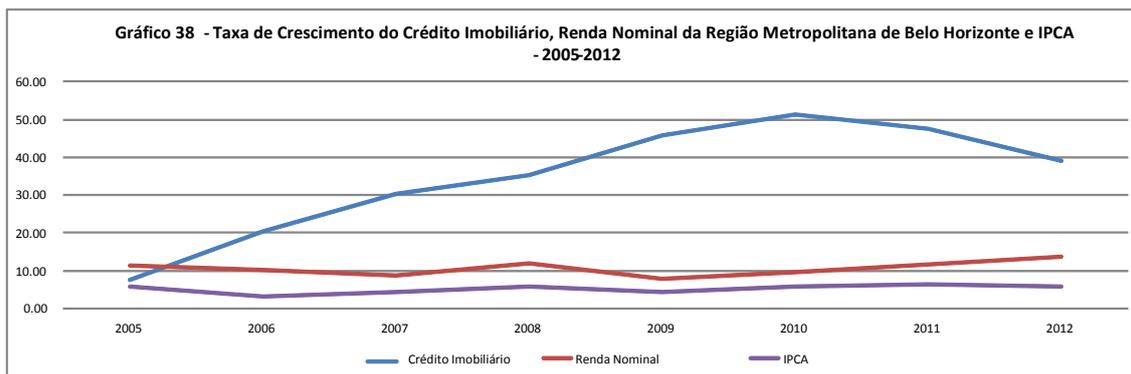
O período 2005-2012 foi marcado por crescimento, tanto da renda nominal quanto do crédito imobiliário acima da inflação (Gráfico 38), o que acarretou em valorização real do preço dos apartamentos em todo o período. Contribuindo para o cenário de alta no mercado imobiliário, a taxa de juros (Selic) manteve tendência de queda, com exceção do ano de 2011, quando a inflação ficou no limite superior da meta estipulada pelo Conselho Monetário Nacional (CMN).

O crescimento do crédito imobiliário foi possibilitado pelo novo desenho institucional, que passou a vigorar em 2004, quando foi aprovada a Lei nº 10.931/2004, que garantiu maior segurança jurídica aos contratos de financiamento de imóveis⁵¹ (Aguiar, 2014). Do ponto de vista da oferta de crédito imobiliário, o aumento da renda das famílias, combinado com a queda na taxa Selic, incentivaram maior aplicação nas cadernetas de poupança⁵² (AGUIAR, 2014). Por fim, houve uma reestruturação no

⁵¹ A Lei 10.931/2004 aperfeiçoou o instrumento da alienação fiduciária, instituiu o pagamento do incontroverso (no qual havendo questionamento sobre algum item do financiamento na justiça, o mutuário só deixa de efetuar o pagamento da questão que está sendo questionada), criou o patrimônio de afetação (cada empreendimento tem um patrimônio próprio independente das operações do incorporador-construtor, dando mais segurança aos adquirentes) e, por fim, criou novas formas de captação de recursos como as Letras de Crédito Imobiliário (LCI), a Cédula de Crédito Imobiliário (CCI) e a Cédula de Crédito Bancário (CCB) (Aguiar, 2014).

⁵² Em março de 2000, uma resolução do Banco Central, em vigor até o momento, estabeleceu que 65% do saldo das cadernetas de poupança deveriam ser direcionados a aplicações

mercado das companhias de incorporação imobiliária, com as grandes empresas abrindo capital e adquirindo empresas médias e pequenas em mercados regionais (concentração). Essas empresas, com mais recursos, passaram a adquirir terrenos, para novos empreendimentos, e a investir também no mercado de famílias de rendimento médio e baixo (CARDOSO; LEAL, 2009; AGUIAR, 2014).



No período 2005-2008, quanto mais alto o quantil do imóvel, maior foi sua valorização. No ano de 2005, ano de crescimento ainda tímido do crédito imobiliário (7,56%) e de grande crescimento da renda nominal (11,33%), a distância entre a valorização dos apartamentos do Q90% e Q10% foi pequena, cerca de 1,3% a mais no Q90%, para ambos os métodos. Nesse ano, a valorização imobiliária no Q90% foi 8,80% pelo método APTD2 e 8,20% no método MIH2. Já para o Q10%, essa valorização foi 7,34% (APTD2) e 6,85% (MIH2). A inflação nesse ano ficou em 5,69%.

Em 2008, a distância entre a valorização nominal dos imóveis dos segmentos superior e inferior atingiu o seu ápice. No método APTD2, o *gap* foi de 13,25%, com os apartamentos do Q90% valorizando a uma taxa de 28,73% e os apartamentos do Q10% valorizando à taxa de 13,67%. Pelo método MIH2, a distância entre a valorização imobiliária nos dois segmentos foi 16,75%, com os apartamentos do Q90%, valorizando

imobiliários. Entre julho de 1999 e março de 2000, essa porcentagem era de 60%. Entre 1993 e julho de 1999, 70% (Aguiar, 2014).

30,36% e os do Q10%, 11,66%. Nesse ano, o crédito imobiliário cresceu 35,38%, a renda nominal das famílias 12,10% e a inflação anual foi 5,90%.

Pode-se concluir que no período 2005-2008 a expansão do crédito imobiliário, conjugada com aumentos reais da renda e declínio da taxa de juros, tornou os imóveis mais caros e mais acessíveis às famílias de rendimento médio e alto. Conseqüentemente, o aumento da demanda por esses imóveis se traduziu em grande aumento de preços. Os apartamentos dos segmentos mais baixos também valorizaram expressivamente, mas a taxas menores, indicando que, nesse período, a expansão do crédito imobiliário beneficiou mais as famílias mais abastadas, embora as famílias menos abastadas tenham se beneficiado de forma mais tímida.

O ano de 2009 marcou uma transição nos efeitos quantílicos dos índices de preços. A crise mundial afetou o crescimento da economia (-0,33% de variação do PIB real); em contraste, a renda nominal das famílias de Belo Horizonte continuou crescendo (7,87%) acima da inflação (4,31%). O crescimento do crédito imobiliário foi expressivo (45,71%), contra um crescimento de 35,38% no ano anterior, e o *gap*, entre os segmentos mais altos e mais baixos, se reduziu para 6,89%, no método APTD2, e 8,22%, no MIH2. Pelo método APTD2 o quantil 75% foi o que registrou maior valorização (30,35%), contra uma valorização de 19,83% no quantil 10%. Pelo método MIH2, a maior valorização foi no quantil 50% (29,18%), enquanto o quantil 10% a valorização foi 17,64%.

A menor valorização no segmento mais alto (Q90%) pode ser consequência da grande valorização nos anos anteriores, que acabou por tornar o patamar de preços nesse segmento muito alto e inacessível para a maior parte das famílias. Desse modo, as famílias mais abastadas passaram a buscar imóveis mais baratos, valorizando os imóveis do Q75% e Q50%. Já a valorização mais intensa dos apartamentos dos

segmentos mais baixos (Q10% e Q15%) parece indicar que houve aumento da participação de famílias de rendimentos mais baixos no mercado de transações imobiliárias, em decorrência do aumento da participação no crédito imobiliário dos bancos públicos e do início das políticas econômicas anticíclicas do Governo Federal de combate aos efeitos da crise mundial.

No período 2010-2012 ocorreu uma inversão do padrão do efeito quantílico do período 2005-2008, com a valorização imobiliária, sendo maior para os quantis mais baixos e a distância entre a valorização do maior e o menor quantil, aumentando a cada ano. O ano de 2010 foi marcado pela recuperação da economia, crescimento do PIB real de 7,5% e aumento moderado da renda real das famílias de Belo Horizonte; a renda nominal cresceu 9,71%, e a inflação ficou em 5,91%. A taxa de crescimento do crédito imobiliário atingiu seu pico (51,39%) e os imóveis do Q10% valorizaram as taxas de 32,54% (APTD2) e 33,76% (MIH2). Por outro lado, os apartamentos do Q90% valorizaram as taxas de 23,70% (APTD2) e 22,74 (MIH2).

Em 2011, a valorização imobiliária diminuiu em todos os quantis, mas os quantis mais baixos exibiram taxas maiores. O crédito imobiliário continuou crescendo significativamente (47,66%), e a renda das famílias aumentou 11,67%, acima da inflação, que ficou no teto da meta, 6,5%. Os imóveis do segmento mais baixo (Q10%) valorizaram em 29,92% (APTD2) e 30,76% (MIH2). No segmento mais alto (Q90%) a valorização se situou em 20,72 (APTD2) e 20,14% (MIH2).

O último ano da série (2012) foi marcado pela desaceleração da valorização imobiliária em todos os quantis. O ano foi marcado pelo baixo crescimento da economia (1,3%), porém com crescimento real da renda da Região Metropolitana de Belo Horizonte, isto é, 13,81% de crescimento nominal contra uma inflação de 5,84%. A taxa de juros Selic atingiu o patamar mais baixo do período (8,49% em termos nominais). O

crescimento do crédito imobiliário (39,07%), embora expressivo, foi menor do que o dos três anos anteriores. Nesse contexto, os imóveis do Q10% valorizaram 25,29% (APTD2) e 25,89% (MIH2) e o preço dos imóveis do Q90% obtiveram um crescimento de 13,06% (APTD2) e 12,92 (MIH2).

O comportamento dos preços dos imóveis nos quantis, em 2012, evidência o ganho de informação de utilizar a regressão quantílica para estudos de valorização imobiliária. Utilizando a estimação por OLS do modelo clássico de regressão pela média, como no Capítulo 3, em 2012, houve uma desaceleração na valorização imobiliária de Belo Horizonte, com os imóveis valorizando, em média, 17,28% (APTD2) e 16,64% (MIH2). Caso utilizássemos somente a regressão pela mediana, o retrato seria bem parecido: valorização de 17,04% (APTD2) e 16,69% (MIH2). Porém, utilizando a regressão nos quantis, temos que no segmento de imóveis mais baixos a valorização estava acima dos 25% (Q10%) e dos 20% (Q25%), enquanto nos segmentos mais altos a valorização foi significativamente menor, na casa dos 14% (Q75%) e dos 13% (Q90%).

O período 2010-2012 foi marcado pela intensificação (2010 e 2011) e posterior diminuição (2012) do ritmo da valorização imobiliária e pelo fato de os imóveis dos segmentos mais baixos valorizarem as taxas maiores do que os imóveis dos segmentos mais altos. Esse efeito quantílico pode refletir duas tendências do mercado imobiliário. Primeiramente, pode-se ter continuado o fenômeno iniciado em 2009, no qual a dinâmica da valorização imobiliária acabou por tornar o preço dos imóveis dos quantis 75% e 90% bastante elevado e, conseqüentemente, esses imóveis passaram a ficar pouco acessíveis, mesmo para famílias de padrão de rendimento alto. Além disso, no bojo das políticas anticíclicas do Governo Federal, lançadas em 2009, estavam duas políticas que afetaram diretamente o mercado imobiliário: i) o Programa Minha Casa, Minha Vida

(PMCMV), cujo objetivo principal era a construção e o financiamento de moradias para famílias de baixa renda (até R\$ 4.600,00); ii) a expansão do crédito imobiliário dos bancos públicos, cuja participação no mercado de financiamento imobiliário passou a ser predominante, em contraste com o período anterior (2005-2008), no qual a maior participação no financiamento imobiliário era dos bancos privados⁵³ (Araújo, 2012).

Os resultados dos índices quantílicos para Belo Horizonte mostram que em um período marcado por crises internacionais, crescimento moderado do PIB e da renda, alta taxa de juros e, principalmente, baixo volume de crédito imobiliário, a valorização imobiliária foi pequena. Conseqüentemente, o comportamento dos índices de preços no quantis dependeu da conjuntura macroeconômica de cada ano específico, em geral, em um contexto marcado pela carência de financiamento imobiliário os picos de valorização ocorreram nos imóveis dos quantis mais baixos.

A partir de 2005, a melhora no cenário macroeconômico e a reestruturação do mercado de crédito imobiliário fizeram com que os apartamentos passassem a se valorizar em termos reais e tornaram mais claros os efeitos quantílicos. No primeiro momento (2005-2008), o efeito, somado do crescimento econômico, aumento real da renda das famílias, estabilidade de preços, queda na taxa de juros e aumento do crédito imobiliário (com maior participação dos bancos privados), fizeram com que os imóveis dos quantis maiores valorizassem a um ritmo maior que os imóveis dos quantis mais baixos. Esse padrão quantílico foi o mesmo verificado para Chicago-EUA, décadas de 1980 e 1990 (COULSON; McMILLEN, 2006), Cingapura, 1995-2010 (DENG;

⁵³ É preciso levar em conta que o financiamento imobiliário é um tipo de crédito direcionado no qual o governo determina a remuneração da oferta do crédito (remuneração da caderneta de poupança) e estipula o percentual dos depósitos em poupança que devem ser alocado para o financiamento imobiliário (65%, atualmente) e, ainda, 80% do valor alocado para o financiamento imobiliário deve seguir as regras do Sistema Financeiro da Habitação (com limite na taxa de juros e no valor do bem a ser financiado). Ou seja, mesmo quando os bancos privados têm maior participação na oferta de crédito imobiliário, a influência da política habitacional do governo é determinante para o funcionamento desse mercado. (Mendonça, 2013).

McMILLEN; SING, 2012) e Madrid e Barcelona, ambas na Espanha, entre 2004 e 2009 (NICODEMO; RAYA, 2012).

O ano de 2009 foi um ano de transição, no qual o segmento de imóveis mais caros perdia o dinamismo, devido a alta valorização nos anos anteriores, porém a maior valorização migrou para os dois quantis imediatamente abaixo (Q75% e Q50%). Entre 2010 e 2012, o padrão quantílico de valorização imobiliária do período 2005-2008 foi revertido, após um pacote de políticas anticíclicas do governo, que estimulou o mercado de imóveis mais baratos (PMCMV), o aumento da oferta de crédito por parte dos bancos públicos e pela própria dinâmica da valorização imobiliária, que acabou por tornar extremamente elevados os preços dos imóveis dos quantis superiores. A valorização imobiliária se tornou maior para os imóveis dos quantis menores. Esse padrão também prevaleceu em outros mercados que passaram por períodos de grande expansão do crédito imobiliário e *boom* dos preços dos imóveis, como Cook-County-EUA (Chicago, Subúrbios Norte e Sul), entre 2000 e 2007 (McMILLEN, 2014), Paris-França, entre 2000 e 2006 (BARTHÉLÉMY; ROSIERS; BARONI, 2013), e as cidades espanholas de Zaragoza, Sevilha, Málaga, Valência e Bilbao, 2004-2009 (NICODEMO; RAYA, 2012).

4.5 – Conclusão

Este capítulo utilizou da técnica de regressão quantílica para construir índice de preços para apartamentos em Belo Horizonte, 1995-2012, com dois objetivos. O primeiro foi testar a análise de *outliers* utilizada no capítulo anterior em estimações de mínimos quadrados ordinários. Os resultados mostraram que a análise de *outliers* não afetou muito o valor dos índices estimados pela regressão quantílica pela mediana. Desse modo, concluiu-se que a técnica adotada foi robusta, porém a utilização da regressão pela mediana poupa trabalho, ao eliminar a etapa de análise de *outliers*, e,

concomitantemente, evita que observações legítimas sejam eliminadas arbitrariamente da amostra. Como ponderaram vários estudiosos do mercado imobiliário, a distribuição do preço dos imóveis é concentrada em imóveis de valores mais baixos; por consequência, é comum nesse mercado a existência de algumas poucas observações com preços bem acima das demais.

O segundo objetivo foi testar a existência de efeitos quantílicos nos índices de preços para imóveis. Seguindo a recomendação de parte da literatura sobre o mercado imobiliário, analisamos o mercado de apartamentos de Belo Horizonte como sendo segmentado. Utilizamos os métodos hedônicos para índices de preços *adjacent-period-time-dummy* (APTD) e o método da imputação hedônica (MIH), descritos no Capítulo 1, para estimar índices de preços no quantis para os apartamentos de Belo Horizonte, 1995-2012. Este trabalho, portanto, é uma das primeiras tentativas de conciliar a literatura do modelo de preços hedônicos quantílicos com a literatura sobre métodos hedônicos para índices de preços. Os resultados mostram que no período 1995-2004 os imóveis valorizaram pouco as taxas nominais, em muitos anos valorizando menos que a inflação, e os efeitos quantílicos não seguiram um padrão, estando associados à conjuntura macroeconômica específica de cada ano. No período 2005-2012, houve uma reestruturação do crédito imobiliário e uma melhora da conjuntura macroeconômica (PIB, renda, inflação e taxa de juros). Nesse contexto, os imóveis passaram a ter valorização rápida, suplantando em muito a inflação, em quase todo o período. Os efeitos quantílicos ficaram mais evidentes. No período anterior à crise de 2009, os imóveis dos segmentos mais altos valorizaram as taxas maiores que os imóveis dos segmentos mais baixos, evidenciando um maior acesso ao financiamento imobiliário das famílias de rendimento mais alto. Já no período pós-efeitos da crise de 2009 (2010-2012), os imóveis dos segmentos mais baixos passaram a se valorizar mais rapidamente,

resultado, em parte, das políticas anticíclicas do Governo Federal, que privilegiariam o crédito para famílias de rendimento médio e baixo e, em parte, da dinâmica imobiliária dos anos anteriores, que acabou por tornar os preços dos imóveis dos segmentos mais altos excessivamente elevados, mesmo para famílias de rendimento alto.

Conclusão

Mensurar índice de preços para o mercado de apartamentos em Belo Horizonte, entre 1995 e 2012, através do modelo de preços hedônicos foi o principal objetivo da tese. Para poder empreender essa tarefa foi necessária uma discussão sobre as dificuldades de se construir índice de preços para imóveis. O imóvel é um bem heterogêneo, o que torna complexo o trabalho de construção de índice de preços, pois necessita de uma metodologia que dê conta das diferenças qualitativas entre cada unidade imobiliária. No caso dos bens imóveis a tarefa de construir índice de preços tem um complicador adicional, pois a venda de cada unidade se dá de forma inconstante no tempo. Por isso, não é possível construir uma cesta contendo diversas unidades imobiliárias e acompanhar a evolução de preço dessa cesta ao longo do tempo.

Do ponto de vista metodológico, optou-se, neste trabalho, por utilizar o modelo de preços hedônicos para construir os índices de preços imobiliários. Por esse modelo, o preço do bem heterogêneo é determinado pelos atributos que este possui. A regressão hedônica é uma forma de se determinar o peso de cada característica do imóvel no seu preço final. Esse procedimento permite que o analista deduza da valorização imobiliária o efeito das mudanças qualitativas nos imóveis observados entre os dois períodos de tempo.

O Capítulo1 teve como objetivo discutir a metodologia hedônica de estimação de índice de preços imobiliários. Primeiramente, discutiram-se as diversas metodologias existentes para calcular índice de preços para imóveis: modelos estratificados, modelo das vendas repetidas e modelo de preços hedônicos. Esse último foi o escolhido por ser o mais apropriado para realidades onde as revendas de imóveis não são muito constantes. O segundo passo foi apresentar as diversas formas de estimar índice de preços a partir do modelo de preços hedônicos descritas por Triplett (2004) e Hill

(2013). Existem quatro métodos hedônicos na taxonomia utilizada por esses dois autores: *time-dummy* (TD), *adjacent-period-time-dummy* (APTD), método da imputação hedônica (MIH) e método hedônico das características (MHC). O capítulo terminou com uma revisão da literatura empírica da aplicação de modelo de preços hedônicos no Brasil e no resto do mundo.

O Capítulo 2 apresentou o outro grande empecilho para a construção de índice de preços imobiliários, que é obter uma base de dados adequada. Existem várias fontes de dados para o mercado imobiliário: agências de financiamento de imóveis, entidades do setor, anúncios classificados, pesquisas domiciliares, registros administrativos do poder local etc. Essas fontes de dados se diferem pela abrangência de cobertura da amostra, as características para as quais possuem informação e precisão das informações sobre o preço.

Do ponto de vista da abrangência da amostra, a maioria das fontes de dados incorre em algum viés de seleção, dado que tendem a deixar de fora alguma fatia do mercado. Nesse quesito, os registros administrativos do poder local são a fonte de dados com maior abrangência e, portanto, a que minimiza o viés de seleção. As informações sobre as características diferem nas diversas fontes e dependem de questões institucionais. A mesma fonte em diferentes realidades locais pode diferir bastante nas informações coletadas sobre as características dos imóveis. Por fim, nenhuma das fontes de dados para o mercado imobiliário é capaz de gerar informação precisa sobre o verdadeiro valor do imóvel (problema da medição). Anúncios de imóveis e entidades do setor imobiliário geralmente trabalham com o preço de oferta, que tende estar acima do verdadeiro valor. Nas fontes que trabalham com valor declarado para fins fiscais geralmente se encontra o problema da subdeclaração de valores.

Finalmente, para fontes que usam dados de valor avaliado, como as agências de financiamento e registros administrativos do poder local, a qualidade da avaliação é fundamental para que o *gap* entre o preço avaliado e o verdadeiro preço seja minimizado. Nas questões relacionadas à disponibilidade de informação sobre as características dos imóveis e ao problema da medição, por sua vez, não há uma fonte de dados que domine às demais.

A base de dados escolhida para este trabalho foi a do ITBI fornecida pela prefeitura de Belo Horizonte. Por ser um dado proveniente de um registro administrativo do poder local, a base do ITBI é a mais abrangente. O Capítulo 3 buscou aplicar os métodos hedônicos descritos no Capítulo 1, a base de dados do ITBI, em estimações por mínimos quadrados ordinários (OLS). A primeira tarefa foi apresentar a base de dados e as variáveis nela contida: preço da transação, área construída do imóvel, padrão de acabamento, idade e localização. Depois foi feita uma análise de *outliers* retirando da amostra os imóveis com valores discrepantes para preço, área construída e valor do metro quadrado. A retirada dos *outliers* é necessária para estimar as regressões hedônicas por OLS.

Para cada método hedônico, foram estimadas regressões utilizando diferentes transformações exponenciais – especificações – para as variáveis Área e Idade. O desempenho de cada especificação foi medido em termos da significância estatística dos parâmetros estimados. No caso das variáveis de Localização, a avaliação da significância estatística foi complementada com uma análise da estruturação do espaço intraurbano de Belo Horizonte inspirada em Villaça (1998). No caso do método TD, a especificação *benchmark* foi a que incluiu o exponencial de área e Idade até a quinta potência; nos demais métodos (APTD, MIH e MHC) a melhor especificação foi a que incluiu o exponencial dessas duas variáveis até a segunda potência.

Na comparação dos diversos métodos hedônicos, em suas especificações *benchmark*, com a média e mediana simples, tem-se que os índices hedônicos tenderam a se afastarem dos da média e mediana ao longo do período. A diferença passou a ser significativa a partir do ano de 2005. Os índices estimados pelo TD, APTD e MIH estiveram muito próximos em todo o período. Nos últimos anos da série, o TD tendeu-se a deslocar um pouco do APTD e MIH. O método TD trabalha com a hipótese de que os preços sombras das características permanecem constantes durante todo o período de tempo. Para períodos suficientes longos essa é uma hipótese forte. Por outro lado, os métodos APTD e MIH permitem que os preços sombras das características variem com o tempo. Nesse caso, o descolamento do TD em relação ao APTD e MIH nos últimos anos da série pode estar sinalizando que houve mudança nos preços sombras das características nos últimos anos.

O MHC, por sua vez, se deslocou dos demais índices hedônicos – TD, APTD e MIH – nos últimos anos do período. O pior desempenho do MHC parece ter sido consequência da maneira como o método foi desenhado neste estudo, com uma regressão anual para cada localização da cidade. As amostras, na maior parte dos casos, foram pequenas e os ajustamentos das regressões – em termos de R^2 -ajustado e significância dos parâmetros estimados –, ruins.

Os índices estimados pelos diferentes métodos hedônicos apontaram uma grande valorização imobiliária a partir de 2006, contemporânea ao restabelecimento do mercado de financiamento imobiliário no Brasil. Entre 2006-2012, além do aumento do volume de crédito habitacional, outros fatores contribuíram para a valorização imobiliária como o aumento da renda real das famílias, tendência de queda na taxa básica de juros e o crescimento econômico. Em contraste, entre 1995-2005, período de

reestruturação do Sistema Financeiro da Habitação, os imóveis valorizaram a taxas mais modestas, em alguns anos abaixo da inflação.

Na comparação entre os índices estimados neste trabalho, pelos métodos hedônicos, e o Índice de Valores de Garantias de Imóveis Residenciais Financiados (IVG-R) do Banco Central do Brasil, cuja série iniciou-se em 2002, houve divergências em dois períodos. Entre 2002-2004, as taxas de valorização do IVG-R estiveram acima das auferidas pelos índices hedônicos. A principal razão para essa discrepância foi o viés da amostra do IVG-R, que contempla apenas imóveis financiados, em um contexto no qual o financiamento imobiliário era escasso. No período seguinte (2005-2008), período de grande crescimento do financiamento imobiliário, as taxas de valorização estimadas pelo IVG-R e pelos métodos hedônicos estiveram próximas. A partir de 2009, as taxas de valorização imobiliária voltaram a se afastar, fato que foi atribuído à metodologia estratificada adotada pelo IVG-R. Esse período foi marcado pela crise mundial, pelo aumento de participação dos bancos públicos no crédito imobiliário e pela implementação de um programa de habitação do Governo Federal voltado para famílias de baixa renda (Programa Minha Casa, Minha Vida). Nessa conjuntura, famílias menos abastadas aumentaram sua participação nas transações imobiliárias e, dessa forma, houve uma “piora” qualitativa nos imóveis negociados (unidades menores, de padrão de acabamento mais modesto e localizados em regiões periféricas). A metodologia hedônica, como discutido no Capítulo 1, mostrou-se mais adequada para lidar com essa mudança qualitativa no tipo de imóvel transacionado, nesse período, que o método estratificado adotado pelo IVG-R.

Recentemente, a literatura sobre preços hedônicos passou a utilizar as técnicas de regressão quantílica. Essa técnica estima retas de regressão para cada ponto da distribuição condicional entre o preço do imóvel e suas características. A justificativa

para utilização da regressão quantílica, do ponto de vista teórico, reside no fato de o mercado imobiliário ser segmentado. Do ponto de vista empírico, as estimações hedônicas estão sujeitas ao viés de variável omitida, que é minimizado pela técnica quantílica. Alguns poucos estudos, na literatura internacional, utilizaram da análise quantílica para estimar índice de preços dos imóveis. Em todos esses estudos, o método utilizado foi o TD.

O Capítulo 4 buscou utilizar das regressões quantílicas para estimar índices de preços para apartamentos em Belo Horizonte, 1995-2012. Primeiramente, foi realizada uma estimação pela mediana, para cada especificação *benchmark* do Capítulo 3, e os resultados comparados com os obtidos pelas regressões OLS. Os índices estimados pela mediana e pelo OLS foram muito próximos. Esses resultados refletem duas realidades. Primeiro, a análise de *outliers* empreendida no Capítulo 3 não afetou os resultados da estimação, sugerindo que essa análise foi eficiente em detectar as observações discrepantes. Por outro lado, demonstrou que utilizar a regressão pela mediana poupa trabalho – prescinde da análise de *outliers* – e evita que critérios *ad hoc* sejam utilizados para eliminar observações. Desse modo, este trabalho propõe a regressão pela mediana como alternativa ao OLS para estimação de índice de preços hedônicos para imóveis.

O segundo objetivo do Capítulo 4 foi construir índice de preços para diversos quantis da distribuição condicional entre o preço e as características dos imóveis. Foram estimadas regressões para os quantis 10%, 25%, 50%, 75% e 90%. Essa análise se restringiu aos métodos APTD e MIH, em suas especificações *benchmark*. A escolha dos dois métodos deveu-se ao melhor desempenho desses nas estimações padrões (OLS) dos índices de preços. A junção da literatura de métodos hedônicos para índice de preços (TRIPLETT, 2004; HILL, 2013) com a literatura de modelos hedônicos quantílicos (ZIETZ; ZIETZ; SIRMANS, 2008; COULSON; McMILLEN, 2006, 2007)

constituiu uma contribuição original desta tese, dado que nenhum outro trabalho utilizou conjuntamente essas duas tradições teóricas em um exercício empírico.

Pelos resultados empíricos, houve efeito quantílico na dinâmica da valorização imobiliária belo-horizontina, entre 1995-2012. Esse efeito tornou-se mais perceptível a partir de 2005, período de intensa valorização imobiliária, com a reestruturação e crescimento do crédito imobiliário no Brasil. Entre 2005-2009, os imóveis do segmento mais alto valorizaram a taxas mais altas que os dos segmentos mais baixos, indicando que, em um primeiro momento, foram famílias mais abastadas que se beneficiaram do aumento do volume de crédito imobiliário. A partir de 2009, os imóveis dos segmentos mais baixos passam a exibir taxas de valorização mais altas. Fato atribuído às políticas anticíclicas do Governo Federal em resposta à crise mundial. Dentre essas políticas estavam o aumento da oferta de financiamento imobiliário por parte dos bancos públicos e um programa de habitação voltado para famílias de rendimento baixo (programa Minha Casa, Minha Vida).

Como notado na “Introdução” deste trabalho ainda é pequena a literatura empírica sobre estimação de índice de preços para imóveis no Brasil. Portanto, existe um grande espaço a ser preenchido com novas contribuições. Pesquisas futuras poderiam estender os métodos hedônicos aqui trabalhados para outras localidades e para outras fontes de dados. A incorporação de técnicas de econometria espacial nas regressões hedônicas é outra possibilidade que se abre para trabalhos futuros. Por fim, estudos futuros relacionando os índices hedônicos estimados com a conjuntura macroeconômica do período seriam importantes para se entender melhor a dinâmica da valorização imobiliária e as relações entre macroeconomia e o setor habitacional.

Por fim, os resultados desse trabalho são importante insumo para se discutir a construção de índice de preços. Como visto na “Introdução”, dois terços da riqueza das

famílias no mundo todo está aplicada em bens imóveis. Desse modo, mensurar acuradamente as variações de preços dos imóveis é um importante indicador para a sociedade. Somado a isso, o imóvel é um ativo que além de se valorizar no tempo gera rendimentos mensais aos seus detentores (aluguéis). A existência de índices de preços para imóveis, cobrindo inclusive nichos específicos de mercado, é um indicador fundamental na estratégia de diversificação das carteiras dos investidores.

Índices de preços, nacionais e locais, são importantes ferramentas para se desenhar e avaliar políticas públicas. Do ponto de vista nacional, um índice de preços de imóveis pode ser um importante parâmetro para as políticas monetárias e macroprudenciais do Banco Central. Por exemplo, variações exageradas no preço dos imóveis podem ser indícios de crises financeiras – como no caso do *subprime* – e parâmetro para justificar um aperto na política monetária. Instituições públicas e privadas – que atuam no Sistema Financeiro de Habitação – dispõem de mais informações sobre os riscos de *default* e crises envolvendo o mercado de empréstimos habitacionais. Por fim, índice de preço de imóveis no âmbito local é uma importante ferramenta para o planejamento e avaliação de políticas públicas locais. A dinâmica da valorização imobiliária local pode ser utilizada tanto para medir o impacto dos projetos e obras públicas no preço dos imóveis, quanto para identificar áreas que necessitam de algum tipo de intervenção ou projeto público⁵⁴. Por fim, a discussão de em torno dos índices de preços para imóveis é importante para a construção e aperfeiçoamento do Sistema de Contas Nacionais no que diz respeito ao cálculo da riqueza das famílias e firmas (estoque) e cálculo do aluguel imputado (fluxo).

⁵⁴ Nesse caso, a desvalorização imobiliária em uma localidade pode estar refletindo a necessidade de políticas públicas específicas para a região.

Referências

ABRAMO, Pedro. A cidade Com-Fusa: a mão inoxidável do mercado e a produção da estrutura urbana nas grandes metrópoles latino-americanas. **Revista Brasileira de Estudos Urbanos e Regionais**, v. 5, 2008.

ABRAMO, Pedro. **A dinâmica imobiliária**: elementos para o entendimento da espacialidade urbana. Dissertação (Mestrado em Planejamento Urbano e Regional). Instituto de Pesquisa e Planejamento Urbano e Regional, Universidade Federal do Rio de Janeiro, 1988.

ABRAMO, Pedro. Uma Teoria Econômica da Favela: elementos sobre o mercado imobiliário informal em favelas e a mobilidade residencial dos pobres. In: ABRAMO, Pedro (org.). **A Cidade da informalidade**: o desafio para as cidades latino-americanas. Rio de Janeiro: Ed. Sete Letras, 2003.

AGUIAR, Marina Moreira de; SIMÕES, Rodrigo. Localização e Dinâmica Intraurbana: uma análise hierárquica multinível do mercado imobiliário residencial formal em Belo Horizonte/MG. . In: XXXVIII ENCONTRO NACIONAL DA ANPEC, 2010, Salvador. *Anais...* Salvador: Associação Nacional de Pós-Graduação em Economia, 2012.

AGUIAR, Marina Moreira de, SIMÕES, Rodrigo; GOLGHER, André Braz. Housing Market Analysis Using a Hierarchical-Spatial Approach: the case of Belo Horizonte, Minas Gerais, Brazil. **Regional Studies, Regional Science**, v.1, n.1, 2014, p. 116-137.

AGUIAR, Marina Moreira de. Crédito e mercado imobiliário no Brasil: fatores institucionais e macroeconômicos (1964-2013). XVI SEMINÁRIO DE ECONOMIA MINEIRA, Diamantina, 2014. *Anais...* Diamantina: CEDEPLAR/UFMG, 2014.

AGUIRRE, Antônio; MACEDO, Paulo Brígido. Estimativa de preços hedônicos para o mercado imobiliário de Belo Horizonte. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMETRIA, 8., Águas de Lindóia, 1996. *Anais*. Águas de Lindóia: ANPEC, 1996, v.1, p.1-16.

AGUIRRE, Byron I.; LENNON, Joaquín. **Índice de precios de viviendas nuevas para el Gran Santiago**. Cámara Chilena de la Construcción, 2011. (Documentos de Trabajo, N.65).

ALVES, Cneio de Oliveira; YOSHINO, Joe Akira; PEREDA, Paula Carvalho; AMREIN, Carla Jucá. Modelagem dos preços de imóveis residenciais paulistanos. **Revista Brasileira de Finanças**, v. 9, n.2, 2011.

ARAÚJO, Victor Leonardo de. **Preferência pela Liquidez dos Bancos Públicos no Ciclo de Expansão do Crédito no Brasil: 2003-2010**. Brasília: IPEA, 2012. (Texto para Discussão 1717).

BAILEY, Martin J., MUTH, Richard F.; NOURSE, Hugh O. A Regression Method for Real Estate Price Index Construction. **Journal of the American Statistical Association**, v. 58, n. 34, p.933-942, 1963.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de Estabilidade Financeira**: volume 12, número 1. Brasília: Banco Central do Brasil, 2013.

BARTHÉLÉMY, Fabrice; ROSIERS, François Des; BARONI, Michel. Market Heterogeneity and the Determinants of Paris Apartment Prices: a quantile regression approach. In: EUROPEAN REAL ESTATE SOCIETY CONFERENCE, 2013, Viena. **Anais...** Viena: EURES, 2013.

BIANCONI, Marcelo; YOSHINO, Joe A. House Price Indexes and Cyclical Behavior. **International Journal of Housing Markets and Analysis**, v. 6, n. 1, p. 26-44, 2013.

BUCHINSKY, Moshe. Recent Advances in Quantile Regression Models: a practical guideline for empirical research. **The Journal of Human Resources**, v. 33, n.1, p. 88-126, 1998.

CAMERON, A. Colin; TRIVEDI, Pravin K. **Microeconometrics Using Stata**. Stata Press, Revised Edition, 2010.

CAMERON, A. Colin; TRIVEDI, Pravin K. **Microeconometrics**: method and applications. Cambridge: Ed. Cambridge Press, 2005.

CARDOSO, Adauto Lúcio; LEAL, José Agostinho. Housing Markets in Brazil: recent trends and governmental responses to the 2008 crisis. ISA INTERNATIONAL HOUSING CONFERENCE, Glasgow, 2009. **Anais...** Glasgow: ISA, 2009.

CASTAÑO, Jéssica; LAVERDE, Mariana; MORALES, Miguel; YARURO, Ana Mária. **Índices de precios de la vivienda nueva para Bogotá**: metodologia de precios

hedônicos. Banco de la Republica de Colombia, 2013. (Temas de Estabilidade Finaciera, N.78).

COMINOS, Harry; RAMBALDI, Alicia; RAO, D. S. Prasada. **Hedonic Imputed Housing Price from a Model with Dynamic Shadow Prices Incorporating Nearest Neighbour Information**. Centre for Efficiency and Productivity Analysis (CEPA), 2007. (Working Paper, N.01/2007).

COULSON, Nelson Edward; McMILLEN, Daniel P. The Dynamics of Intraurban Quantile House Price Indexes. **Urban Studies**, v. 44, n. 8, p. 1517-1537, 2007.

COULSON, Nelson Edward; McMILLEN, Daniel. Quantile House Price Indexes. THE AMERICAN REAL ESTATE AND URBAN ECONOMICS ASSOCIATION (AREUEA) ANNUAL CONFERENCE, Boston, 2006, **Anais...** Boston: AREUEA, 2006. Disponível em: <<http://www.areuea.org/conferences/pdf/52/735.doc>>.

COURT, Andrew. Hedonic Price Indexes with Automotive Examples. **The Dynamics of Automobile Demand**. General Motors, New York, p. 98-119, 1939.

DANTAS, Rubens Alves; MAGALHÃES, André Matos; VERGOLINO, José Raimundo. Avaliação de imóveis: a importância dos vizinhos no caso do Recife. **Economia Aplicada**, v. 11, n. 2, 2007.

DANTAS, Rubens Alves; MAGALHÃES, André Matos; VERGOLINO, José Raimundo. Um modelo de demanda habitacional para a cidade do Recife. **Estudos Econômicos**, v. 40, n. 4, 2010.

DAS, Abhiman; SENAPATI, Manjusha; JOHN, Joice. Hedonic Quality Adjustments for Real Estate Prices in India. **Reserv Bank of India Occasional Papers**, v. 30, n. 1, p. 73-101, 2009.

DENG, Yongheng; McMILLEN, Daniel P.; SING, Tien Foo. Private Residential Price Indices in Singapore: a matching approach. **Regional Science and Urban Economics**, v. 42, n. 3, p. 485-494, 2012.

DI EWERT, W. Erwin. The Paris OECD-IMF Workshop on Real Estate Price Indexes: conclusions and future directions. In: DI EWERT, E. Erwin *et. al.* (Ed.). **Price and Productivity Measurement**: volume 1 – housing. Trafford Press, 2009. Disponível em: <<http://faculty.arts.ubc.ca/ediewert/dp0701.pdf>>. Acesso em: fev. 2010.

ELS, Michael e FINTEL, Dieter Von. Residential Property Price in a Submarket of South Africa: separating real returns from attribute growth. **South African Journal of Economics**, v. 78, n. 4, p. 418-436, 2010.

FÁVERO, Luiz Paulo Lopes; BELFIORE, Patrícia Prado; LIMA, Gerlando A. S. Franco de. Modelos de precificação hedônica de imóveis residenciais na Região Metropolitana de São Paulo: uma abordagem sob as perspectivas da demanda e da oferta. **Estudos Econômicos**, v. 38, n. 1, 2008.

FERREIRA NETO, Eduardo. **Estimação do preço hedônico**: uma aplicação para o mercado imobiliário da cidade do Rio de Janeiro. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas). Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2002.

FIPE – Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas. **Índice FIPEZAP de preços de imóveis anunciados**: notas metodológicas. São Paulo: FIPE, 2011.

FOLLAIN, James; JIMENEZ, Emmanuel. Estimating the Demand for Housing Characteristics in Developing Countries. **Urban Studies**, v. 22, n. 5, p. 421-432, 1985.

FURTADO, Bernardo. **Análise Quantílica-Espacial de Determinantes de Preços de Imóveis Urbanos com Matriz de Bairros**: evidências do mercado de Belo Horizonte. Rio de Janeiro: IPEA, 2011. (Texto para Discussão n. 1570).

FURTADO, Bernardo. Mercado imobiliário e a importância das características locais: uma análise quantílico-espacial de preços hedônicos em Belo Horizonte. **Análise Econômica**, ano 25, n. 47, p.71-98, 2007.

GAMEIRO, Augusto Hauber. **Índice de preços para o transporte de cargas**: o caso da soja a granel. Tese (Doutorado em Economia Aplicada). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2003.

GATZLAFF, Dean H; LING, David C. Measuring changes in local house prices: an empirical investigation of alternative methodologies. **Journal of Urban Economics**, v. 35, p. 221-244, 1994.

GOMES, Alexandre Esberard; MACIEL, Vladimir Fernandes; KUWAHARA, Mônica Yukie. Determinantes dos preços de imóveis residenciais verticais no município de São Paulo. In: 40º ENCONTRO NACIONAL DA ANPEC, 2012, Porto de Galinhas. **Anais...** Porto de Galinhas: Associação Nacional de Pós-Graduação em Economia, 2012.

GONZÁLEZ, Marco Aurélio Stumpf. Variação qualitativa e índice de preços na análise do comportamento recente dos aluguéis em Porto Alegre (1994-1997). **Análise Econômica**, v. 15, n. 28, 1997a.

GONZÁLEZ, Marco Aurélio Stumpf. Fonte alternativa para estudos intraurbanos: ITBI. In: VII ENCONTRO NACIONAL DA ANPUR, 1997, Recife. **Anais...** Recife: Associação Nacional de Pós-Graduação em Planejamento Urbano e Regional, 1997b.

GOODMAN, Allen C. Andrew Court and the Invention of Hedonic Price Analysis. **Journal of Urban Economics**, v.44, n. 2, p. 291-298, 1998.

GRILICHES, Zvi. Hedonic Price Indexes for Automobiles: an econometric of quality change. In: **The Price Statistics of the Federal Government, General Series No. 73**. Columbia Univ. Press for the National Bureau of Economic Research, New York, p. 137-196, 1961.

GRILICHES, Zvi. Introduction: hedonic price indexes revisited. In: _____ (Ed.). **Prices indexes and quality change: studies in new methods of measurement**. Cambridge: Harvard University Press, 1971.

GRILICHES, ZVI. The Demand for Fertilizer: an econometric reinterpretation of a technical change. **Journal of Farm Economics**, v. 40, n. 3, p.591-606, 1958.

HAAN, JAN de. Direct and Indirect Time Dummy Approaches to Hedonic Price Measurement. **Journal of Economic and Social Measurement**, v. 29, n. 4, p. 427-443, 2004.

HERMANN, Bruno M.; HADDAD, Eduardo Amaral. Mercado Imobiliário e Amenidades Urbanas: a view through the window. **Estudos Econômicos**, v. 35, n. 2, 2005.

HILGERT, Nadia; KLUG, Letícia; PAIXÃO, Luiz. A criação do bairro Belvedere III em Belo Horizonte: inovação espacial, valorização imobiliária e instrumentos urbanísticos. In: XI Seminário de Economia Mineira, 2004, Diamantina. **Anais...**, Belo Horizonte: UFMG/CEDEPLAR 2004. Disponível em: <<http://www.cedeplar.ufmg.br/diamantina2004/textos/D04A070.PDF>>. Acesso em: ago. 2009.

HILL, Robert. Constructing Price Indexes across Space and Time: the case of the European Union. **American Economic Review**, v.04, n. 5, p. 1379-1410, 2004.

HILL, Robert. Hedonic Price Indexes for Residential Housing: a survey, evaluation and taxonomy. **Journal of Economic Surveys**, v. 27, n. 1, p. 879-914, 2013.

HILL, Robert; MELSER, Daniel. Hedonic Imputation and the Price Index Problem: an application to housing. **Economic Inquiry**, v. 46, n. 4, p. 593-609, 2008.

HILL, Robert; MELSER, Daniel; SYED, Iqbal. Measuring a Boom and Bust: the Sydney housing market 2001-2006. **Journal of Housing Economics**, v.18, n. 3, p. 193-25, 2009.

HOESLI, Martin; GIACCOTTO, Carmelo; FAVARGER, Phillippe. Three new real estate price indexes for Geneva, Switzerland. **Journal of Real Estate Finance and Economics**, v. 15, n. 1, p. 93-109, 1997.

IPEAD – Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas Administrativas e Contábeis de Minas Gerais. **Pesquisa do mercado imobiliário em Belo Horizonte**: construção e comercialização. Belo Horizonte: IPEAD, 2014.

KENNEDY, Peter. Estimation with correctly interpreted dummy variables in Semilogarithmic Equations. **American Economic Review**, v. 74, n. 1, p.801, 1981.

KIM, Heeho; PARK, Saewoon; LEE, Sunhae. Determinants of House Prices in Seoul: a quantile regression approach. ASRES 19th INTERNATIONAL CONFERENCE, 2014, Goald Coast, Australia. **Anais...** Goald Coast: ASRES, 2014.

KOENKER, Roger; HALLOCK, Kevin. Quantile Regression. **Journal of Economic Perspectives**, v. 15, n. 4, p. 143-156, 2001.

LI, Wenzheng, PRUD'HOMME; Marc; YU Kam. Studies in hedonic resale housing price indexes. *OECD-IMF Workshop: Real Estate Price Indexes*: Paper 10, Paris, 2006. Disponível em: <<http://economics.ca/2006/papers/0406.pdf>>. Acesso em: ago. 2009.

LIAO, Wen-Chi; WANG, Xizhu. Hedonic House Prices and Spatial Quantile Regression. **Journal of Housing Economics**, v. 21, n. 1, p.16-27, 2012.

MACEDO, Paulo Brígido. Hedonic price with spatial effects: an application to the housing market of Belo Horizonte, Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 52, n. 1, 1998.

MAURER, Raimond; PITZER, Martin; SEBASTIAN, Steffen. Hedonic price indices for the Paris housing market. **Allgemeines Statistisches Archiv**, v. 88, p. 303-326, 2004.

McMILLEN, Daniel P. Changes in the Distribution of House Prices Over Time: structural characteristics, neighborhood, or coefficients? **Journal of Urban Economics**, v. 64, n. 3, p.573-589, 2008.

McMILLEN, Daniel P. Local Quantile House Price Indices. AREUEA MEETINGS, 2014, Tel Aviv University, July, 3, 2014. **Anais...** Tel Aviv: AREUEA, 2014.

MENDONÇA, Mário Jorge Cardoso de. O crédito imobiliário no Brasil e sua relação com a política monetária. **Revista Brasileira de Economia**, v. 67, n. 4, p. 429-467, 2013.

MENEZES, Tatiane de Almeida de; AZZONI, Carlos R.; MOREIRA, Guilherme R. C. Diferenças em gastos com aluguel entre estados, tipos de área e níveis de renda familiar no Brasil. In: SILVEIRA, Fernando Gailger; SERVO, Luciana Mendes; MENEZES, Tatiane de Almeida de; PIOLA, Sérgio (Org.). **Gastos e consumo das famílias brasileiras contemporâneas**. Brasília: IPEA, 2007. Volume II.

MIRANDA, Rubens Augusto de; AMARAL, Hudson Fernandes. Precificação de imóveis residenciais: uma abordagem hedônica-multinível. In: IX Encontro Brasileiro de Finanças, São Leopoldo. **Anais...**, 2009.

MORAIS, Maria da Piedade; CRUZ, Bruno de Oliveira. **Demand for Housing and Urban Services in Brazil: a hedonic approach**. Brasília: IPEA, 2003. (Texto para Discussão, 946).

MOULTON, Brent R. **The Expanding Role of Hedonic Methods in the Official Statistics of the United States**. Washington DC: Bureau of Economic Analysis (BEA), 2001.

NADALIN, Vanessa Gapriotti; FURTADO, Bernardo Alves. Índice de preços para imóveis: uma revisão. **Boletim Regional, Urbano e Ambiental**, n. 6, p. 21-32, 2011.

NICODEMO, Catia e Raya, Josep Maria. Change in the Distribution of House Prices Across Spanish Cities. **Regional Science and Urban Economics**, v. 42, n. 4, p. 739-748, 2012.

PAIXÃO, Luiz Andrés; ABRAMO, Pedro. Os vetores de expansão da atividade imobiliária em Belo Horizonte – 1994-2013. **Nova Economia**, v.18, n.2, 2008.

PAIXÃO, Luiz Andrés. O impacto da violência no preço dos imóveis comerciais de Belo Horizonte: uma abordagem hedônica. **Economia Aplicada**, v. 13, n.1, 2009.

PAIXÃO, Luiz Andrés. **A Estruturação do Espaço Intraurbano de Belo Horizonte, 1994-2003**: um estudo das decisões locacionais dos agentes econômicos sob o paradigma das externalidades de vizinhança. Dissertação (Mestrado em Planejamento Urbano e Regional). Instituto de Pesquisa e Planejamento Urbano e Regional, Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2005.

PAIXÃO, Luiz Andrés. Externalidades de vizinhança, estruturação do espaço intraurbano e preço dos imóveis: evidências para o mercado de apartamentos de Belo Horizonte. **Ensaio FEE**, v. 31, n. 1, 2010.

PAIXÃO, Luiz Andrés. O desafio da determinação do preço das obras de arte: experiências de aplicação do modelo de preços hedônicos no mercado de pinturas. IV ENCONTRO DE ESTUDOS MULTIDISCIPLINARES EM CULTURA (ENECULT), Salvador, 2008, **Anais...Salvador: ENECULT**, 2008.

PAVESE, Piermassimo. Hedonic Housing Price Indices: the turinese experience. **Revista di Politica Economica**, v. 95, n. 6, p. 113-148, 2007.

POLLAKOWSKI, Henry O. Data sources for Measuring House Price Changes. **Journal of Housing Research**, v. 6, n. 3, 1995.

PONTES, Eduardo; PAIXÃO, Luiz Andrés; ABRAMO, Pedro. O mercado imobiliário 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**, v. 15, n. 1, 2011.

RÊGO, Paulo Augusto. **Dinâmica dos aluguéis residenciais urbano entre 1995 e 2007 no Brasil**: construção de índice e identificação dos fatores de influências. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas). Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciência da Informação e Documentação, Universidade de Brasília, 2009.

ROJAS, Andres Francisco Medeyros. **Estimativa do viés de substituição na inflação ao consumidor e seu impacto na previdência**. Dissertação (Mestrado em Ciências

Econômicas). Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2008.

ROJAS, Andres Francisco Medeyros; FAVA, Vera Lúcia. Estimativa do viés de substituição na inflação ao consumidor e seu impacto na Previdência. XXXVI ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA – ANPEC (ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS CENTROS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA), Salvador, 2008. *Anais...* Salvador: ANPEC, 2008.

RONDON, Vinícius Velasco; ANDRADE, Mônica Viegas. Uma estimação dos custos da criminalidade em Belo Horizonte. **Ensaio FEE**, v.26, n.2, 2005.

ROSEN, Sherwin. Hedonic price and implicit markets: product differentiation in pure competition. **Journal of Political Economy**, v.82, n. 1, p.35-55, 1974.

ROZENBAUM, Sérgio e MACEDO-SOARES, T. Diana L.V.A. Proposta para a construção de um índice de preços de imóveis a partir dos lançamentos imobiliários de condomínios residenciais. **Revista de Administração Pública**, v. 41, n. 6, 2007.

ROZENBAUM, Sérgio. **IMPA – Índice Municipal de Preços de Apartamentos**: proposta e metodologia. Tese (Doutorado em Administração de Empresas). Programa de Pós-Graduação em Administração de Empresas. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, 2009.

SANTOS, Flávia Vinhaes; SALAZAR, Marlon Bruno. **Índice de preços imobiliários para o Brasil**: estudos para discussão. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), 2011.

SEABRA, Deborah e SILVEIRA-NETO, Raul da Mota. Amenidades urbanas e valor das residências: uma análise empírica para a cidade do Recife. In: 42o ENCONTRO NACIONAL DA ANPEC, 2014, Natal. *Anais...* Natal: Associação Nacional de Pós-Graduação em Economia, 2014.

SHIMIZU, Chihiro; NISHIMURA, Kiyohiko; WATANABE, Tsutomu. **Housing Price in Tokyo**: a comparison of hedonic and repeat sales measures. Tokyo: Research Center of Price Dynamics – Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, 2010. (Working Paper Series, 62).

SILVER, Mick; HERAVI, Saeed. Q uality Adjustment, Sample Rotation and CPI Practice: an experiment. Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, 2001. *Anais...* Canberra, 2001.

SIRMANS, G. Stacy; MACPHERSON, David. **The Composition of Hedonic Pricing Models**: a review of literature. National Association of Realtors; Washington, DC, Dezembro, 2003.

TEIXEIRA, Evandro Camargos Teixeira; SERRA, Maurício Aguiar. O impacto da criminalidade no valor da locação de imóveis: o caso de Curitiba. **Economia e Sociedade**, v. 15, n. 1, 2006.

TRIPLETT, Jack. *Handbook on Hedonic and Quality Adjustments in Price Indexes*: special application to information technology products. Paris: Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD), 2004. (Working Paper 2004/9).

VILLAÇA, Flávio. **Espaço intraurbano no Brasil**. São Paulo: Studio Nobel, 1998.

WAUGH, Frederik V. Quality Factors Influencing Vegetable Prices. **Journal of Farm Economics**, v.10, n. 2, p. 185-196, 1928.

ZIETZ, Joachim; ZIETZ, Emily Norman; SIRMANS, G. Stacy. Determinants of House Prices: a quantile regression approach. **Journal of Real Estate Finance and Economics**, v. 37, n. 4, p. 317-333, 20

Apêndice A

Índice de preços superlativos

Existem dois enfoques que analisam as propriedades das fórmulas dos índices de preços. O primeiro é o axiomático que avalia as diversas fórmulas a partir de uma série de axiomas que essas devem satisfazer (Hill e Melser, 2008). O segundo enfoque é o econômico pelo qual a escolha da fórmula de índice de preços deve se dar tendo em vista o custo de vida de um consumidor representativo. Nesse apêndice será explicitado o enfoque econômico. Por esse enfoque, o índice de preço deve retratar a variação do custo de vida entre dois períodos do tempo (s e t), dada a variação de preços ocorrida entre os dois períodos, que permite ao consumidor manter estável o seu nível de utilidade (Hill, 2004; Gameiro, 2003).

$$I_{cv} = \frac{C(u, p_t)}{C(u, p_s)}$$

Sendo, $C(u, p)$ o gasto mínimo para que o consumidor atinja o nível de utilidade u , para dado nível de preços. Ou seja, a função de gasto (custo) do consumidor é obtida pela minimização da função C ;

$$C(u, p) = \min\{pq: u = \bar{u}\}$$

Um índice superlativo é aquele que melhor se aproxima da noção de variação do custo de vida (Fava, 2008). Os índices de Laspeyres e Paasche seriam casos limites, o primeiro o limite superior e o segundo o limite inferior. Os índices de Laspeyres e Paasche falham como medida de variação do custo de vida, pois trabalham com cestas de consumo fixas no tempo (período inicial no caso Laspeyres, período final no caso do Paasche) e, conseqüentemente, não mensuram o efeito substituição decorrente das variações no preço. Esse fenômeno é conhecido na literatura como viés de substituição e pode ser assim resumido:

“Esse viés ocorre pela utilização de um índice que considera uma cesta de consumo fixa ao longo do tempo e que, logo, não considera as trocas entre subitens após mudanças de preços relativos...” (FAVA, 2008, p. 8).

Já os índices de Fisher e Törnqvist aproximam-se são medidas que se aproximam de um índice de custo de vida, pois permitem que haja substituição na cesta de consumo em resposta às mudanças dos preços relativos. O inconveniente desses índices é que necessitam de informação sobre a cesta de consumo para todos os períodos nos quais é calculado o índice de preços (Fava, 2008). Informação que, em muitos casos, é muito dispendiosa.

Embora o enfoque axiomático não tenha sido objeto do presente estudo, os resultados obtidos a partir desse enfoque são similares ao do enfoque econômico, sendo Fisher e de Törnqvist também consideradas as melhores fórmulas (Hill e Melser, 2008).

Apêndice B

Participação das regiões de Belo Horizonte no total de transações imobiliárias por ano

Tabela A1.1 - Participação das regiões de Belo Horizonte no total de transações imobiliárias por ano (%)										
Ano	Barreiro	Centro Sul	Oeste	Leste	Nordeste	Noroeste	Pampulha	Venda Nova	Norte	Total
1995	1.86	40.75	16.04	11.04	8.67	10.87	6.79	3.29	0.67	100.00
1996	1.56	37.77	17.49	9.38	9.16	10.68	6.89	1.95	5.12	100.00
1997	2.60	34.42	18.07	10.25	8.41	13.26	8.37	3.19	1.42	100.00
1998	2.32	35.97	18.00	9.56	8.72	12.05	8.76	3.35	1.28	100.00
1999	2.95	34.95	18.25	9.28	8.35	10.54	10.04	3.34	2.31	100.00
2000	3.51	32.30	16.87	8.95	8.31	11.82	11.82	3.37	3.05	100.00
2001	3.07	30.47	17.66	8.68	7.34	11.90	13.38	3.71	3.80	100.00
2002	2.78	35.09	16.92	8.74	7.61	10.82	12.61	2.79	2.64	100.00
2003	2.68	31.09	17.25	9.27	8.28	11.16	13.67	3.55	3.06	100.00
2004	2.79	29.63	18.55	9.16	8.94	11.65	12.76	3.27	3.24	100.00
2005	2.88	27.57	19.41	9.36	8.53	11.86	13.07	4.65	2.66	100.00
2006	2.86	28.32	19.28	9.44	8.77	11.35	12.63	4.32	3.03	100.00
2007	2.93	27.53	19.66	9.70	8.91	11.09	13.57	3.32	3.30	100.00
2008	2.84	27.53	19.24	9.52	9.25	10.57	14.89	2.96	3.20	100.00
2009	4.67	23.95	18.94	9.62	9.40	10.10	16.36	3.66	3.32	100.00
2010	5.60	19.95	19.84	7.87	11.25	10.99	15.40	5.19	3.92	100.00
2011	4.39	20.87	19.71	7.48	11.45	12.11	15.80	4.34	3.84	100.00
2012	3.44	23.61	20.58	8.00	9.40	8.87	17.26	4.95	3.89	100.00

Fonte: elaboração própria a partir dos dados do ITBI fornecidos pela SEFAZ/PBH e IPEAD