



UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO  
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA (PIMES)  
CURSO DE DOUTORADO EM ECONOMIA

ÁLVARO FURTADO COELHO JÚNIOR

**DINÂMICA DOS PREÇOS DOS IMÓVEIS NO MERCADO FORMAL  
DE RESIDÊNCIAS DA CIDADE DO RECIFE: UM ESTUDO DE SUA  
EVOLUÇÃO E DE SEUS DETERMINANTES NO PERÍODO 2000-2012**

RECIFE – PE  
2015

ÁLVARO FURTADO COELHO JÚNIOR

**DINÂMICA DOS PREÇOS DOS IMÓVEIS NO MERCADO FORMAL  
DE RESIDÊNCIAS DA CIDADE DO RECIFE: UM ESTUDO DE SUA  
EVOLUÇÃO E DE SEUS DETERMINANTES NO PERÍODO 2000-2012**

Tese de doutorado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco (PIMES/UFPE), em cumprimento às exigências de conclusão do Curso de Doutorado em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Raul da Mota Silveira Neto

RECIFE – PE  
2015

Catálogo na Fonte  
Bibliotecária Ângela de Fátima Correia Simões, CRB4-773

C672d Coelho Júnior, Álvaro Furtado  
Dinâmica dos preços dos imóveis no mercado formal de residências da cidade do Recife: um estudo de sua evolução e de seus determinantes no período 2000-2012 / Álvaro Furtado Coelho Júnior. - 2015.  
132 folhas: il. 30 cm.

Orientador: Prof. Dr. Raul da Mota Silveira Neto.  
Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal de Pernambuco, CCSA, 2015.  
Inclui referências e anexos.

1. Preços de imóveis. 2. Índices de preços. 3. Desenvolvimento habitacional. I. Silveira Neto, Raul da Mota (Orientador). II. Título.

332 CDD (22.ed.) UFPE (CSA 2016-040)

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO  
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA/PIMES

PARECER DA COMISSÃO EXAMINADORA DE DEFESA DE TESE DO DOUTORADO EM  
ECONOMIA DE:

**ÁLVARO FURTADO COELHO JÚNIOR**

A Comissão Examinadora composta pelos professores abaixo, sob a presidência do primeiro,  
considera o Candidato Álvaro Furtado Coelho Júnior **APROVADO**.

Recife, 19/11/2015

---

**Prof. Dr. Raul da Mota Silveira Neto**  
**Orientador/UFPE (PIMES)**

---

**Prof(a). Dra. Tatiane Almeida de Menezes**  
**Examinador Interno/UFPE (PIMES)**

---

**Prof. Dr. Carlos Roberto Azzoni**  
**Examinador Externo/USP (FEA)**

---

**Prof(a). Dra. Roberta de Moraes Rocha**  
**Examinador Externo/UFPE(CAA)**

---

**Prof. Dr. Ignácio Tavares de Araújo Júnior**  
**Examinador Externo/UFPB (PPGE)**

Dedico a Deus, a minha família, a meus amigos, a meus professores e aos funcionários do PIMES/UFPE que são os alicerces da minha vida e nos ajudaram a construir este presente trabalho.

## AGRADECIMENTOS

Este trabalho chega ao fim com a ajuda de muitas pessoas às quais agradeço e neste momento presto minha singela homenagem:

A Deus por ter me dado o dom da vida, me protegido, me iluminado e possibilitado a conclusão deste trabalho e conseqüentemente do Curso de Doutorado em Economia.

Aos meus pais Álvaro e Maria do Socorro pela força, incentivo em todos os momentos e apoio incondicional.

À minha família, em especial, meu irmão João Theodósio, companheiro dessa peregrinação.

Ao Prof. Dr. Raul da Mota Silveira Neto que me orientou com elevado espírito acadêmico e ética, tendo contribuído decisivamente com o seu conhecimento, com a sua experiência acadêmica e com a sua paciência para a elaboração deste trabalho; mostrando, em todos os momentos, os melhores caminhos a serem seguidos para a conclusão do mesmo.

Aos examinadores deste trabalho, Prof(a). Dra. Tatiane Almeida de Menezes, Prof. Dr. Carlos Roberto Azzoni, Prof(a). Dra. Roberta de Moraes Rocha e Prof. Dr. Ignácio Tavares de Araújo Júnior por terem aceitado participar deste momento e por suas contribuições.

A todos os professores que tive o prazer de conhecer na Universidade Federal de Pernambuco (UFPE) e na *University of Illinois Urbana-Champaign* (UIUC), em especial os do PIMES/UFPE, *Department of Economics* DECON/UIUC, *Department of Agricultural Consumer Economics* ACE/UIUC e *Department of Urban and Regional Planning* URBAN/UIUC, que contribuíram direta ou indiretamente para a conclusão deste trabalho e para minha formação acadêmica profissional, bem como, seus exemplos de caráter ética e profissionalismo.

Ao professor Geoffrey J.D. Hewings pela excelente oportunidade de estudar mais de um ano na UIUC, e de integrar o *Regional Economics Applications Laboratory* (REAL) nesse período. Bem como, aos seus comentários sempre pertinentes.

A todos os funcionários da UFPE e da UIUC, de forma especial aos do PIMES, as secretárias Patrícia e Jackeline, pela ajuda e contribuições.

A todos os integrantes do REAL, em especial aos alunos Esteban, Xian, André, Wei, Lucho, Carlos, Cláudia, Andi e Kênia, e aos professores que passaram pelo REAL, durante esse período, Carlos Roberto Azzoni, Daniel McMillen, Eduardo Haddad, Gisléia Benini, Joaquim Guilhoto e Werner Baer, por todas as sugestões e críticas construtivas.

A todos integrantes do Núcleo de Economia Regional e Urbana (NERU) da UFPE, em especial as professoras Tatiane Menezes, Roberta Rocha e Sônia Maria e aos alunos Rubens, Robson, Eduardo, Edvaldo e Deborah.

A todos os meus amigos pelo apoio de sempre, em especial, aos caros colegas da turma de doutorado (na UFPE e no DECON/UIUC, ACE/UIUC e URBAN/UIUC) e de mestrado e aos que conheci durante o doutorado sanduíche nos EUA.

A todos que passaram por minha vida.

A prefeitura da cidade do Recife por disponibilizar o banco de dados do Imposto sobre a Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) para elaboração dos dados.

E, por fim, agradeço a FACEPE e a CAPES, pelo apoio financeiro em parte do curso de doutorado.

*“Nenhum discípulo é maior do que o mestre; e todo discípulo bem formado será como seu mestre.” (Lucas 6, 40)*

## RESUMO

Motivado pelo forte aumento dos preços dos imóveis das cidades brasileiras verificado durante os anos 2000 e a partir do caso específico da cidade do Recife, esta tese objetiva analisar a dinâmica de preço das residências na referida cidade entre 2000 e 2012. Tal proposta é levada a efeito a partir de duas investigações específicas. Primeira, o trabalho constrói um índice de preços para o valor das residências a partir não só de pareamento nas características de variáveis estruturais, como também, de forma inédita na literatura, nas variáveis de amenidades locais para o nível de cidade (no caso a Cidade do Recife). Essa construção é aplicada à subdivisão geográfica da cidade (as regiões políticas administrativas (RPAs)) algo, na verdade, inexistente. Segunda, no sentido de obter evidências a respeito dos determinantes da variação destes preços, o trabalho aplica uma decomposição, devido a Firpo *et al.* (2006, 2007, 2009 e 2011), que permite mensurar a contribuição de variáveis estruturais e de amenidades locais ao nível de quantil da distribuição dos preços, aplicação inédita no estudo do diferencial dos preços no mercado de imóveis. Para tal, são utilizados dados do ITBI e de *shapefiles* de amenidades do período de 2000 a 2012. Os resultados obtidos, quanto ao índice de preços, indicam que a dinâmica de preço dos imóveis varia de acordo com a RPA analisada, indicando que inferências sobre o mercado de imóveis com base em preços médios dos imóveis (ou medidas de tendência central) podem não refletir a realidade analisada. Já quanto à decomposição, constata-se que o efeito preço e o efeito dotação, resultantes da decomposição, tem dinâmicas diferentes na mesma variável apenas alterando-se o quantil. O comportamento aos extremos da distribuição (quantil 0,10 e 0,90) é fortemente influenciado pelas características dos imóveis, em especial as intrínsecas, já entre os quantis 0,20 e 0,80 o ambiente por si só é que é o protagonista do diferencial de preço e neste caso as características dos imóveis contribuem para que o diferencial de preço não seja ainda maior, com destaque para a variável área privada. Tais evidências revelam que o comportamento médio da cidade não pode ser generalizado ao nível de RPA e nem muito menos pode ser generalizado para todas as estratificações da distribuição de preço.

**Palavras-chave:** Índice de Preços Hedônicos, Abordagens de Emparelhamento, Decomposição de Preços, Regressão RIF, Amenidades, Recife

## ABSTRACT

Motivated by the strong increase in property prices occurred in Brazilian cities during the 2000s and from the specific case of the city of Recife, this thesis aims to analyze the dynamics of house price in that city between 2000 and 2012. This proposal is carried out from two specific investigations. First, the work builds a price index for the value of dwellings from not only matching the characteristics of structural variables, but also in an unprecedented way in the literature, the variables of local amenities for the city level (in this case the Recife City). This construction is applied to the official geographical subdivision of the city, the RPAs (the Administrative Policy Areas) something actually non-existent. Second, to obtain evidence about the determinants of variation of prices, this work applies a decomposition due to Firpo *et al.* (2006, 2007, 2009 and 2011), it allows to measure the contribution of structural variables and local amenities over distribution of prices for the level of quantile, it's a unprecedented application in the differential study of prices in the real estate market. To this end, we use the ITBI data from 2000 through 2012 and the shapefiles of amenities. The results obtained as to the price index, show that the dynamic of price of properties varies according to the analyzed RPA, indicating that inferences about the real estate market based on average prices of dwellings (or central tendency statistics) may not reflect the analyzed reality. In respect the results of the decomposition, it is found that the coefficient and endowment effects have different dynamics in the same variable only by changing the quantile. The behavior at the extremes of the price distribution (quantile 0.10 and 0.90) is strongly influenced by the characteristics of the property, especially the intrinsic characteristics. For the quantiles from 0.20 through 0.80 the environment it's who is the protagonist of the price differences. In this case the real estate features contribute to the price differential do not be high, especially the private area variable. Such evidences show that the average behavior of the city may not be generalized to the level of RPA and much less may be generalized to all stratifications of the price distribution.

**Keywords:** Hedonic Price Index, Matching Approaches, Decomposition of Prices, RIF Regression, Amenities, Recife

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1	Regressão quantílica	31
Figura 2	Localização do Recife	34
Figura 3	Amenidades do Recife	38
Figura 4	Viés do Índice Laspeyres e do Índice de Paaschee	48
Figura 5	Evolução do mercado formal de residências	57
Figura 6	Evolução do mercado imobiliário formal por RPA	58
Figura 7	Evolução dos preços médios por RPA	58
Figura 8	A distribuição de amenidades e residências vendidas no Recife entre 2000 - 2012	59
Figura 9	Resíduos do MQO por quantil	61
Figura 10	Desempenho das abordagens de <i>matching</i> quando avaliado as características intrínsecas	64
Figura 11	Desempenho das abordagens de <i>matching</i> quando avaliado as características intrínsecas e as amenidades	64
Figura 12	A trajetória dos índices	70
Figura 13	Comparativo dos <i>ranges</i>	70
Figura 14	Trajetória dos índices de preços em cada RPA	72
Figura 15	Trajetória e intervalo de confiança do FHPI básico	74
Figura 16	Trajetória e intervalo de confiança do FHPI completo	75
Figura 17	Densidade de kernel estimada para o log do preço real de venda	79
Figura 18	Função de densidade cumulativa estimada para o log do preço real de venda	80
Figura 19	Coeficientes estimados por quantis para as variáveis estruturais	86
Figura 20	Coeficientes estimados por quantis para as variáveis de amenidades	88
Figura 21	Decomposição das mudanças da densidade do logaritmo do preço real de venda dos imóveis no Recife entre 2002 e 2012	92
Figura 22	Decomposição das mudanças da densidade do preço por grupo de variáveis	95
Figura 23	Decomposição das mudanças da densidade do preço por categorias	97
Figura 24	Decomposição das mudanças da densidade para cada variável	98

do grupo de variáveis estruturais

Figura 25 Decomposição das mudanças da densidade do preço para cada 100  
variável do grupo de variáveis de amenidades

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Estatística descritiva das variáveis dos modelos empíricos	65
Tabela 2	Estatística descritiva das variáveis dos modelos empíricos por RPA	66
Tabela 3	Matriz de correlação para variáveis estruturais e de amenidades	68
Tabela 4	Estatística descritiva dos dados usados na decomposição FFL (2011)	78
Tabela 5	Resultados das regressões MQO e RIF (percentil 10%; 30%; 50%; 70%; e 90%)	82
Tabela 6	Decomposição das mudanças da densidade do logaritmo do preço real de venda dos imóveis no Recife entre 2002 e 2012	92
Tabela 7	Percentual do efeitos dotação, preço e interação a nível de cada covariável (quantis 0,10; 0,30; 0,50; 0,70; e 0,90)	102
Tabela 8	Lista de bairros do Recife por RPA	121
Tabela 9	RPA 1 - Comportamento Médio das Variáveis Estruturais e de Amenidades (2000 - 2012)	122
Tabela 10	RPA 2 - Comportamento Médio das Variáveis Estruturais e de Amenidades (2000 - 2012)	123
Tabela 11	RPA 3 - Comportamento Médio das Variáveis Estruturais e de Amenidades (2000 - 2012)	124
Tabela 12	RPA 4 - Comportamento Médio das Variáveis Estruturais e de Amenidades (2000 - 2012)	125
Tabela 13	RPA 5 - Comportamento Médio das Variáveis Estruturais e de Amenidades (2000 - 2012)	126
Tabela 14	RPA 6 - Comportamento Médio das Variáveis Estruturais e de Amenidades (2000 - 2012)	127
Tabela 15	Efeito sobre a distribuição do log do preço para o quantil 0.10	128
Tabela 16	Efeito sobre a distribuição do log do preço para o quantil 0.30	129
Tabela 17	Efeito sobre a distribuição do log do preço para o quantil 0.50	130
Tabela 18	Efeito sobre a distribuição do log do preço para o quantil 0.70	131
Tabela 19	Efeito sobre a distribuição do log do preço para o quantil 0.90	132

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ABNT	Associação Brasileira de Normas Técnicas
ACE	<i>Department of Agricultural Consumer Economics</i>
BACEN	Banco Central do Brasil
CAPES	Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior
CBD	<i>Central Business District</i>
CBTU	Companhia Brasileira de Trens Urbanos
CS	<i>Case-Shiller</i>
DECON	<i>Department of Economics</i>
EUA	Estados Unidos da América
FACEPE	Fundação de Amparo à Ciência e Tecnologia de Pernambuco
FFL	Firpo Fortin Lemieux
FHPI	<i>Fisher Housing Price Index</i>
FIPE	Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas
FipeZAP	Índice Preços de Imóveis Anunciados
HPI	<i>Housing Price Index</i> ou Índice de Preço da Habitação
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IC	Intervalo de Confiança
IPTU	Imposto Predial e Territorial Urbano
IR	Imposto de Renda
ITBI	Imposto sobre a Transmissão de Bens Imóveis
LWR	Regressão Ponderada Localmente
<i>MahalPSCal</i>	<i>Mahalanobis matching with propensity scores as calipers</i>
<i>MPSCov</i>	<i>Mahalanobis matching with propensity scores as covariates</i>
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
MetroRec	Companhia de Metrô da Cidade do Recife
NAR	<i>National Association of Realtors</i>
NERU	Núcleo de Economia Regional e Urbana
OB	Oaxaca-Blinder
PIB	Produto Interno Bruto
PIMES	Programa Integrado de Economia e Sociologia
PIMES	Programa de Pós-Graduação em Economia
PNAD	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios
PS	<i>Propensity Scores</i>
REAL	<i>Regional Economics Applications Laboratory</i>
RIF	Função de Influência Recentrada
RPA	Regiões Políticas Administrativas
SBPE	Sistema Brasileiro de Poupança e Empréstimo
Secovi	Sindicato da habitação no Brasil
SMSA	<i>Small Metropolitan Statistical Areas</i>
SMSA-AHS	<i>Standard Metropolitan Statistical Area -Annual Housing Survey</i>
UFPE	Universidade Federal de Pernambuco
UIUC	<i>University of Illinois Urbana-Champaign</i>
URBAN	<i>Department of Urban and Regional Planning</i>
ZAP	Portal de Anúncio de Imóveis
ZEIS	Zona Especial de Interesse Social

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO</b> .....	14
<b>2 DINÂMICA DE PREÇOS DOS IMÓVEIS</b> .....	21
<b>2.1 Índice de preços dos imóveis</b> .....	21
<b>2.2 Decomposição do diferencial de preço dos imóveis</b> .....	29
<b>3 A CIDADE DO RECIFE</b> .....	34
<b>4 METODOLOGIA DA PESQUISA</b> .....	40
<b>4.1 Metodologia do índice de preços dos imóveis</b> .....	40
4.1.1 Métodos de <i>matching</i> .....	42
4.1.2 Abordagem tradicional <i>versus</i> abordagem alternativa (preços hedônicos) .....	45
4.1.3 Índice de Fisher .....	47
4.1.4 Intervalo de confiança pela abordagem <i>bootstrap</i> .....	49
<b>4.2 Metodologia da decomposição do diferencial de preço dos imóveis</b> .....	51
<b>4.3 Dados</b> .....	53
<b>5 ÍNDICE DE PREÇOS PARA A CIDADE DO RECIFE</b> .....	63
<b>5.1 Resultados da correspondência</b> .....	63
<b>5.2 Análise descritiva dos dados usados na estimação dos índices</b> .....	65
<b>5.3 Resultados dos índices de preços</b> .....	69
<b>6 CONDICIONANTES DA DINÂMICA DE PREÇOS DOS IMÓVEIS ENTRE 2002 E 2012</b> .....	77
<b>6.1 Análise descritiva dos dados usados na decomposição FFL (2011)</b> .....	77
<b>6.2 Resultados das regressões</b> .....	80
<b>6.3 Resultados da decomposição FFL (2011)</b> .....	90
<b>7 CONCLUSÕES</b> .....	105
<b>REFERÊNCIAS</b> .....	109
<b>ANEXOS</b> .....	120

## 1 INTRODUÇÃO

Segundo dados do Sistema Brasileiro de Poupança e Empréstimo (SBPE) do Banco Central do Brasil (BACEN, 2015) no período de 2002 a 2012 o crescimento no número de unidades habitacionais adquiridas por financiamento a partir de recursos do SBPE foi de 1532%. Em termos nominais, o valor negociado, tendo como referência o ano de 2002, expandiu-se em 4655,7%, chegando em 2012 ao montante total superior a 54 bilhões de reais. Em termos regionais esse conjunto de dados mostra que o Nordeste do Brasil foi a segunda região do país a apresentar o maior crescimento de unidades financiadas no período de 2002 a 2012 (crescimento de 5843%), atrás apenas da região Norte. O estado de Pernambuco correspondeu ao segundo estado da região Nordeste com maior número de imóveis financiados no ano de 2012 (14,75%) atrás apenas da Bahia.

Como argumentam Coelho Júnior & Silveira Neto (2015), a partir de informações do Secovi (o sindicato da habitação no Brasil), a primeira década dos anos 2000 foi marcada por uma elevação do preço dos imóveis nas cidades brasileiras, por exemplo, a magnitude do aumento real do preço do metro quadrado na cidade de São Paulo foi cerca de 188% no período de 2002 a 2012. No que diz respeito a Cidade do Recife, a partir de informações do Imposto sobre a Transmissão de Bens Imóveis (ITBI), é possível registrar que a magnitude do aumento do valor médio dos preços dos imóveis chegou a 326,5% para o período compreendido de 2002 a 2012. Como mostrado por Coelho Junior *et al.* (2014), o mercado imobiliário é bem relevante para a atividade econômica da cidade, dado que o somatório dos preços das habitações negociadas corresponde ao percentual médio de 5,19% do PIB ao longo do período 2000-2011.

Para dimensionar o tamanho desse movimento de valorização dos imóveis nesse mesmo período de tempo (2002-2012) a renda *per capita* ao nível de domicílio no Brasil da parte da população que apresentou o maior percentual de elevação (o grupo dos 40% mais pobres) registrou um aumento de 85,9% da renda segundo dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), magnitude essa que não chega a metade das cifras registradas para o aumento no preço dos imóveis em São Paulo e em Recife. No Brasil, o gasto com habitação corresponde a um considerável montante do dispêndio da renda familiar. Segundo Almeida & Azzoni (2013), esse custo habitacional nas regiões metropolitanas do país (Recife é uma das regiões metropolitanas que foram objeto dessa citada análise) equivale a magnitude de 25% a 30% dos gastos das famílias.

Logo, o expressivo aumento do crédito imobiliário adicionado à grande elevação do nível de renda das famílias e, conseqüentemente, ao aumento do dispêndio com habitação (dado a este gasto corresponder a um percentual do nível da renda das famílias, o qual apresentou crescimento), contribuíram para o movimento ascendente dos preços das residências no Brasil. Apesar disso pouco se conhece sobre a magnitude da contribuição das características estruturais e de localidade do imóvel (as amenidades) para o preço da habitação ao longo dos anos, e a respeito de qual é a natureza do movimento desses preços em contexto de Brasil. O caminho para entender a dinâmica de preços dos imóveis pode ser feito pela construção de um índice de preços mais abrangente em sua estrutura de variáveis avaliadas (considerando covariáveis relacionadas a estrutura do imóvel e as de amenidades), e pela decomposição da contribuição dessas covariadas na variação de preços. Uma vez que, o cálculo de um índice de preços, considerando variáveis estruturais e de amenidades em seu cálculo, permitirá a obtenção da trajetória das mudanças nos preços mais fidedigna com a dinâmica de preço dos imóveis, e decompor a variação de preços possibilitará identificar quais são os principais componentes dessa variação.

Fazendo uma revisão da literatura econômica, constata-se que ela apresenta um grande *know-how* quando se trata de estudar os determinantes do preço do imóvel buscando entender quanto cada variável explicativa intrínseca (estrutural) e/ou de ambiente (amenidades) influencia no preço da habitação. Inúmeros trabalhos abordam esse tema, em especial após a modelagem de preços hedônicos, de Rosen (1974), a qual possibilitou a precificação das variáveis de ambiente. São exemplos os trabalhos, em termos internacionais, de Can (1992), Basu & Thibodeau (1998), Benson *et al.* (1998), Luttik (2000), Georghagan (2002), Kim *et al.* (2003), Cohen & Coughlin (2008) e Fuhrer (2012). Com o objeto de estudo sendo o Brasil há Macedo & Simões (1998), Hermann & Haddad (2005), Teixeira & Serra (2006) e Pontes *et al.* (2011). E mais especificamente para Recife, encontram-se os trabalhos de Dantas *et al.* (2007), e Seabra & Silveira Neto (2014).

Todavia, quanto ao aspecto de índice de preços, em geral os índices disponíveis no mercado fazem uso da média ou da mediana dos preços (são exemplos o *Dow Jones Real Estate Indices*, *Case-Shiller (CS) Home Price Index* e o índice FipeZap). Como consequência, índices baseados em tais medidas de tendência central podem não representar a dispersão dos preços no mercado de imóveis, uma vez que esses índices não consideram aspectos de bairros, amenidades e de localização das propriedades. Ou seja, índices baseados em medidas de tendência central subestimam, ou superestimam, as variações de preços ao não incluírem

esses aspectos na sua estrutura de estimação, dado que mudanças de preços apreendidas por esses índices podem ser decorrentes de alterações nesses aspectos não consideradas na estrutura de cálculo. Já no tocante à literatura de índice de preços no mercado de imóveis, de acordo com Paredes (2011), há um grande consenso que as regressões hedônicas são apropriadas para estimar um índice de preços para o mercado de imóveis.

No entanto, poucos trabalhos consideram a heterogeneidade espacial das residências quando procedem o cálculo de um índice de preço. São exemplos: (I) O índice regional de preços para casas nos Estados Unidos, proposto por Mills & Simenauer (1996), no qual a heterogeneidade do espaço é captada pelos efeitos fixos da região onde está o imóvel. (II) O índice de Fisher regional usando regressões hedônicas, apresentado por Paredes (2011); por ele observa-se como os preços registrados no ano variam entre as regiões a partir de uma região de referência (controle); sendo, assim, um trabalho de *cross section*. E (III) o índice de preços para as áreas estatísticas metropolitanas pequenas do estado de Illinois (compostos por mais de uma cidade), nos Estados Unidos, apresentado por Lopez & Du (2014); os quais usam apenas características intrínsecas da residência para estimar um índice de preços entre anos e defendem que captam a heterogeneidade do espaço por compararem residências em uma mesma área geográfica. No contexto de Brasil, há os trabalhos de Alencar & Lazzarotto (2002) e Rozenbaum & Macedo-Soares (2007), os quais estimaram um índice de preços dos imóveis com base em regressões hedônicas ao nível de um único bairro de uma cidade, (o de 2002 para um bairro de São Paulo (Moema) e o de 2007 para a Barra da Tijuca no Rio de Janeiro) acreditando que, assim, controlam a heterogeneidade do mercado de imóveis analisado.

Quanto ao aspecto da decomposição, a literatura econômica da decomposição<sup>1</sup> das variações de preços tem apresentado grandes avanços nas últimas décadas quando se trata de estudos sobre o mercado de trabalho (a exemplo dos vários que abordam a questão do diferencial de remuneração entre grupos de trabalhadores (homem ou mulher, branco ou preto, menos ou mais escolarizados)). Neste sentido pode-se citar, por exemplo, as obras de Oaxaca (1973), Blinder (1973), Juhn, Murphy & Pierce (1993), DiNardo, Fortin & Lemieux (1996), Machado & Mata (2005), Firpo, Fortin & Lemieux (2006, 2007, 2009 e 2011), Aurora Galego (2013), entre outros.

---

<sup>1</sup> Para um detalhamento dos procedimentos de decomposição existente e seus pontos fortes e fracos, ver Firpo *et al.* (2006 e 2009).

Porém, quando se busca por trabalhos que tenham como escopo decompor<sup>2</sup> a variação de preço dos imóveis ao longo de um período de tempo quanto à contribuição das variáveis (efeito dotação) e quanto à contribuição da valorização das variáveis (efeito coeficiente/preço), as evidências na literatura são bem menos numerosas. Para o caso de um país desenvolvido, destaca-se, aqui, o trabalho de McMillen (2008), que, aplicando a metodologia proposta por Machado & Mata (2005), investigou a importância da variação das características estruturais dos imóveis e dos preços de mercado destas ao longo do tempo para explicar as variações de preço das residências na cidade de Chicago no período 1995-2005. Mais recentemente, explorando a situação de um país em desenvolvimento, Coelho Júnior & Silveira Neto (2015), considerando um conjunto de características estruturais e um outro conjunto associado a amenidades locais para as residências (diferenciando por este aspecto do de McMillen (2008)), aplicaram a mesma metodologia para estudar a dinâmica do valor das residências na Cidade do Recife, Brasil, no período 2002-2012. Tal estratégia permitiu aos autores a obtenção dos efeitos dotação e preço sobre a dinâmica de preços dos imóveis, o que inclui as influências de amenidades locais no segundo trabalho. Contudo, por limitações da metodologia, não foi possível a obtenção destas contribuições para diferentes pontos da distribuição dos preços das residências, o que limita a qualidade da informação gerada.

A partir da revisão bibliográfica, ao melhor de nosso conhecimento, constata-se que há duas lacunas na literatura: (I) não há um índice de preços dos imóveis ao nível de uma divisão geográfica menor que cidade (mas que abranja toda a cidade) considerando em sua estrutura de estimação, simultaneamente, características estruturais e variáveis de amenidades locais; e que use para o seu cálculo uma amostra de residências pareada por essas características, garantido a utilização de moradias semelhantes para o cálculo de um índice de variação de preços de imóveis, ou seja, permitindo que as variações de preço constatadas sejam de fato decorrentes de mudanças na precificação do imóvel. (II) Da mesma forma, inexistente estudo empírico de decomposição do diferencial de preços das habitações, considerando variáveis estruturais e de amenidades, ao longo dos diferentes pontos da distribuição dos preços do imóvel, com resultado do efeito coeficiente e do dotação individualizado para cada covariada do modelo.

Portanto, nesta presente tese, pretende-se, de forma geral, analisar e caracterizar a dinâmica de preços de imóveis da Cidade do Recife no período 2000 a 2012 respondendo a

---

<sup>2</sup> Há uma relativa quantidade de trabalho que estudam a volatilidade do preço dos imóveis no contexto de ciclos, para mais detalhes ver William (2013), mas tratam-se de uma abordagem diferente da empregada neste presente trabalho.

essas duas lacunas observadas, que são os dois objetivos gerais desta tese, a partir de duas inovações específicas. Primeiro, o trabalho propõe e constrói um índice de preços das residências da cidade a partir não só de pareamento nas características de variáveis estruturais, como também de variáveis de amenidades locais para o nível de cidade (no caso a Cidade do Recife) e também ao nível de uma subdivisão geográfica da cidade (as regiões políticas administrativas (RPAs)), possibilitando que as mudanças de preço aferidas sejam de fato decorrentes de alterações na precificação do imóvel e não sofram influência de variações nas características consideradas. Segundo, a pesquisa mensura, por meio da estratégia de decomposição, a contribuição de variáveis estruturais e de amenidades locais para a variação dos preços dos imóveis entre 2002 e 2012 para diferentes quantis da distribuição destes preços.

Para o índice de preços dos imóveis proposto, o primeiro objetivo geral, usa-se a abordagem do emparelhamento (*matching approach*) para geração do banco de dados a ser utilizado, o que permite comparar residências similares ao longo do tempo, ou seja, obter um cenário semelhante ao de vendas repetidas (PAREDES, 2011; MCMILLEN, 2012; LOPEZ & AROCA, 2012; e LOPEZ & DU, 2014), estima-se esse índice pela estrutura do índice de Fisher usando regressões hedônicas e adiciona-se três contribuições para a literatura de índice de preço. A primeira no que diz respeito ao processo de emparelhar, usando-se características intrínsecas juntamente com um conjunto de amenidades locais construídas a partir de um processo de georreferenciamento, no qual as amenidades locais são específicas para cada residência e obtidas pelo cálculo da distância individual de cada residência às amenidades da cidade, melhorando-se a acurácia das regressões hedônicas e, portanto, a precisão dos índices de preços das habitações propostos (ao nível de cidade e ao nível de sub-regiões da cidade). Em decorrência dessa primeira contribuição tem-se a segunda, que é estimar um índice de preços de imóveis (*housing price index*, HPI), que considere em sua estrutura características intrínsecas e de amenidades. A terceira contribuição é calcular o HPI ao nível de sub-regiões oficiais da cidade (mas que abrange toda a cidade), estratégia que permite ser mais preciso e capturar particularidades locais.

Já quanto ao segundo objetivo geral, a mensuração da contribuição de variáveis estruturais e de amenidades locais para o diferencial de preço do imóvel entre 2002 e 2012 ao nível de quantil, chega-se a esse resultado empregando o instrumental proposto por Firpo, Fortin & Lemieux (2006, 2007, 2009 e 2011) aplicado a área de economia do trabalho, mas inédito quando se trata de aplicá-lo para analisar a variação da natureza de preços no mercado

imobiliário. A técnica de Firpo *et al.* (2006, 2007, 2009 e 2011), adotada aqui, é dividida em duas etapas. Na primeira, a diferença na distribuição de preço é separada em efeito dotação (efeito variável), em efeito coeficiente (efeito preço) e termo de interação; na segunda etapa, calcula-se o equivalente a decomposição de Oaxaca-Blinder (1973) com as regressões RIF; permitindo decompor a diferença de preço nesses três componentes para cada covariável do modelo, em cada percentil da distribuição de preços.

Para este presente trabalho tem-se como objeto de estudo a Cidade do Recife (capital do estado de Pernambuco, um dos nove estados da região do Nordeste do Brasil), no período de 2000 a 2012, com dados de todo mercado formal de imóveis negociados, obtidos junto a prefeitura municipal do Recife, a partir do banco de dados do ITBI. Ao menos três razões fazem o caso do Recife relevante. Primeira, é a capital da maior região metropolitana do Nordeste, região que apresentou os maiores ganhos de renda entre macrorregiões brasileiras nos anos 2000. Segunda, é a sede do estado que apresentou o segundo maior crescimento em termos de financiamentos contratados de residências de 2002-2012 na região Nordeste (segunda região do país a apresentar o maior crescimento de unidades financiadas nesse período). Aguarda-se, pois, com essas duas razões, que, junto com a expansão da renda, a expansão do crédito imobiliário possa potencialmente assumir formas diversas na dinâmica de preço do mercado de imóveis. Em terceiro lugar, e mais particularmente, Recife apresenta um conjunto de amenidades quase único entre as capitais brasileiras: a forte presença do mar e do Rio Capibaribe. Neste sentido, é possivelmente mais elevada a chance de mudanças no estoque local das amenidades, através da localização das construções (pelo aumento ou pela redução da distância desses imóveis quanto às amenidades), influenciarem na variação de preços observadas na cidade.

Com a presente introdução, esta tese está composta de sete capítulos. No capítulo que segue, capítulo 2, Dinâmica de preço dos imóveis, é descrito a literatura de índice de preços dos imóveis e da decomposição do diferencial de preço dos imóveis, evidenciando-se de maneira mais detalhada, ao melhor do conhecimento obtido, as lacunas existentes e mostrando-se os caminhos propostos para saná-las. Em seguida, no capítulo 3, descreve-se as características da Cidade do Recife que a fazem um cenário relevante de ser estudado, dado o contexto em que este trabalho está inserido. Dando sequência, há o capítulo 4, Metodologia da pesquisa, neste apresenta-se a estratégia seguida para o índice de preços dos imóveis proposto e decompor o diferencial de preço dos imóveis, bem como, os dados usados. Continuando há o capítulo 5, Índice de preços para a cidade do Recife, e o capítulo 6, Condicionantes da

dinâmica de preços dos imóveis entre 2002 e 2012. Neste dois capítulos (5 e 6) são apresentados os principais resultados da pesquisa, o que compreende a obtenção de índices locais de preços considerando-se as amenidades e *matching* das residências e as decomposições que permitem apontar e entender os determinantes das variações de preços, informações essenciais para análise da dinâmica de preços dos imóveis na Cidade do Recife. E, por fim, o capítulo 7, em que são apresentadas as conclusões e as implicações dos resultados.

## 2 DINÂMICA DE PREÇOS DOS IMÓVEIS

Neste capítulo é feita uma contextualização histórica da literatura de índice de preços dos imóveis e da decomposição do diferencial de preço dos imóveis, destacando-se, ao melhor do conhecimento obtido, as lacunas existentes e mostrando-se os caminhos propostos para saná-las. Todavia, esses caminhos seguidos para dar respostas aos *gaps* identificados só são detalhados no capítulo da metodologia. O presente capítulo está dividido em duas seções: 2.1 Índice de preços dos imóveis e 2.2 Decomposição do diferencial de preço dos imóveis.

### 2.1 Índice de preços dos imóveis

Calcular um índice de preços permite obter o caminho das mudanças dos preços e a magnitude dessas alterações. Possibilitando compreender e seguir as tendências de movimentos, e conhecer as possíveis direções futuras do preço analisado. Com esse conhecimento pode-se identificar se há problemas e combatê-los se existir (como por exemplos bolhas<sup>3</sup>). Não se conhecendo como os preços variam e a magnitude das suas variações, não se pode propor e/ou testar hipóteses sobre o mercado analisado. No caso do mercado imobiliário, um índice de preços das habitações pode, por exemplo, ser usado na elaboração de políticas para o setor de habitação; medida para aferir ganho de riqueza; referência quanto à exposição ao risco do setor; e medida para realizar comparações (IBGE, 2010). Portanto, ele permite que se conheça a dinâmica de preço.

Em geral, os índices disponíveis no mercado de imóveis usam o preço mediano ou o preço médio. A mediana e a média são medidas de tendência central e por isso podem não representar a dispersão dos preços no mercado imobiliário. Alguns exemplos de índices disponíveis que utilizam as medidas de tendência central são: *Dow Jones Real Estate Indices*, *Case-Shiller (CS) Home Price Index*, e Índice FipeZap<sup>4</sup> (este último é para moradias no Brasil)).

Esses índices estimados com base em tais medidas de tendência central podem não representar a dispersão dos preços no mercado de imóveis, por eles não considerarem aspectos de bairros, amenidades e de localização das propriedades. Isto é, eles podem subestimar, ou superestimar, as variações de preços ao não incluírem esses aspectos na sua

---

<sup>3</sup> Descolamento dos preços praticados em relação ao real preço. Para mais detalhes ver FMI (2003).

<sup>4</sup> Criado em 2011, quando a Fipe fez parceria com site de anúncios de imóveis ZAP, tendo como base os preços anunciados dos imóveis. Foi o primeiro indicador com abrangência nacional para acompanhar o mercado de imóveis. Tem como principal crítica se basear em preços de anúncio podendo não refletir o mercado real uma vez que no Brasil a população sempre busca reduzir preços de oferta ao adquirir o bem.

estrutura de estimação, uma vez que mudanças de preços por eles captados podem ser decorrentes de alterações nesses aspectos não considerados na estrutura de cálculo.

Quando se pesquisa na literatura sobre abordagens de índice de preços no mercado imobiliário, pode-se identificar que o trabalho base para investigar os preços da habitação foi o de Rosen (1974). Esse trabalho proporcionou a principal ferramenta para investigar os preços do mercado imobiliário, que é a modelagem por regressão hedônica.

No entanto, como argumenta Paredes (2011), apesar do consenso de que a regressão hedônica é apropriada para estimar um índice de preços para o setor imobiliário, na maioria dos trabalhos não se considera a heterogeneidade intrínseca ao espaço para residências. A heterogeneidade espacial está presente em características intrínsecas da propriedade e no ambiente onde o imóvel está localizado (aspectos do bairro, as amenidades, e à localização das propriedades). Verifica-se que há poucos trabalhos em que os autores calculam um índice de preços das habitações e, ao mesmo tempo consideram a heterogeneidade espacial das casas quando eles calculam um índice de preços dos imóveis.

No final dos anos de 1980, Thibodeau (1989) estimou um índice de preços de residências baseado em regressões hedônicas, calculadas para cada área metropolitana dos Estados Unidos (EUA), usando dados de 1974-1983 obtidos da *Standard Metropolitan Statistical Area Annual Housing Survey* (SMSA-AHS). O aspecto da heterogeneidade dos imóveis foi analisado observando-se a diferença de comportamento do preço entre as áreas metropolitanas estudadas. O banco de dados não apresentava padrão na coleta de informações que o compunha, variando de acordo com a região metropolitana em que foi coletado o dado. As informações usadas na estimação das regressões foram quanto ao padrão das moradias e se a residência estava ou não estava em área central. Já nos anos de 1990, Forrest (1991) apresentou uma análise do diferencial de preço entre nove regiões inglesas baseando-se em transações realizadas em outubro de 1985. Ele identificou que a heterogeneidade espacial pode vir de aspectos físicos da habitação e de bairro, mas ele não estimou seu índice por regressão hedônica. Ele usou a regressão hedônica para mostrar como essas diferenças estão se conectando com os preços da residência.

Na segunda metade dos anos de 1990, Mills & Simenauer (1996) apresentaram um índice regional de preços para o mercado de imóveis nos EUA. A maneira de captar a heterogeneidade espacial foi pelos efeitos fixos regionais. Eles compararam seus resultados com o índice da *National Association of Realtors* (NAR) e obtiveram diferenças relevantes. Propuseram que a variação na qualidade das residências representava mais da metade do

aumento de preço relatado pelo NAR. O problema neste último trabalho é que Mills & Simenauer (1996) assumiram que os parâmetros têm um comportamento homogêneo, porque eles só estimaram uma regressão hedônica para todas as regiões analisadas.

Para estimar um índice de preços de imóveis, a situação ideal é aquela em que o mesmo imóvel estivesse presente em todos os períodos analisados da base de dados, caracterizando um cenário de vendas repetidas; porém, os dados disponíveis não apresentam essa característica. Isso faz com que seja necessário a busca por emparelhamento da amostra usada para estimar o índice, tomando como referência as características das residências. Como bem argumenta McMillen (2008), em seu estudo para a cidade de Chicago, ao menos potencialmente, na ausência de índice de vendas repetidas (os mesmos imóveis transacionados em cada período de tempo analisado), parte importante da variação dos preços dos imóveis pode apenas refletir o fato de que os novos imóveis apresentam características de mais alto valor de mercado e/ou o fato de estarem localizados em regiões com maior estoque de amenidades.

Nessa perspectiva, Paredes & Aroca (2008) propuseram uma maneira de diminuir a heterogeneidade espacial quando se estima um índice de preços das habitações utilizando o método do grupo controle quase-experimental antes de calcular o índice. Eles estimaram um índice de Fisher usando a regressão hedônica depois de terem utilizado o método de grupo de controle quase-experimental. A inserção de um grupo de controle e grupo de tratamento baseou-se no pressuposto de ao se medir variações de preços por um índice deve-se buscar o controle por características para garantir que o diferencial de preço captado reflita apenas a diferença na precificação dessas características. Mas eles não estudaram se o método de grupo de controle quase-experimental se encaixa como o melhor método para reduzir a heterogeneidade espacial. Apenas em 2011 foi que Paredes (2011) aprofundou o estudo sobre os métodos que poderiam reduzir a heterogeneidade espacial da amostra antes de estimar um HPI; buscando, assim, responder a lacuna do trabalho dele com Aroca em 2008.

Paredes (2011) utilizou dados chilenos para mostrar possíveis métodos que podem ser aplicados para diminuir a heterogeneidade do espaço. Ele trabalhou com os dados de *Chilean Household Survey* de 2006 analisando doze áreas geográficas do Chile mais a região metropolitana. A correspondência foi feita usando a região metropolitana como a região de controle por ela apresentar a maior quantidade de observações. Ou seja, ele usou imóveis na

região metropolitana para comparar<sup>5</sup> com imóveis de outras regiões do Chile. Como resultado ele mostrou que o método *Mahalanobis* com *propensity score* foi o melhor para fazer a correspondência entre o grupo controle e o grupo tratado. As limitações deste trabalho foram: usar apenas dados de um ano (ele trabalhou como *cross section*), não trabalhar com o ambiente onde o imóvel está localizado (aspectos do bairro, as amenidades, e à localização das propriedades), e a menor divisão geográfica usada foi regiões com muitas cidades. Dessa forma, é como se as cidades da mesma região tivessem o mesmo comportamento.

Já em meados da segunda década dos anos 2000, Lopez & Du (2014) usaram o conhecimento a partir dos trabalhos de Paredes & Aroca (2008), e Paredes (2011) para responder a lacuna no mercado imobiliário do estado de Illinois, nos EUA. Antes do trabalho de Lopez & Du (2014) não se tinha um índice de preços de imóveis para pequenas áreas estatísticas metropolitanas (SMSAs) do estado de Illinois. As limitações, presentes nesse trabalho, foram o fato de que: as suas menores divisões geográficas eram áreas metropolitanas, eles só usaram atributos de características no interior das moradias. Quando se está estimando um índice de preços de imóveis, como enfatizam Costello & Watkins (2002), deve-se tentar estimar esse índice incluindo a menor divisão geográfica disponível. Desta forma, isso permitirá ser mais exato e poder-se-á tomar em consideração as particularidades locais. Em outras palavras, permite-se captar a heterogeneidade inerente ao mercado imobiliário.

No contexto do Brasil, poucos trabalhos têm estimado índice de preços das habitações com a utilização da metodologia de regressão hedônica. Pode-se citar Alencar & Lazzarotto (2002), os quais utilizaram um método hedônico para propor um índice com base em preços de lançamentos imobiliários de um mesmo ano para o bairro de Moema na cidade de São Paulo. E o estudo de Rozenbaum & Macedo-Soares (2007), no qual é proposto estimar um índice local de preços de imóveis tomando como referência os lançamentos de condomínios residências de classe média alta na Barra da Tijuca, na cidade do Rio de Janeiro. Note-se que ambos os trabalhos tem como objeto de estudo áreas muito restritas na perspectiva de não estarem sujeitos a heterogeneidade do mercado de imóveis, dado a trabalharem com áreas bem pequenas. A razão para isso acontecer, muito provavelmente, é porque o estoque de informações (dados) disponível quase não existia à época dos estudos, como argumentam Nadalin & Furtado (2011) em estudo sobre índices de preços dos imóveis no qual apresenta aspectos conceituais e metodológicos relativos a índices de preços para

---

<sup>5</sup> No índice de preços das habitações proposto neste trabalho o grupo controle é formado por residências na mesma região onde estima-se o índice de preços dos imóveis.

imóveis. Outra limitação de Alencar & Lazzarotto (2002) e Rozenbaum & Macedo-Soares (2007) é o fato de não fazerem uso de estratégias de *matching* para emparelhar a base de dado usada, para fazer frente a limitação de não terem vendas repetidas para os imóveis observados.

Como pôde ser visto, identifica-se que há algumas lacunas na literatura do índice de preços das habitações, a saber: (1) Os trabalhos que usam o processo de correspondência para gerar a amostra com residências comparáveis não utilizam as amenidades como características da moradia. Nem, muito menos, tem variáveis de amenidades que sejam baseadas na distância de cada imóvel para cada amenidade que se emprega no modelo em substituição a variáveis dummies. (2) Não há um índice de preços das habitações (HPI), que considera, simultaneamente, em seu cálculo as características intrínsecas da residência em conjunto com as amenidades do bairro onde está o imóvel, (3) Não se pode encontrar um HPI que é estimado para uma divisão inferior ao nível da cidade, mas que abranja toda a cidade.

Neste presente trabalho propõem-se responder a esses *gaps* aplicando-se a metodologia de regressão hedônica e de índice de Fisher sobre a amostra emparelhada do Recife (usando características intrínsecas das residências e as suas amenidades) ao longo de treze anos (de 2000 a 2012), permitindo-se, assim, calcular um índice de preços das habitações com base no tempo. Ao fazer isso, apresenta-se uma nova formatação para o índice de preços das habitações, mesmo seguindo a abordagem *à la* Fisher (FHPI) (usada por Lopez & Du (2014), Lopez & Aroca (2012), Paredes (2011), e Paredes & Aroca (2008)), por ser mais abrangente em sua estrutura de variáveis avaliadas (considerando covariáveis relacionadas a estrutura do imóvel e as de amenidades). E, conseqüentemente, as respostas aos *gaps* existentes na literatura, resultam em três contribuições empregadas com o propósito de responder ao primeiro objetivo geral desta tese (estimar um índice de preços das residências de toda a cidade considerando uma subdivisão geográfica a partir não só de pareamento nas características de variáveis estruturais, como também de variáveis de amenidades locais).

Detalhando-se as contribuições relacionadas ao primeiro objetivo geral, tem-se que a primeira está no processo de correspondência (*matching process*), usa-se no *matching process* as características intrínsecas das moradias (as características estruturais) e um conjunto abrangente de amenidades locais onde estão as habitações. As variáveis de amenidades são baseadas na distância de cada habitação para as amenidades que se usa. Para obtê-las primeiro encontra-se a latitude e a longitude para cada imóvel por um processo de georreferenciamento

e, então, com estas posições calcula-se a distância individual de todas as moradias para as amenidades. Quando aplica-se o processo de correspondência, que considera características intrínsecas dos domicílios e as amenidades onde estão essas residências, estima-se um índice com moradias mais comparáveis. Permitindo que o diferencial de preço captado pelo índice reflita apenas a diferença na precificação das características dos imóveis.

A segunda contribuição é estimar um índice de preços das habitações (HPI), que considera, simultaneamente, em seu cálculo as características intrínsecas das habitações e as amenidades dos bairros onde estão os imóveis. Incluir amenidades permite obter uma análise mais detalhada do comportamento dos preços do mercado imobiliário de uma cidade em análise (ser mais preciso sobre as variações nos preços dos imóveis), porque considera-se características que estão ao redor e na estrutura da habitação no cálculo do HPI. Uma vez que, as características que cercam a moradia influenciam na decisão de compra de uma habitação como argumentam Dubin & Sung (1990), Can (1992), Basu & Thibodeau (1998), Benson *et al.* (1998), Luttik (2000), Georghegan (2002), Kim *et al.* (2003), Cohen & Coughlin (2008) e Fuhrer (2012), as amenidades devem ser consideradas no cálculo de um HPI. Ou, em outras palavras, dado que as amenidades estão relacionadas com a opção de comprar a moradia, essas características ao redor da habitação afetam os preços das residências, então elas devem ser ponderadas.

A terceira contribuição é calcular um índice de preços das habitações para uma divisão inferior ao nível de cidade, mas que abranja toda a cidade. Usa-se a divisão oficial da cidade do Recife, a qual divide Recife em seis Regiões Políticas Administrativas (RPA)<sup>6</sup>. Logo é possível gerar um HPI para cada RPA da cidade do Recife. Fazer isso é igual a tornar o índice mais capaz de considerar a heterogeneidade, uma característica do mercado da habitação, e, assim, permitir muito mais precisão na mensuração do HPI. Porque, quando isso é feito, pode-se controlar por características específicas (aspectos não mensuráveis) de cada região (por exemplo: crime, relevo, trânsito, fatores relacionados à qualidade de bairro e equipamentos sociais), o que não seria possível capturar no índice se só fosse computado o HPI para o nível de município. A compreensão dos co-momentos entre essas seis regiões para os preços das habitações torna-se importante para fornecer as informações no que diz respeito à existência de influências entre as áreas e para obter a dinâmica do preço ao longo do período

---

<sup>6</sup> Na seção 4.3, intitulada Dados, detalha-se as RPAs. Não se utiliza uma divisão de bairro, porque em alguns bairros, em específicos anos da base de dado, não se tem um número de observações que permita a aplicação da metodologia que se emprega neste trabalho para obter a amostra emparelhada.

estudado. Ou seja, ter-se-á uma maior precisão quando se calcula o índice para cada RPA, porque as moradias estarão sujeitas a um ambiente comum e aumenta-se a acurácia dos dados. Portanto, essa abordagem por RPA permite um melhor diagnóstico sobre o caminho de preços em diferentes áreas de uma mesma cidade.

Após calcular os índices hedônicos *à la* Fisher ao nível de RPAs, estima-se o intervalo de confiança (IC) para o índice aferido em cada RPA pela abordagem *bootstrap* com nível de significância de 5%, uma vez que não se há a certeza de se estar trabalhando com o universo de imóveis da cidade é preciso estimar o IC para dar confiança estatística a informação gerada.

Também é relevante destacar mais três características desta tese: (1) Os dados das habitações vendidas são de apenas um conjunto de dados (ITBI) permitindo uniformidade nas informações da base de dados. (2) A variável dependente é o valor de venda da habitação, em vez de preço do aluguel. Isso implica que a escolha da habitação foi mais criteriosa, dado que o comprador tende a tomar muito mais cuidado do que com o locatário na decisão de onde morar, porque as decisões de compra são de longo prazo e envolvem um montante muito mais elevado em relação a decisão de alugar. E (3), usa-se o processo de georrefenciamento (para obter a latitude e longitude) para todas as habitações e de todas as amenidades. Ou seja, individualiza-se a informação das variáveis de amenidades para cada imóvel. Essas três características deste trabalho são pontos favoráveis, quando se olha para o critério de maior precisão dos coeficientes estimados nos modelos hedônicos (no total de 144 modelos hedônicos estimados) e nos dois FHPI (o completo e o básico) tanto ao nível de cidade, quanto ao nível de sub-regiões da cidade.

Note-se também que o emparelhamento da amostra permite ao FHPI estimado neste trabalho superar a limitação da ausência de um cenário de vendas repetidas<sup>7</sup> da mesma moradia ao longo dos anos analisados. Para proceder o emparelhamento, neste trabalho, procurou-se respaldo na literatura de *matching approach*<sup>8</sup>, *à la* Lopez & Aroca (2012) e McMillen (2012), por meio da qual torna-se possível gerar amostras de residências comparáveis a partir das características das moradias. Em outras palavras, permite-se fazer a correspondência entre duas moradias vendidas em diferentes períodos de tempo por apresentarem atributos comparáveis. Com isso obtêm-se a amostra de observações emparelhadas que se usa para estimar o HPI.

---

<sup>7</sup> Dado que no banco de dados disponível para Recife não se tem uma habitação, que tenha sido vendida e revendida em cada ano do conjunto de dados ao longo do período de 13 anos que compõem esse conjunto.

<sup>8</sup> Através deste procedimento é permitido cobrir a heterogeneidade do mercado da habitação.

Mais três razões podem ser listadas para apoiar o uso de *matching estimators*. A primeira é se o índice de preços das habitações é estimado como o mercado imobiliário faz (ou seja, através de medidas de tendência central), não será considerado as características do entorno dos domicílios. Em outras palavras, obtêm-se um índice incompleto quanto à captação da variação de preço, ou até mesmo calcula-se um índice que seu uso poderia ser questionável ou por não representar a totalidade de variações de preço (subestimação), por apresentar uma variação maior que a de fato verificada (superestimação). Uma vez que, de acordo com Dubé & Legros (2011), o mercado imobiliário é caracterizado por eventos aleatórios quando se olha do ponto de vista espacial e, quando se olha para o período de ocorrência.

A segunda razão é que a *matching approach* reduz a possibilidade de viés de seleção (compreendido como o erro de escolher as observações para participar de um estudo acadêmico), porque quando se usa os *matching estimators* busca-se colocar a maior quantidade de observações quanto possível, dado as características escolhida para a busca da observação correspondente (LOPEZ & AROCA, 2012). A correspondência permite que uma amostra de controle e uma amostra de tratamento se torne melhor equilibrada uma com a outra, de acordo com as características observadas no modelo.

A terceira razão é, quanto ao potencial problema envolvendo a estimação de um índice de preços, o viés que pode vir da natureza dinâmica das variáveis explicativas, ou seja, da sua variação ao longo do tempo (elas apresentam mudanças em seus coeficientes). Para lidar com esse problema em potencial, usa-se os métodos de correspondência antes de estimar o índice de preços das habitações. Este procedimento tem sido utilizado na literatura internacional nos trabalhos de Lopez & Du (2014), Lopez & Aroca (2012), Walls *et al.* (2011), Paredes & Aroca (2008).

Em resumo, neste trabalho, foram utilizados 3 passos para estimar o índice de preços das habitações proposto aqui: O primeiro, usa-se o processo de correspondência *à la* Rosenbaum & Rubin (1983), ou seja, foram utilizados os métodos quasi-experimental de geração de amostra dos correspondentes. Obtendo-se assim uma amostra constituída por residências do grupo de controle ( $t_0$ ) e do grupo tratado ( $t_1$ ) com características semelhantes ao longo do tempo. Em seguida, o segundo, foram utilizados os conjuntos de dados resultantes (as amostras pareadas) para estimar as regressões hedônicas (ROSEN, 1974) e para obter os preços implícitos / tácitos para as características das habitações usadas na regressão. E finalmente, o terceiro, foram utilizadas as características de preços estimados para estimar o

índice de preços das habitações (HPI) *à la Fisher* (seguindo Lopez & Du (2014), Lopez & Aroca (2012), Paredes (2011), e Paredes & Aroca (2008)) com duas estruturas: A primeira, a básica, o HPI com apenas características intrínsecas das moradias e a segunda, a completa, o HPI é calculado com características intrínsecas e as de amenidades. Depois calcula-se o intervalo de confiança pela abordagem *bootstrap* para os HPIs (básico e completo). Estes passos são feitos para cada região oficial do Recife.

## 2.2 Decomposição do diferencial de preço dos imóveis

A decomposição do diferencial de preço permite verificar a contribuição das variáveis do modelo na variação do preço analisado aprofundando o conhecimento sobre a dinâmica do preço analisado. A estrutura de decomposição que desencadeou vários trabalhos a posteriores advém de duas obras seminais de Oaxaca (1973) e Blinder (1973) aplicados a estudos sobre diferenciais de salários. Esse dois trabalhos com o passar do tempo passaram a ser denominados, na literatura econômica, como Decomposição de Oaxaca-Blinder (1973), ou Decomposição OB, a qual, por meio de estimações da regressão de mínimos quadrados ordinários (MQO), decompõem o efeito de cada variável explicativa do modelo quanto ao efeito preço e quanto ao efeito coeficiente na perspectiva da estatística distributiva da média.

A decomposição tradicional de Oaxaca-Blinder (OB) (1973) é muito usada na literatura econômica do mercado de trabalho para estudar o diferencial de salário entre grupos de trabalhadores, por exemplo: homens e mulheres. Por meio de uma das duas abordagens<sup>9</sup> da decomposição de OB pode-se determinar: (I) o que dessa diferença salarial entre os grupos analisados é decorrente das variáveis explicativas do modelo (efeito dotação), (II) o que corresponde ao efeito dos coeficientes (efeito preço) e (III) o que decorre do termo de interação que mensura simultaneamente o efeito da diferença em dotação e em coeficiente.

De maneira mais didática, dado dois grupos  $A$  e  $B$ , e suas respectivas variável resposta,  $Y$ , identificada pelo subscrito com a letra do grupo. O diferencial da média de  $Y$  dos grupos  $A$  e  $B$

pode ser expresso por:

$$R = E(Y_A) - E(Y_B) \quad (1)$$

Em que o termo  $E(Y)$  corresponde ao valor esperado de  $Y$  em cada um dos grupos ( $A$  e  $B$ ) de acordo com o subscrito.

---

<sup>9</sup> A outra abordagem tradicional da decomposição OB permite decompor o fenômeno estudado em duas partes o efeito explicado e efeito não explicado. Para mais detalhes ver Jann (2008).

Usando o modelo linear,  $Y_l = X_l' \delta_l + u_l$ , sendo:  $X$ , o vetor que contém as covariadas<sup>10</sup> (os preditores),  $x$ , e uma constante;  $\delta$ , os parâmetros de inclinação e o intercepto; e,  $u$ , o termo de erro. E, em adicional, admitindo que  $E(u_l) = 0, \forall l \in (A, B)$ , pode-se escrever a diferença entre os grupos  $A$  e  $B$  como:

$$R = E(X_A)' \delta_A - E(X_B)' \delta_B \quad (2)$$

11

A identificação do que contribui para diferenças entre as variáveis dependentes dos dois grupos  $A$  e  $B$ , tomando como ponto de referência o grupo  $B$  (ou seja, as diferenças nos preditores são ponderadas pelos coeficientes do grupo  $B$ ), pode ser decomposta em três componentes (dotação, coeficiente e interação) e pode ser obtida pelo rearranjo de (2) seguindo Winsborough & Dickinson (1971), Jones & Kelly (1984) e Daymont & Andrisani (1984):

$$R = \{E(X_A) - E(X_B)\}' \delta_B + E(X_B)' (\delta_A - \delta_B) + \{E(X_A) - E(X_B)\}' (\delta_A - \delta_B) \quad (3)$$

Da equação (3) tem-se que o efeito dotação,  $D$ , corresponde ao termo  $\{E(X_A) - E(X_B)\}' \delta_B$ , ou seja, corresponde a parte do diferencial que é resultante da diferença entre os grupos nos preditores. O efeito preço/coeficiente,  $C$ , é  $E(X_B)' (\delta_A - \delta_B)$ , trata-se das diferenças nos coeficientes (incluindo a diferença verificada entre os interceptos dos dois grupos). Por fim, o termo de interação,  $I$ , trata-se de  $\{E(X_A) - E(X_B)\}' (\delta_A - \delta_B)$ , este é contabilizado pelo fato de que as diferenças em dotação e em coeficiente existem simultaneamente entre os dois grupos. Portanto, (3) pode ser reescrito como:

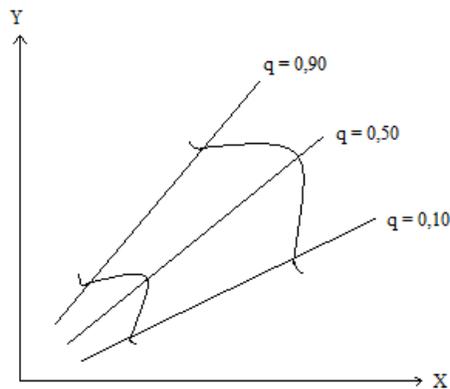
$$R = D + C + I \quad (4)$$

Essa abordagem tinha como limitação a aplicação apenas para a média isso fez com que novas abordagens fossem sendo buscadas, em especial após o advento das regressões quantílicas, quando novas fronteiras se abriram para decomposição do diferencial de preço. Isso ocorreu porque por meio da técnica de regressão quantílica, apresentada por Koenker & Basset (1978), passou-se a ser possível obter uma visão mais completa do objeto de estudo. Dado que, por ela, estimam-se os quantis da distribuição de uma variável resposta ( $y$ ) através de uma regressão para cada quantil. Ou seja, tornar-se possível mapear de forma mais detalhada o fenômeno em estudo – entre  $x$  (variável explicativa) e  $y$ . Isso é apresentado graficamente para os quantis ( $q$ ) 0,10; 0,50; e 0,90 na Figura 1.

<sup>10</sup> Neste trabalho, as covariadas são as variáveis relativas as características intrínsecas do imóvel (características estruturais) e as referentes as variáveis de localização (representadas pelas distâncias dos imóveis as amenidades).

<sup>11</sup> Dado que  $E(Y_l) = E(X_l' \delta_l + u_l) = E(X_l' \delta_l) + E(u_l) = E(X_l') E(\delta_l) = E(X_l') \delta_l$

A partir da Figura 1, verifica-se que estimações apenas da média condicional não captariam a assimétrica (heterocedasticidade) presente na distribuição dos erros. Com a regressão quantílica é possível verificar se o padrão obtido na estimação da média se mantém ao longo dos quantis. Ocorrendo alteração de padrão implica que a regressão quantílica adicionou informações para análise do objeto de estudo. Outro ponto a destacar é que regressões quantílicas, ao contrário das por MQO, não são tão sensíveis à presença de *outliers* (BUCHINSKY, 1998).



**Figura 1. Regressão quantílica**

Fonte: Elaboração própria a partir Koenker & Basset (1978)

Como mostrado por Chi *et al.* (2007), diferentes conjuntos de abordagens foram sendo propostos. Nesse contexto, Machado & Mata (2005), tomando como referência a decomposição de Oaxaca-Blinder (1973) (aplicada ao comportamento da média condicional), estenderam a decomposição para diferentes quantis da distribuição dos preços e adicionaram a possibilidade de simular a distribuição dos preços para diferentes covariadas. Todavia, usando-se a decomposição de Machado & Mata (2005) não se conseguia calcular uma medida da contribuição de cada variável (quanto ao efeito preço e dotação) por cada quantil da distribuição.

Em seguida, Firpo *et al.* (2006, 2007, 2009 e 2011) propuseram um novo método de decomposição com praticidade de aplicação computacional para estimar os impactos das covariadas do modelo sobre os quantis incondicionais da variável resposta. Por essa nova abordagem roda-se uma regressão de uma transformação (a função de influência recentrada – RIF). Logo em seguida, usando a regressão RIF na estrutura de decomposição de Oaxaca-Blinder (1973), estende-se a decomposição de OB para análise do diferencial individualizado por cada covariada do modelo em termos de quantis. Note-se que, por ser uma estrutura de

regressão, possibilita praticidade de interpretação em termos econômicos. Os autores defiram essa abordagem como regressões quantílicas incondicionais<sup>12</sup>.

Especificamente, com respeito a aplicação das técnicas de decomposição para o entendimento da dinâmica de preço dos imóveis, ao melhor do conhecimento aferido para esta pesquisa, dois trabalhos podem ser destacados. McMillen (2008) que estudou a decomposição dos preços dos imóveis aplicado a Chicago (EUA) de 1995 a 2005. Neste trabalho, empregando-se a estratégia de decomposição de Machado & Mata (2005) pôde-se decompor para cada quantil a mudança de preços entre o efeito da estrutura de preços (coeficientes) e o efeito das dotações (características dos imóveis, no caso); apresentando esses resultados em gráficos por covariável do modelo, mas por limitações operacionais e computacionais, a magnitude percentual da contribuição de cada covariada foi apresentada apenas em termos do diferencial total da distribuição de preços e não ao nível de quantil.

Coelho Júnior & Silveira Neto (2015) seguiram a rotina de McMillen (2008) ao apresentarem o estudo da decomposição da variação dos preços dos imóveis para a cidade do Recife (Brasil) entre 2002 e 2012. Mas diferenciam pelo fato de analisarem outra(o) cidade (país) e por adotarem um banco de dados para variáveis de localização baseado na distância euclidiana das variáveis de localização para os imóveis avaliados em substituição as variáveis categóricas de localização usadas por McMillen (2008). Dessa forma, eles adicionaram a possibilidade de captar o efeito dotação derivado de modificações nas variáveis de localização, detalhando, assim, ainda mais a natureza dos efeitos presente na dinâmica de preços dos imóveis.

Portanto, como verificado, o emprego da técnica de decomposição do diferencial de preço ao longo da distribuição permite obter a contribuição das covariadas do modelo para a existência do diferencial de preço. No entanto, trata-se de uma técnica pouco aplicada quando se trata de trabalhos empíricos na área de economia urbana para decomposição da natureza da variação de preços dos imóveis. Logo, dado que neste trabalho busca-se entender a dinâmica de preço dos imóveis e por considerar a decomposição um importante caminho no entendimento dessa dinâmica, também estima-se uma decomposição de preços dos imóveis, fazendo-se uso do instrumental proposto por Firpo *et al.* (2006, 2007, 2009 e 2011), denominado aqui de método de decomposição FFL (2011), para detalhar o grau de

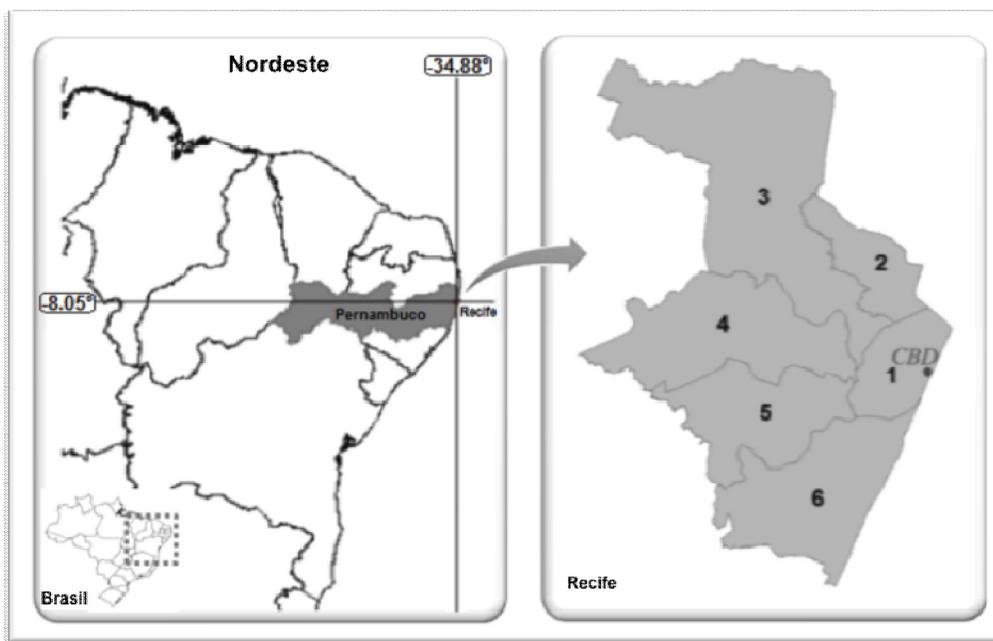
---

<sup>12</sup> Segundo Firpo *et al.* (2006) os “quantis incondicionais” são os quantis da distribuição marginal da variável resposta, Y, ou seja, a distribuição obtida através da integração da distribuição condicional de Y, dado X sobre a distribuição de X. Usar o termo “marginal” em vez de “incondicional” seria confuso, uma vez que também se usa a palavra “marginal” para se referir ao impacto das pequenas mudanças em co-variáveis (efeitos marginais).

contribuição (efeitos preço e dotação) das covariáveis de estrutura do imóvel e de seu entorno no diferencial de preço da habitação ao nível de quantil. Dessa forma, amplia-se o uso de técnicas de decomposição quanto à análise da dinâmica de preços de imóveis. O detalhamento da estratégia empírica adotada tanto para o índice de preço estimado, quanto para a decomposição aplicada, são apresentados no capítulo 4, o da metodologia.

### 3 A CIDADE DO RECIFE

Neste trabalho, é utilizado o conjunto de dados de imóveis da Cidade do Recife para estimar os índices de preços (o da mediana e os hedônicos *à la Fisher*) e calcular a decomposição FFL (2011), buscando, assim, identificar o comportamento dos preços dos imóveis e os fatores que influenciaram o diferencial desse preço ao longo dos anos. Recife é uma das cidades mais antiga entre as atuais capitais brasileiras e uma das maiores áreas urbanas do Brasil. Tendo uma população de 1.537.704 (IBGE / CENSO 2010) a estimativa populacional de agosto 2014 foi 1.608.488 (PREFEITURA MUNICIPAL DO RECIFE, 2014). Com esses números Recife tem a nona posição quando se compara as cidades brasileiras em termos da população. Ela é a capital do estado de Pernambuco um dos nove estados da região do Nordeste do Brasil<sup>13</sup> (Ver Figura 2). Sendo dividida oficialmente em 6 regiões políticas administrativas<sup>14</sup> (RPA) e em 94 bairros<sup>15</sup>.



**Figura 2. Localização do Recife**

Fonte: Elaboração própria.

Nota 1: Os números do 1 ao 6 são as RPAs e mostram a localização na cidade do Recife.

Nota 2: CBD (*Central Business District*) é onde se localiza o centro da cidade do Recife.

<sup>13</sup> O Brasil tem cinco regiões administrativas (Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste). Sendo o Nordeste do Brasil composto por nove estados.

<sup>14</sup> Instituída pelo município do Recife através da LEI Nº 16. 293, de 22 de janeiro de 1997.

<sup>15</sup> A lista de bairros do Recife por RPA encontra-se no anexo.

As RPAs foram instituídas com o objetivo de serem áreas de referência para formulação, execução e avaliação das políticas e do planejamento do governo. Quanto ao Produto Interno Bruto (PIB), a cidade do Recife teve o terceiro maior PIB entre as cidades nordestinas em 2014 (IBGE), sendo o valor das transações no mercado imobiliário equivalente a quase 5,2%, em média, do PIB, no período entre 2000-2011 (ITBI).

Além da disponibilidade de dados de imóveis desagregados que permitem proceder as estimativas realizadas nesta tese, pelo menos três fatores fazem o estudo da cidade do Recife ser relevante. O primeiro, é ser a sede da maior região metropolitana do Nordeste, onde, nos anos 2000, ocorreu a maior elevação de renda, em termos de macrorregiões brasileiras (PNAD). O segundo, é creditado ao fato da cidade do Recife ser a capital do estado nordestino que apresentou o segundo maior crescimento no número de contratos de financiamento de imóveis assinados no período de 2002 a 2012 (BACEN, 2015) e o terceiro, devido a peculiaridades geográficas da cidade do Recife, sendo única entre as capitais brasileiras em relação ao conjunto de amenidades que existe na cidade, em especial a forte presença do mar e do Rio Capibaribe no processo de ocupação da cidade. Sendo bastante factível a possibilidade de alterações no distanciamento dos imóveis para as amenidades influenciarem na dinâmica de preços.

Quanto às amenidades da cidade do Recife é importante olhar a história do Recife (ver Figura 3). No início, na década de 1530, Recife começou como uma zona portuária, onde é hoje a praça Rio Branco (ou Marco Zero, o nome popular). Isso aconteceu porque os aspectos topográficos favoreceram; tinha-se (e tem-se) nessa região uma estreita faixa de areia com a proteção de uma linha de arrecifes, que formava (e forma) um ancoradouro natural. Os primeiros moradores da região usavam o porto natural para abastecer a vila de Olinda (Olinda hoje é uma cidade vizinha do Recife). A dinâmica na região do porto aumentou a cada dia e essa área foi se constituindo como um *Central Business District* de Recife (o CBD permanece na área do porto nos dias atuais) (WATJEN, 1938).

Trabalhadores do porto e de atividades do entorno do porto começaram a construir casas nas terras próximas e a abrir novas lojas. Essa comunidade cresceu, e em 1537 a comunidade tornou-se vila (PREFEITURA MUNICIPAL DO RECIFE, 2014). O porto e a comunidade cresceram e, no século XVI, Recife tornou-se cidade. O principal motor desse movimento foi o canavial. A cana-de-açúcar foi o principal produto de exportação no século XVI e o caminho para a exportação foi o porto natural existente. Com o passar dos anos, as plantações de cana aumentaram nas margens do Rio Capibaribe. Esse rio foi escolhido como

o caminho para mover a produção de cana-de-açúcar. O destino do açúcar era a Europa. Juntamente com o aumento da produção de cana, os comerciantes judeus impulsionaram o crescimento do mercado local. O Rio Capibaribe trabalhou, nesse contexto, como o caminho da expansão urbana. Esse comportamento foi o mesmo verificado nos rios que banhavam cidades europeias (por exemplo, segundo Marcondes (1999), Londres e Paris). Em virtude do terreno favorável da várzea do rio atrair a ocupação, no caso do Recife ela foi com a cana-de-açúcar. No início, foram ocupadas as terras onde hoje é a RPA 1 nas proximidades do porto, depois foram utilizadas as terras da margem esquerda do Rio Capibaribe, onde está a RPA 4 (bairros de Iputinga e Cordeiro) e então as da margem direita do rio, onde está RPA 3 (os bairros de Panela, Monteiro e Apipucos). A plantação, assim, aumentou na direção do leste para o oeste, adentrando no continente. Esse movimento ocorreu nos séculos XVI e XVII (MELLO, 1997).

No século XVIII, a cana começou a perder a importância. Na região próxima do porto, as grandes plantações de cana começaram a ser substituídas por pequenos módulos agrícolas. Naquela época, a zona do porto tinha a melhor infraestrutura e serviços da cidade do Recife. Essas características trabalharam como fator de atração para novos moradores. Os novos moradores buscavam melhores condições de vida. Esta dinâmica leva a população menos abastada a ocupar os subúrbios. O movimento de expansão da ocupação das terras seguiu à beira do Rio Capibaribe. As pessoas começaram a viver em bairros da RPA 4 (por exemplo, Caxangá e Várzea) (MELLO, 1997). No século XIX, a RPA1 (onde está o porto) configurou-se em região predominantemente comercial, em especial os bairros do Recife e Santo Antônio. Os bairros da RPA 4 (Madalena, Caxangá e Várzea), RPA 3 (Poço da Panela) e RPA 5 (Afogados) foram estabelecidos como áreas residenciais, a exemplo do que já era o bairro de Boa Vista na RPA 1. Juntamente com o crescimento da população, os administradores da cidade do Recife começaram a equipar alguns bairros com infraestrutura de saneamento e transportes ferroviários. No século XX, o governo de Recife reformou o porto. O objetivo da reforma foi a renovação do lugar e transformá-lo em um porto moderno (TEIXEIRA, 2012).

Na década de 1920, o guia oficial classificava como região central a dos bairros do Recife, Santo Antônio, São José e Boa Vista. Hoje, esses bairros estão incluídas na RPA 1. Os bairros de Afogados (hoje RPA 5), Graças, Poço da Panela (ambos estão hoje na RPA 3) e Várzea (hoje dentro da RPA 4) foram classificados como zona residencial. A ocupação regular no bairro de Boa Viagem (hoje na RPA 6) inicia-se também nessa década com casas

caras usadas na temporada de verão (PREFEITURA MUNICIPAL DO RECIFE, 2014). Antes, Boa Viagem era uma praia de pescadores. As marcas da mudança foram a Ponte do Pina e a avenida seguindo a orla da praia de Boa Viagem (SOUZA, 2009). Na década de 1930 a expansão urbana se moveu na direção da região onde hoje estão os bairros de Derby, Casa Amarela, Dois Irmãos, e Espinheiros (onde é hoje o RPA 3). Esse movimento se seguiu à beira do Rio Capibaribe. O movimento tentacular (na beira do Rio Capibaribe) foi quebrado em 1950, dado a rápida expansão urbana ao longo desse período. Novos bairros surgiram na zona sul de Recife perto de Boa Viagem, a exemplo de Imbiribeira, Jordão e Ibura (onde está hoje a RPA 6) (PONTUAL, 2001).

Na década de 1970 o Rio Capibaribe causou várias inundações que varreram bairros nas suas margens. Parte das ricas famílias dos bairros de Casa Forte e Madalena mudaram-se para Boa Viagem. Com essa mudança Boa Viagem se tornou o lar de uma parcela considerável de famílias ricas. A importância da Boa Viagem continuou. Na década de 1980 o primeiro grande shopping da cidade foi construído em Boa Viagem (PREFEITURA MUNICIPAL DO RECIFE, 2014). A valorização da praia pelo povo do Recife não resultou em redução da importância do Rio Capibaribe, como já dizia Chacon (1959).

O metrô de Recife começou a funcionar na década de 1980 com a linha CBD (RPA 1) para bairros da RPA 5. Na década de 2000 a segunda linha começou a funcionar com a linha do CBD para os bairros da RPA 6. Inicialmente uma média de 2.800 pessoas utilizavam o metrô todos os dias. Em 2013, tornou-se uma média 350.000 pessoas por dia (CBTU, 2014). A pergunta que pode ser feita é: por que as linhas de metrô foram apenas em direção ao sul da cidade do Recife? A concepção original não era para ser um metrô, mas uma ferrovia para ligar a cidade do Recife (em Pernambuco) com a cidade de Maceió (no estado de Alagoas). Do projeto original, apenas a parte do CBD do Recife a cidade de Jaboatão dos Guararapes foi construída. Entre 1982 e 1985, a linha existente foi reformada para operar como metrô (CBTU, 2014).

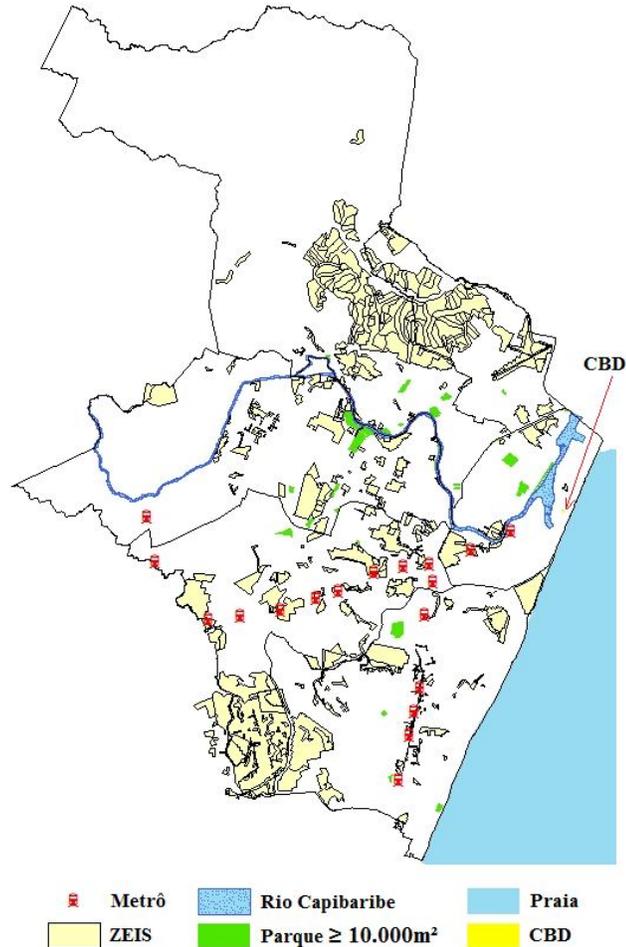
Durante o processo de expansão<sup>16</sup> urbana do Recife, as pessoas, procurando o sonho das metrópoles (emprego e boas condições de vida), mudaram-se para Recife, mas algumas pessoas não tinham condições de comprar ou alugar casas. Então, essas pessoas começaram a construir casas irregulares nas várzeas do Recife (GOMINHO, 1998). Depois de terminar o

---

<sup>16</sup> A política de habitação (de financiamento para casas populares) na década de 1970 levou a população de baixa renda para fora do Recife. Esta população passou a viver nas cidades de Jaboatão dos Guararapes, Abreu e Lima e Camaragibe. No entanto, famílias pobres continuaram a chegar em Recife e invadir as terras próximas aos locais de trabalho (JACOB *et al.*, 2006).

espaço de várzeas do Recife a população pobre começou a ocupar as colinas. A população pobre não tinha acesso aos serviços regulares básicos (sistema de abastecimento de água, luz de rua e esgoto). Em cada momento, as casas irregulares seguiam a direção da nova expansão da zona urbana do Recife. Gradualmente, as áreas de ocupações irregulares tornam-se favelas. A continuação desse movimento de ocupação irregular (seguindo a expansão da zona urbana) causou a situação atual do Recife. Existem favelas perto de todos os bairros do Recife; qualquer bairro do Recife está a uma distância menor que 1,2 km até as favelas (JACOB *et al.*, 2006).

A consequência dessa expansão urbana (sem planos e desordenada) fez, no presente contexto, ter no Recife uma pequena quantidade de áreas verdes iguais ou maiores do que



**Figura 3. Amenidades do Recife**

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados dos *shapefiles* das amenidades.

10.000m<sup>2</sup>; um total de 31 espaços públicos<sup>17</sup>. E as atuais áreas verdes não estão dispostas de forma racional. Como todo o processo de escolha racional, sendo todas as demais características iguais, as áreas próximas a áreas verdes são, em geral, mais procuradas pelas pessoas que buscam comprar uma casa, uma vez que o ambiente dessas áreas tende a apresentar temperaturas mais baixas que a média da cidade. Além do que, estar perto das áreas verdes, significa uma opção adicional para passar o tempo livre. Como nota-se a partir da Figura 3, as RPAs 3 e 4 são onde se encontra a maior parte dessas áreas verdes da cidade.

Portanto, como pode ser visto, Recife tem características que a tornam um cenário relevante e peculiar para ser estudado no contexto dessa presente pesquisa. Desde o fato de apresentar um dinamismo em termos estaduais e regionais no setor de mercado de imóveis nos últimos anos, passando por considerável população que vivenciou elevação da renda nesse mesmo período, até se chegar as peculiaridades geográficas e de ocupação urbana que fazem surgir características marcantes da cidade. São exemplos, a região central da cidade próxima a um porto natural o que fez com que tal região desde o princípio tivesse vocação para o *downtown* da cidade; o Rio Capibaribe como rota do crescimento e desenvolvimento da cidade; a busca pelo mar como região de lazer e conseqüente área de expansão imobiliária; e, como reflexo de um desregramento da ocupação (ausência de planejamento), a preservação de poucas áreas verdes superiores a 10.000m<sup>2</sup> e a perenização de áreas com pouca, ou nenhuma, infraestrutura urbana (ZEIS) as quais serviram (e servem) de moradia para as famílias menos abastadas que buscavam (buscam) o sonho da metrópole (melhores oportunidades de emprego e moradia).

---

<sup>17</sup> Ver nota de rodapé n.44.

## 4 METODOLOGIA DA PESQUISA

Neste ponto apresenta-se a metodologia empregada para a realização deste estudo bem como, os dados usados. De início, o trabalho fez uso de pesquisas bibliográfica e documental<sup>18</sup>; assim sendo, realizou-se um levantamento da literatura existente, seus *gaps* e do contexto para aplicação (os capítulos 2 e 3), bem como, da base de dados que aborda o tema desta tese.

Na sequência, para que fosse possível obter as variáveis de amenidades locais, teve-se que georreferenciar todos os imóveis da base de dados e as amenidades para ser possível calcular a distância euclidiana entre as residências e as amenidades, permitindo-se, assim, a geração de variáveis de localidades que não são categóricas.

No terceiro momento, este trabalho adotou o caráter descritivo experimental e propositivo<sup>19</sup>, objetivando contribuir para o debate sobre a dinâmica de preços dos imóveis. Para isto, aqui no capítulo 4, busca-se apresentar as etapas necessárias para estimação dos índices de preços aqui propostos (FHPI básico e FHPI completo), os passos seguidos para aplicar a decomposição FFL (2011) e o banco de dados empregado. Então, no capítulo 5 e no capítulo 6, são apresentados os resultados dos índices de preços e da Decomposição FFL (2011), respectivamente. E por fim, no capítulo 7, apresenta-se as considerações finais.

O presente capítulo é composto por três seções: 4.1 Metodologia do índice de preços dos imóveis (com quatro subseções: 4.1.1 Métodos de *matching*, 4.1.2 Abordagem tradicional *versus* abordagem alternativa (preços hedônicos), 4.1.3 Índice de Fisher 4.1.4 Intervalo de confiança pela abordagem *bootstrap*); 4.2 Metodologia da decomposição do diferencial de preço dos imóveis; e 4.3 Dados.

### 4.1 Metodologia do índice de preços dos imóveis<sup>20</sup>

Para estimar os índices de preços das habitações aqui propostos é seguido 5 etapas, a saber: a primeira, é localizar onde estão as residências no mapa do Recife, bem como, as amenidades utilizadas. Pelo processo de geocodificação dos endereços, é encontrado a latitude e longitude das observações e amenidades. Em seguida, na segunda, é calculado as distâncias individuais de cada residência para um conjunto completo de amenidades locais. Na terceira, é gerado a amostra de habitações ao longo dos anos com características comparáveis

---

<sup>18</sup> Para mais informações sobre consultar GIL (1995).

<sup>19</sup> (*idem*, 1995).

<sup>20</sup> Para outras abordagens sobre índice de preços para imóveis ver IBGE (2010).

(intrínsecas e amenidades) pelo *matching process*. Na quarta, é usado esses dados gerados para estimar três índices de preços para imóveis do Recife: o índice de preços da mediana (como o mercado imobiliário faz), o índice de preços *à la* Fischer apenas com características intrínsecas (versão básica) e o índice de preços *à la* Fischer com características intrínsecas da habitação e com as variáveis de distância para as amenidades (versão completa). Na quinta, calcula-se um intervalo de confiança pela abordagem *bootstrap* para os índices de preços dos imóveis aqui propostos. Isso é feito, para mostrar que a trajetória desses FHPI estão dentro do intervalo de confiança com nível de significância de 5%, ou seja, há significância estatística para a informação gerada.

Estima-se o índice de Fischer com duas formatações diferentes, quanto à inclusão de variáveis a serem consideradas, com o objetivo de capturar o efeito da incorporação de amenidades na trajetória dos preços. Na primeira delas, como a literatura de referência tem feito (a exemplo de: Lopez & Du (2014), Lopez & Aroca (2012), Walls *et al.* (2011), Paredes & Aroca (2008)), considera-se apenas as características intrínsecas das habitações e no segundo, um diferencial deste trabalho, considera-se as características intrínsecas em conjunto com as amenidades calculadas em termos de distância. A desagregação espacial usada aqui também distingue este presente trabalho dos trabalhos anteriores. A desagregação foi Regiões Políticas Administrativa (RPA). O nível de RPA reúne os 94 bairros do Recife em 6 divisões oficiais da cidade. Assim, como já foi dito na introdução, torna-se possível captar com mais precisão o efeito de localização espacial sobre o comportamento do mercado imobiliário do Recife durante o período do estudo.

Respalda-se as inferências realizadas aqui em aplicações internacionais para índices de preços como Lopez & Du (2014), Lopez & Aroca (2012), McMillen (2012), e Paredes (2011). Eles realizaram estimativas de índices de preços das habitações usando apenas características intrínsecas do imóvel. Também se usa a orientação de Lonford (2009) para aplicar *propensity score matching*<sup>21</sup> para fazer frente às limitações da abordagem de preços hedônicos no contexto de imóveis. Ao melhor do conhecimento, este é o primeiro estudo a propor um índice de preços para habitação que, simultaneamente, busca a comparação de residências comparáveis desde a concepção da sua amostra até a estrutura da estimativa do índice, incluindo-se características intrínsecas de cada habitação e de sua proximidade (as amenidades urbanas) a fim de fazer uma comparação entre moradias realmente comparáveis.

---

<sup>21</sup> O método de *matching* é utilizado neste trabalho para gerar o conjunto de amostras comparáveis ao longo do período de estudo para cada região política administrativa.

Isso permite que a variação de preço capturada nos índices hedônicos *à la Fisher* aqui estimado esteja refletindo apenas mudanças de preços e não mudanças em atributos do(s) imóvel(éis), dado que, são considerados imóveis semelhantes desde a amostra (que foi pareada). Na situação de utilização de imóveis não semelhantes para aferição de índice de preço, pode ser verificado uma subvariação ou supervariação do índice de preço, dependendo de para qual sentido a(as) característica(s) que distingue(em) o(s) imóvel(eis) influencia(m) na variação de preço. A título de exemplificação, ao garantir residências comparáveis ao longo da amostra (ano de referência (2000) e demais anos (2001 até 2012)), está sendo dito que um imóvel no ano de 2000 com uma lista de atributos está sendo confrontado com outras moradias semelhantes nos demais anos da amostra, ou seja, dotadas de semelhantes características. Logo, empregando-se imóveis semelhantes, está se buscando obter no FHPI aferir a variação de preço com muito mais precisão. Além disso, são seguidas cinco etapas para estimação do FHPI, considerando-se a heterogeneidade da região em um nível inferior a cidade, por se usar a divisão de RPA.

#### **4.1.1 Métodos de *matching***

Utiliza-se quatro abordagens de *Matching*: (1) *One2One matching*, (2) *K-nearest neighbor matching* (correspondência pelos *k*-vizinhos mais próximos) ( $k = 5$ ), (3) *Kernel matching* e (4) *Mahalanobis matching*. A razão para fazer isso é encontrar a melhor maneira de fazer a correspondência. Escolhe-se o melhor caminho olhando para o ajustamento em termos do percentual de redução do viés/do diferencial, em cada abordagem, entre as características dos imóveis do grupo de controle e as características das residências dos outros anos que se busca parear. A métrica que se usa para tomar a decisão sobre a melhor abordagem é a métrica da diferença padronizada de Rosenbaum & Rubin (1985). De acordo com esses autores, o percentual de redução do viés será quantas variáveis em cada processo de *matching* tem menos que 10% de diferença padronizada (a métrica Rosenbaum & Rubin (1985)) entre o grupo de controle e o grupo tratado. Numericamente, a diferença padronizada em percentagem é de,  $100 (\hat{X}_1 - \hat{X}_0) / [S_1^2 + S_0^2 / 2]^{1/2}$ . Em que  $\hat{X}_1$  é a média do grupo tratado,  $\hat{X}_0$  é a média do grupo de controle,  $S_1^2$  é a variância do grupo tratado e  $S_0^2$  é a variância do grupo de controle.

Segundo Paredes (2011) e Lopez & Du (2014), espera-se que quando sejam comparados os métodos de correspondência, ver-se-á que a maior redução de viés será na abordagem que utiliza a minimização da diferença nas características da habitação (por

exemplo, *Mahalanobis*) em detrimento dos métodos que usam a minimização da distância usando apenas a representação da distribuição (esse é o caso dos métodos de correspondência que usam o *propensity score* (PS) e também do *kernel matching*). Detalhando rapidamente os métodos de correspondência, o (1) *One2One matching* vai encontrar a moradia com características mais próximas (denominadas aqui de clone) no grupo controle e no grupo tratado olhando para *propensity score*, o (2) *K-nearest neighbor matching* ( $k=5$ ) vai seguir os mesmos passos da primeira correspondência, mas ele vai mudar pelo fato de que o clone será agora dentro de  $k$  vizinhos mais próximos no que diz respeito às características (a literatura frequentemente usa  $k = 5$  vizinhos, e foi a que se adotou), o (3) *Kernel matching* vai usar uma média ponderada na busca por clone, neste processo, ele vai fazer associação com todas as observações dentro da amostra, mas ele vai colocar mais peso na observação mais próxima e o (4) *Mahalanobis matching* aplica as distâncias de *Mahalanobis* para os atributos da correspondência.

Em geral os *matching* baseados no *propensity score* (PS) são feitos com base em dois estágios. O primeiro, é para estimar o *propensity score*, utilizando um modelo *logit*<sup>22</sup> (COX, 1970):

$$q(x) \equiv \log [(1 - e(x))/e(x)] = \alpha + \beta^T f(x) \quad (5)$$

Em que  $q(x)$  é a probabilidade de participação ou  $e(x) = \Pr(x/z = t)$ ,  $x$  é o vetor de covariadas (as características da habitação),  $t$  identifica se a informação é a partir do grupo de controle ( $t = t_0$  ou  $t = 0$ ) (o ano base é 2000), ou se a informação é do grupo de tratamento ( $t = t_1$  ou  $t = 1$ ) (o outro ano do conjunto de dados, que é chamado de tratado ou ano futuro),  $\alpha$  e  $\beta$  são, parâmetros a serem calculados, e  $f(x)$  é uma função especificada. A segunda etapa é para construir a amostra com as residências emparelhadas. Para criar essa amostra usa-se a probabilidade predita  $\hat{q}(x)$ .

Para obter a amostra emparelhada, as seguintes etapas são seguidas:

1º) Para um ano futuro específico ( $t_1$ ), estima-se um modelo *logit* utilizando todas as habitações vendidas no ano base ( $t_0$ ) e, no ano específico ( $t_1$ ). Supõe-se que  $\hat{q}(x) = 1$  se a habitação foi vendida no ano tratado e  $\hat{q}(x) = 0$  se a venda foi no ano base. As probabilidades estimadas para cada covariável (depois de calcular a regressão) são os escores de propensão e que irão fornecer a medida contínua da probabilidade de uma habitação estar dentro da amostra tratada.

---

<sup>22</sup> O modelo de escolha discreta binário.

2º) Usa-se o PS gerado em cada regressão logística para emparelhar as  $N_1$  habitações vendidas em  $t_1$  com as  $N_0$  habitações vendidas em  $t_0$ . Lembre-se, que usa-se quatro abordagens de correspondência para encontrar a melhor, em outras palavras, o método com a maior queda de viés.

Como argumentam Lopez & Du (2014), quando se fala de *Mahalanobis matching* existem duas vias para fazer o processo de correspondência:

1º) *Mahalanobis matching with propensity scores as covariates (MPSCov)*: Neste caso, o primeiro passo será a estimação do *propensity score*, no entanto a habitação clone será escolhida a partir da distância de *Mahalanobis*  $d_M(x, \hat{q}(x))$ , que será usada para fazer a correspondência entre as características. A  $d_M$  inclui o PS como uma covariada de  $\hat{V}_{x,q(x)}$ .

$$d_M(x, \hat{q}(x)) = (x - \hat{q}(x))' (\hat{V}_{x,q(x)})^{-1} (x - \hat{q}(x)) \quad (6)$$

2º) *Mahalanobis matching with propensity scores as calipers (MahalPSCal)*: Esta abordagem irá fazer a correspondência combinando os métodos *One2One* e *MPSCov* para fornecer uma sofisticada pré-filtragem de correspondência. Inicialmente, estima-se o *One2One* removendo as observações não emparelhadas. A partir dessa amostra de correspondentes, aplica-se a correspondência de *Mahalanobis* utilizando os escores de propensão estimados como *calipers*. No presente trabalho foi utilizada a última, a *MahalPSCal*.

O *caliper* “c” define a “janela” para encontrar o par de residências na distância de *Mahalanobis*. Rosenbaum & Rubin (1985) mostraram que há uma regra para obter o correto *caliper*:  $c = n \sigma$ , em que  $n$  é um número que será definido a partir do valor  $\sigma$  e utilizando a tabela 2.3.1 de Cochran & Rubin (1973). O valor  $\sigma$  é:  $\sigma = [\sigma_{t_1}^2 / \sigma_{t_0}^2]^{1/2}$ , em que  $\sigma_{t_1}^2$  e  $\sigma_{t_0}^2$  são as variâncias do *propensity score* do grupo tratado ( $t_1$ ) e do grupo de controle ( $t_0$ ), respectivamente. Para cada amostra<sup>23</sup> (foram 72 amostras *matched*), foi calculado o valor  $\sigma$  para obter o valor  $n$  (parte numérica do *caliper*) seguindo Cochran & Rubin (1973). Depois, tomou-se a média dos valores de  $\sigma$ . Isso foi feito<sup>24</sup> para o modelo básico (o modelo com apenas características intrínsecas) e para o modelo completo (o modelo com características intrínsecas acrescido das de amenidades). As médias foram, respectivamente: 0,89 e 0,87.

<sup>23</sup> Isso significa para cada amostra emparelhada entre os grupos de controle e tratado em cada RPA. Em outras palavras, tem-se 72 amostras pareadas, uma vez que, em cada RPA, a amostra foi dividida em 12 amostras emparelhadas entre os grupos controle e tratado, e há 6 RPAs. Correspondente aos 2000 a 2012.

<sup>24</sup> Então, esse procedimento foi feito 144 vezes (dado que são 72 amostras emparelhadas e dois modelos (o básico e o completo)).

Então, usou-se a tabela 2.3.1 de Cochran & Rubin (1973) para obter o valor de  $n$ . Seguindo-se a tabela 2.3.1 o valor de  $n$  foi de 0,6. Definido  $n$  igual a 0,6; utilizou-se o valor de  $n$  para calcular o *caliper* de cada amostra emparelhada.

Como se poderá ver na capítulo 5 a partir da Figura 10 (o modelo apenas com características intrínsecas) e da Figura 11 (o modelo com características intrínsecas e as amenidades) o melhor método de correspondência, utilizando a métrica de diferença padronizada de acordo com Rosenbaum & Rubin (1985), foi *Mahalanobis matching*. Portanto, a amostra emparelhada usando a abordagem de *Mahalanobis* foi a escolhida para estimar os índices de preços das habitações *à la Fisher* (FHPI) aqui propostos.

#### 4.1.2 Abordagem tradicional versus abordagem alternativa (preços hedônicos)

Na abordagem tradicional, de acordo com Brueckner (2011), a demanda por habitação pode ser medida unidimensionalmente através da quantidade de espaço físico de um imóvel residencial urbano.

$$q = \alpha p^\beta y^\theta \quad (7)$$

Sendo:  $q$  consumo de habitação,  $p$  preço por unidade de habitação,  $y$  renda,  $\beta$  elasticidade-preço da demanda<sup>25</sup> (ela tem um sinal negativo, variando no *range* de  $-1 < \beta < 0$ ) e  $\theta$  elasticidade renda da demanda<sup>26</sup> (ela tem um sinal positivo, variando no *range* de  $0 < \theta < 1$ )<sup>27</sup>.

A função utilidade é expressa em termos do consumo de outros bens de consumo, diferentes de habitação ( $c$ ) (por simplificação, pode ser pensado como quanto é gasto em alimentação) e  $q$ , isto é,  $u(c, q)$ . Empiricamente, a modelagem econômica urbana faz ser possível estimar a função demanda para habitação, sem especificar como o consumo é medido. Os procedimentos adotados foram os seguintes.

Multiplicando ambos os lados da igualdade (7) por  $p$ , tem-se:

$$pq = \alpha p^{\beta+1} y^\theta \quad (8)$$

Em que  $pq$  indica os gastos com habitação. Considerando a perspectiva do inquilino,  $pq$  representa o aluguel total. No ponto de vista do proprietário,  $pq$  é o preço do imóvel ( $p$  é o preço de compra<sup>28</sup> por unidade de área de habitação). Denotando  $pq$  por  $E$ :

<sup>25</sup> Em geral, pode-se considerar a demanda por habitação é inelástica a preço, indicando baixa capacidade de responder às mudanças dos preços (BRUECKNER, 2011).

<sup>26</sup> O consumo de habitação sobe menos que proporcionalmente a renda, de modo que o gasto com habitação compreenderá uma porção cada vez menor de  $y$  quando a renda aumenta.

<sup>27</sup> Ver Mayo (1981) para uma discussão sobre a magnitude do  $\beta$  e  $\theta$ .

<sup>28</sup> A *proxy* de  $p$  é geralmente um índice de preços das habitações a nível de cada cidade e a *proxy* para  $E$  é o valor da propriedade.

$$E = \alpha p^{\beta+1} y^\theta \quad (9)$$

Aplicando o logaritmo natural:

$$\log E = \log(\alpha) + (\beta + 1)p + \theta \log(y) \quad (10)$$

Denotando  $\log(\alpha)$  por  $\gamma$ :

$$\log E = \gamma + (\beta + 1)p + \theta \log(y) \quad (11)$$

A equação (11) dá as despesas com habitação sem medir o consumo de espaço físico da habitação. Obtendo-se  $\beta$  e  $\theta$  por análise de regressão usando  $p$  e  $y$ .

A abordagem alternativa, chamada hedônica, admite que a escolha da habitação envolve outros atributos (cada *i-ésimo* atributo denotado por  $x_i$ ) além do espaço físico. Ou seja, ele argumenta que não é possível medir o consumo de habitação por apenas uma variável. Então, neste contexto, a função de utilidade é expressa por  $u(\alpha, x_1, x_2, x_3, \dots, x_m)$ , indicando que a preferência dos consumidores, como a propriedade<sup>29</sup>, é individual. Sendo  $\alpha$  a constante e  $m$  indica o número de atributos considerados. Uma característica especial da residência é precisamente a sua heterogeneidade, assim, em geral, a literatura econômica que procura entender a constituição de preços dos imóveis faz uso da função de preços hedônicos, a fim de compreender o preço da habitação. Ou seja, por meio da modelagem hedônica, procura-se obter a relevância marginal que cada característica da propriedade tem sobre a formação do preço da moradia.

Rosen (1974, p.34) definiu preços hedônicos como preços tácitos / implícitos relativos às características que realmente importam para os indivíduos, e estes preços são revelados aos agentes econômicos a partir de: (1) preços observados de produtos diferenciados e (2) quantidades específicas de características associadas a eles. Por esta abordagem, o preço do bem será a soma dos preços tácitos de seus atributos. No mercado imobiliário, uma vez que o preço disponível é apenas o preço de negociação, as regressões hedônicas irão explicar o preço da habitação em função das características da habitação. Portanto, quando estima-se o modelo de preço hedônico (HPM) chega-se ao preço implícito para cada atributo da habitação. Quando trabalha-se com o HPM precisa-se definir duas características: A forma funcional do modelo e o período de tempo, que o HPM será estimado. Sobre o primeiro ponto, existem muitas formas funcionais, as mais comuns são *log-log* e *log-linear*. Caso use a *log-log* pode-se interpretar o coeficiente estimado das variáveis como elasticidades, mas desde que os dados de nenhuma das variáveis explicativas apresente o valor zero. Este é o caso das variáveis: distância para áreas pobres (*near\_ZEIS*) e distância

---

<sup>29</sup> O termo propriedade neste trabalho é sinônimo de moradia.

para parques com área maior ou igual a 10.000m<sup>2</sup> (*near\_park\_10000*), conforme pode ser visto no capítulo 5, na Tabela 1, logo não pode-se usar *log-log*. Sendo assim, aplica-se, para o índice de preços, a *log-linear*:

$$\ln y_{it_0} = \alpha_{t_0} + \sum_{k=1}^K \beta_{t_0}^k X_{it_0}^k + \sum_{l=1}^L \lambda_{t_0}^l Z_{it_0}^l + \varepsilon_{it_0}$$

$$\ln y_{it_1} = \alpha_{t_1} + \sum_{k=1}^K \beta_{t_1}^k X_{it_1}^k + \sum_{l=1}^L \lambda_{t_1}^l Z_{it_1}^l + \varepsilon_{it_1}$$
(12)

Em que:  $y_i$  é o preço da habitação “ $i$ ”,  $\alpha$  é o intercepto de regressão,  $\beta^k$  representa os preços hedônicos estimado para cada características “ $k$ ” da casa,  $k = \{1, 2, \dots, K\}$  e  $X^k$  é um vetor de variáveis, um vetor para cada característica  $k$ ,  $\lambda^l$  é o coeficiente para cada característica não observada “ $l$ ”,  $l = \{1, 2, \dots, L\}$ , e  $Z^l$  é o vetor de variáveis dos atributos não observados. Assume-se que este último vetor será controlado por causa dos benefícios de processo de *matching*.

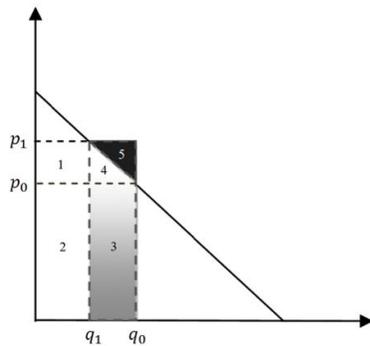
Em relação à segunda característica, estima-se o HPM para cada amostra emparelhada em cada RPA. Para identificar se a informação é do ano de controle usa-se  $t_0$  e usa-se  $t_1$  para o ano tratado. Isso é feito porque não é possível supor-se que os coeficientes característicos não mudam ao longo dos anos. Desta forma, a variação desses coeficientes vai capturar as mudanças sobre como os consumidores vão colocar preço sobre as características da habitação para cada ano avaliado. Permitindo capturar mudanças nas preferências dos consumidores, que é extremamente importante quando o objetivo é conhecer em detalhes o mercado imobiliário.

#### 4.1.3 Índice de Fisher

Meese & Wallace (1991) começaram a aplicação do índice de Fisher (F) ao mercado de habitação (índice de preços das habitações *à la* Fisher – FHPI). Eles usaram os dados dos condados da Alameda e de São Francisco, nos EUA, para estimar um índice de Fisher usando os *outputs* da técnica de regressão ponderada localmente (LWR). Depois, Paredes & Aroca, (2008) e Paredes (2011) aplicaram o FHPI para o caso espacial usando apenas um período de tempo. Lopez & Aroca (2012) usaram também esse índice para fazer cálculos espaciais e temporais. E Lopez & Du (2014) utilizaram o Índice Fisher para pequenas áreas estatísticas metropolitanas (SMSAs) do estado de Illinois, nos EUA.

Meese & Wallace (1991) defenderam que os índices de Fisher têm vantagens quando comparado com outros índices. Diewert (1978) mostrou que os índices estimados *à la* Fisher são superiores e exatos, porque os índices de Fisher permitem comparar os índices estimados para diferentes regiões e eles são derivados a partir de uma função subjacente de utilidade ou de produção<sup>30</sup>. Essas características dos índices de Fisher serão importante para a construção de um índice para o mercado de imóveis. Como Griliches (1971) apontou, a maneira como o índice de Fisher é construído (Equação 13 e 14) reduz o viés potencial. Ele usa a média geométrica entre dois índices: o índice de Laspeyres (L) e o índice de Paasche (P). Caso seja usado apenas o índice Laspeyres, ter-se-á uma superestimativa do índice de preços. E se escolher usar somente o índice de Paasche, obter-se-á uma subestimativa (Veja a Figura 4).

$$L = \frac{p_1 q_0}{p_0 q_0}, \quad P = \frac{p_1 q_1}{p_0 q_1}, \quad F = \sqrt{L * P} \quad (13)$$



**Figura 4. Viés do Índice Laspeyres e do Índice de Paasche**

Nota: O índice de Paasche é a zona 1 e 2, o seu viés é a área 3 e 4. As cinco áreas juntas é o índice de Laspeyres e seu viés é a área 5.  
Fonte: Elaboração própria.

Aplicando o logaritmo natural ao longo equação 13 e executando manipulações algébricas chega-se à seguinte representação para o índice de Fisher:

$$\ln F = \ln (\sqrt{L * P})$$

$$\ln F = \ln (L * P)^{1/2}$$

$$\ln F = 0.5[\ln L] + 0.5[\ln P]$$

$$\ln F = 0.5[\ln(p_1 q_0) - \ln(p_0 q_0)] + 0.5[\ln(p_1 q_1) - \ln(p_0 q_1)] \quad (14)$$

Em que o número 0 e 1 conecta se a informação é do grupo de controlo ( $t_0$ ) ou se é do grupo tratado ( $t_1$ ), respectivamente. Os termos na equação 14, com o logaritmo natural aplicada pode ser compreendido como:

<sup>30</sup> Assumindo-se que os consumidores e os compradores são semelhantes, pode-se mostrar que a função demanda hedônica poderia ser representada pela equação de demanda compensada (ROSEN, 1974).

$\ln(p_1q_0)$ : Preço de venda da moradia baseado em características observadas no ano de controle ( $q_0$ ) a preços do ano tratado ( $p_1$ ).

$\ln(p_0q_0)$ : Preço de venda da moradia baseado em características ( $q_0$ ) e em preços ( $p_0$ ) observados no ano de controle.

$\ln(p_1q_1)$ : Preço de venda da moradia baseado em características observadas ( $q_1$ ) e nos preços ( $p_1$ ) do ano tratado.

$\ln(p_0q_1)$ : Preço de venda da moradia baseado em características observadas no ano tratado ( $q_1$ ) a preços do ano de controle ( $p_0$ ).

Os termos  $\ln(p_0q_0)$  e  $\ln(p_1q_1)$  são, em sequência,  $\ln\bar{y}_{it_0}$  e  $\ln\bar{y}_{it_1}$ , ou seja, eles correspondem a média dos preços de venda observados da habitação  $t_0$  e  $t_1$  respectivamente. Mas os termos  $\ln(p_1q_0)$  e  $\ln(p_0q_1)$  devem ser calculados antes do FHPI ser estimado através da regressão hedônica na equação 12:

$$\begin{aligned}\ln(p_1q_0) &= \hat{\alpha}_{t_1} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{t_1}^k \bar{X}_{it_0}^k \\ \ln(p_0q_1) &= \hat{\alpha}_{t_0} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{t_0}^k \bar{X}_{it_1}^k\end{aligned}\tag{15}$$

Substituindo esta informação na Equação 14:

$$\ln F = 0.5[(\hat{\alpha}_{t_1} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{t_1}^k \bar{X}_{it_0}^k) - \ln\bar{y}_{it_0}] + 0.5[\ln\bar{y}_{it_1} - (\hat{\alpha}_{t_0} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{t_0}^k \bar{X}_{it_1}^k)]\tag{16}$$

Aplicando o exponencial:

$$F = \{\exp[(\hat{\alpha}_{t_1} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{t_1}^k \bar{X}_{it_0}^k) - \ln\bar{y}_{it_0}] * \exp[\ln\bar{y}_{it_1} - (\hat{\alpha}_{t_0} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{t_0}^k \bar{X}_{it_1}^k)]\}^{1/2}\tag{17}$$

Esta última equação é a equação que é utilizada neste trabalho para fazer a estimativa do FHPI para cada RPA em cada ano do conjunto de dados.

#### 4.1.4 Intervalo de confiança pela abordagem *bootstrap*

Uma vez calculado os FHPIs ao nível de RPAs estima-se o intervalo de confiança (IC) para o índice aferido em cada RPA utilizando-se a abordagem *bootstrap* com nível de significância de 5%, dado que não se há a certeza de se estar trabalhando com o universo de habitações da cidade, é necessário estimar o IC para dar confiança estatística (robustez) a informação gerada. A ideia é mostrar que os FHPIs estimados têm sua trajetória dentro do IC

ao nível de significância considerado. Escolhe-se a abordagem *bootstrap*, porque a literatura<sup>31</sup> demonstrou que a abordagem *bootstrap* é eficiente para estimar o intervalo de confiança.

*Bootstrap* é um método de reamostragem introduzido por Efron (1979) com o objetivo de substituir as técnicas complicadas e questionáveis de análise estatística com base no cálculo intensivo. Pode-se usar o *bootstrap* para abordagens paramétricas e não paramétricas. Na primeira, assume-se que a função de distribuição ( $F$ ) pode ser estimada a partir de um modelo paramétrico conhecido. Na segunda, não se conhece ( $F$ ) e assume-se que se pode estimar pela distribuição empírica ( $\hat{F}$ ).

No caso deste trabalho, utiliza-se a abordagem não paramétrica. A ideia básica de *bootstrap* não paramétrico pode ser sintetizada da seguinte forma, dada uma amostra aleatória de tamanho  $n$ ,  $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ , de uma população com uma ( $F$ ) desconhecida, calcula-se o estimador  $\hat{\beta} = s(\hat{F})$  para o parâmetro de interesse  $\beta = s(F)$ . Assume-se que  $\hat{F}$  é a distribuição empírica de  $X$ , e, em seguida, é construído uma amostra *bootstrap* de tamanho  $n$ ,  $X^* = (x_1^*, x_2^*, \dots, x_n^*)$ , através de  $n$  extrações aleatórias com reposição de  $X$ . Isso significa que  $X$  é tratado como a população. A replicação *bootstrap* do parâmetro de interesse para esta amostra *bootstrap* é denotado por  $\hat{\beta}^*$ .

Se  $B$  amostras *bootstrap* foram geradas,  $X_1^*, X_2^*, \dots, X_B^*$ , a replicação *bootstrap* do parâmetro de interesse para  $b$ -ésima amostra é  $\hat{\beta}^* = s(X_b^*)$ . Isto é, é o valor de  $\hat{\beta}$  para amostra *bootstrap*  $X_b^*$ . Para determinar os intervalos de confiança *bootstrap*, que exige o conhecimento da amostra *bootstrap* da distribuição, Efron & Tibshirani (1993) defendem, pelo menos,  $B = 1.000$  replicações *bootstrap*, sendo isso seguido neste trabalho. Usando *bootstrap*, pode-se obter o intervalo de confiança aproximado de  $100(1 - 2\alpha)\%$  para os parâmetros de interesse  $\beta$ . Para cada amostra *bootstrap* calcula-se os erros padrões e, em seguida, estima-se os intervalos de confiança. Em termos práticos, divide-se a equação 16 do índice de preços das habitações *à la* Fisher em duas partes  $F_1$  e  $F_2$ . Desta forma, o FHPI é  $F = e^{\ln F}$ . Sendo:  $\ln F = F_1 + F_2$ .

$$F_1 = 0.5 \left[ (\hat{\alpha}_{t_1} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{t_1}^k \bar{X}_{it_0}^k) - \ln \bar{y}_{it_0} \right] \quad (18)$$

$$F_2 = 0.5 \left[ \ln \bar{y}_{it_1} - (\hat{\alpha}_{t_0} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{t_0}^k \bar{X}_{it_1}^k) \right]$$

Em seguida, tem-se a amostra *bootstrap* para  $F_1$  e  $F_2$ . Depois estima-se  $\ln F = F_1 + F_2$  e  $F = e^{\ln F}$ , e calcula-se o intervalo de confiança para o FHPI proposto pela abordagem

<sup>31</sup> Você pode pesquisar mais sobre nas referências: Davison & Hinkley (1998) e Mooney & Duval (1993).

*bootstrap*. Isso é feito para cada amostra emparelhada em cada RPA. Em outras palavras, isso é feito para as 72 amostras pareadas (em cada RPA, a amostra foi dividida em 12 amostra pareadas entre os grupos de controle e tratado. São 6 RPAs).

#### **4.2 Metodologia da decomposição do diferencial de preço dos imóveis**

Neste presente estudo opta-se por seguir Firpo *et al.* (2006, 2007, 2009 e 2011) (denominado aqui de método de decomposição FFL (2011)), os quais propuseram um novo método de regressão capaz de executar a decomposição de Oaxaca-Blinder (1973) para qualquer estatística distributiva (média, mediana, variância, quantil, etc.), desde que seja possível estimar uma regressão de função de influência recentrada (a regressão RIF). Decompor os efeitos dotação e preço além da média, (por exemplo: quantis) com os métodos anteriores ao da decomposição FFL (2011) não constitui uma tarefa trivial. O principal empecilho deve-se ao fato de que a lei das expectativas iteradas não funciona para a análise de quantis. Pois o quantil da distribuição não condicional de  $Y$  não corresponde ao quantil condicional correspondente obtido pelo cálculo da esperança do quantil. Ou seja,  $q_{l,n} \neq E(Q_{l,n}(X_l))$ , sendo  $l$  o indicador do grupo analisado e  $n$  o indicador do quantil analisado. Dessa forma, é preciso conhecer toda distribuição de  $Y_l$  dado  $X_l$ .

A decomposição FFL (2011) possibilita decompor a diferença na distribuição de preço em três efeitos: (I) efeito dotação (efeito variável), correspondendo ao diferencial resultante das diferentes características dos mercados analisados (no caso deste trabalho o de imóveis entre os dois anos (2002 e 2012)). (II) efeito coeficiente (efeito preço), que consiste no diferencial fruto dos diferentes retornos das covariáveis analisadas. E (III) o termo de interação em decorrência de que as diferenças em dotação e em coeficiente existem concomitantemente entre os dois grupos. Esses efeitos são separados para cada covariada do modelo ao nível da estatística da distribuição escolhida (no caso deste estudo, são os quantis a cada 10% da distribuição de preço dos imóveis), através da regressão de função de influência recentrada (RIF) aplicada ao estilo da decomposição de Oaxaca-Blinder (que em sua versão de 1973 tinha a limitação de só atender a medida de tendência central, média).

A abordagem de Firpo *et al.* (2006, 2007, 2009 e 2011) é construída sobre o conceito da função de influência (IF). As IFs são uma ferramenta amplamente usada em estimações robustas de modelos estatísticos ou econométricos. A função de influência para o caso da média  $\mu = E[Y]$  é o valor demandado da variável resposta,  $Y - \mu$ . Como o nome sugere, a IF representa a influência de uma observação individual sobre a estatística distribucional de

interesse. A exemplo da média, mediana e variância, de maneira geral; do coeficiente de gini, muito usado na área de economia do trabalho; bem como, para outras medidas de desigualdade comumente usadas<sup>32</sup>.

Para o caso do  $n$ -ésimo quantil,  $q_n$ , a função  $IF(Y; q_n)$  será expressa por (Firpo *et al.* 2011):

$$IF(Y; q_n) = \frac{(n-1\{Y \leq q_n\})}{f_Y(q_n)} \quad (19)$$

Sendo:  $1\{\cdot\}$  a função indicadora (igual a 1 quando  $Y \leq q_n$  e igual a 0 caso contrário);  $f_Y(\cdot)$  a função de densidade da distribuição marginal de  $Y$  avaliada em  $q_n$ ; e  $q_n = Q_n[Y]$  quantil  $n$  populacional da distribuição incondicional de  $Y$ . Portanto, a  $IF$  é somente uma variável dicotômica que assume valor  $\frac{(n-1)}{f_Y(q_n)}$  quando  $Y$  for inferior ou igual ao quantil  $n$ -ésimo, e  $\frac{n}{f_Y(q_n)}$  quando for superior ao quantil  $n$ -ésimo.

Adicionando a estatística distribucional na  $IF$  ela produz a função de influência recentrada ( $RIF$ ). Nesse contexto, a  $RIF$  pode ser vista como a contribuição de uma observação individual para uma estatística distribucional dada. Logo a  $RIF$  para o  $n$ -ésimo quantil,  $q_n$ , pode ser expressa como:

$$RIF(Y; q_n) = q_n + IF(Y; q_n) \quad (20)$$

Em termos práticos, inicialmente se computa a amostra quantílica  $\hat{q}_n$ , em seguida é estimado a densidade no ponto por meio de métodos de kernel,  $\hat{f}_Y(\hat{q}_n)$  (a chamada distribuição contra-factual). Então, substitui-se esses valores em (20) e obtém-se uma estimativa  $RIF$  para cada observação, ou seja, tem-se:

$$\widehat{RIF}(Y; \hat{q}_n) = \hat{q}_n + IF(Y; \hat{q}_n) \quad (21)$$

O valor esperado do modelo de regressão  $RIF$  é visto como uma regressão quantílica incondicional. Por esse caminho, forma-se relações incondicionais entre a variável resposta,  $Y$ , e as distintas características expressadas pelas covariadas,  $X$ , ou seja, a estatística distributiva (neste caso o quantil) considera toda a distribuição das covariáveis. Isso faz com que tal metodologia seja considerada por Firpo *et al.* (2009) como regressões quantílicas incondicional, por avaliar o impacto de mudanças na distribuição das covariadas sobre a distribuição incondicional (marginal) da variável resposta. Adotando-se o estimador RIF-MQO, os coeficientes<sup>33</sup> das regressões quantílicas incondicional corresponderão a:

<sup>32</sup> Mais detalhes Firpo *et al.* (2009) *Unconditional quantile regression*, em especial na nota de rodapé 6.

<sup>33</sup> Os coeficientes são estimados por regressões RIF-MQO. O que permite que os coeficientes tenham a mesma interpretação como no caso da média. Firpo *et al.* (2006, 2007, 2009 e 2011) fizeram uma aplicação empírica de

$$\hat{\gamma}_{i,n} = (\sum_{i=1}^N X_i X_i')^{-1} \sum_{i=1}^N \widehat{RIF} (Y_i; \hat{q}_{i,n}) X_i \quad (22)$$

Sendo  $N$  a amostra de cada grupo analisado ( $A$  e  $B$ ) e o subscrito  $i$  indica a observação,  $i \in (1, \dots, N)$ ;

Assim, sob a hipótese de  $\widehat{RIF}(\cdot)$  ou  $E(RIF)$  depende linearmente<sup>34</sup> das covariáveis, a decomposição de Oaxaca-Blinder (1973) com o método de Firpo *et al.* (2006, 2007, 2009 e 2011) pode ser expressa como:

$$\hat{R}_n = \{E(X_{i_A,n}) - E(X_{i_B,n})\}' \hat{\gamma}_{i_B,n} + E(X_{i_B,n})' (\hat{\gamma}_{i_A,n} - \hat{\gamma}_{i_B,n}) + \{E(X_{i_A,n}) - E(X_{i_B,n})\}' (\hat{\gamma}_{i_A,n} - \hat{\gamma}_{i_B,n}) \quad (23)$$

Sendo:  $i_A$  e  $i_B$  são os subscritos que indicam a qual grupo ( $A$  ou  $B$ ) pertence a observação,  $i \in (1, \dots, N)$ .

Novamente, como na equação (4), pode-se a partir de (23) decompor os três efeitos dotação ( $D$ ), preço ( $C$ ) e termo de interação ( $I$ ), a saber:

$$D_n = \{E(X_{i_A,n}) - E(X_{i_B,n})\}' \hat{\gamma}_{i_B,n} \quad (24)$$

$$C_n = E(X_{i_B,n})' (\hat{\gamma}_{i_A,n} - \hat{\gamma}_{i_B,n}) \quad (25)$$

$$I_n = \{E(X_{i_A,n}) - E(X_{i_B,n})\}' (\hat{\gamma}_{i_A,n} - \hat{\gamma}_{i_B,n}) \quad (26)$$

Em que o subscrito  $n$  identifica o quantil analisado. No contexto deste trabalho o diferencial de preços que se busca decompor é o diferencial de preços dos imóveis entre 2002 e 2012. Nesse ambiente, os grupos que são confrontados correspondem ao conjunto dos preços dos imóveis verificados em 2002 contra o do ano de 2012 e o conjunto de observações desses dois anos não é emparelhado para evitar interferências nos efeitos preço e, em especial, no dotação, resultante de “padronização” da amostra em comparáveis. O uso da decomposição FFL (2011), tem portanto três vantagens: (I) a desagregação da decomposição por cada covariada ao nível de quantil (ou outras estatísticas distribucionais além da média), (II) a praticidade de implementação computacional e (III) de interpretação em termos econômicos por ser uma estrutura de regressão.

### 4.3 Dados

São dois os conjuntos de dados usados para proceder as análises desta tese. O primeiro banco de informação foi o do Imposto de Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) e o segundo foi o dos *shapefiles* das amenidades consideradas (praia, Rio Capibaribe, centro

3 estimadores (RIF-MQO; RIF-LOGIT e RIF-NP) e encontraram que RIF-MQO e RIF-LOGIT produzem estimações muito próxima ao estimador não paramétrico (RIF-NP) de forma geral.

<sup>34</sup>A hipótese de linearidade que se assumiu aqui é de *praxe* ser assumida na literatura de preços hedônicos. No entanto, essa hipótese permite incluir transformações não linear ou de ordem superior das covariáveis originais.

comercial da cidade (CBD), ZEIS (*proxy* para região pobre), parques com área  $\geq 10.000 m^2$ , e estações de metrô). Excluindo-se os dados<sup>35</sup> quanto ao metrô do Recife, os quais foram conseguidos da companhia de metrô da cidade (MetroRec), todas as informações foram fornecida pela Prefeitura Municipal do Recife.

Pela Constituição Federal (art. 156, II), o ITBI corresponde ao imposto sobre transmissão, por ato oneroso, de bens imóveis, ou de direito reais sobre imóveis. Compete aos municípios proceder a cobrança desse imposto aos contribuintes. O pagamento deste tributo é indispensável para se proceder o registro em cartório de um bem imóvel adquirido. Sua alíquota é de 2% do valor de mercado da habitação, avaliado pelos auditores da Prefeitura vinculados a Secretaria de Finanças. Essa avaliação é feita baseando-se em critérios técnicos da ABNT. Na impossibilidade de o auditor proceder a avaliação de um imóvel específico, o valor que servirá de referência para o cálculo do percentual de 2% será o maior valor quando se compara o valor declarado pelo contribuinte desse imóvel específico e o de imóveis com características estruturais semelhantes na mesma localização e que tiveram sua negociação realizada nos últimos 3 meses. Ao se proceder o registro no cartório, coleta-se informações que detalham as características estruturais da residência que está sendo registrada.

No Brasil, antes deste presente trabalho, não é possível encontrar qualquer trabalho que tenha feito uma análise do mercado imobiliário utilizando o banco de dados do ITBI durante um período de mais de uma década (para a estimação do FHPI usou-se dados de treze anos (de 2000 a 2012), já para estimação da decomposição FFL (2011) usou-se dados do ano de 2002 e do ano de 2012). A razão deve-se ao fato de que normalmente esse conjunto de dados não é aberto ao livre acesso, porque nele têm informações que permitem identificar o indivíduo. Para acessar esses dados, assinou-se um termo de responsabilidade para manter a salvo informações pessoais e para utilizar os dados do ITBI apenas para fins acadêmicos. Dessa forma, o conjunto de dados também é um diferencial do presente trabalho.

Pode-se destacar duas principais vantagens em utilizar esses dados: (I) a abrangência de todo o mercado formal de residências<sup>36</sup> na cidade do Recife, garantindo uma quantidade de informação superior a de outras fontes de dados, e (II) os preços registrados nesse conjunto de dados são os preços mais próximos dos preços de transação no mundo real, porque, apesar do fato de os preços do conjunto de dados sejam declarados pelos agentes econômicos, os

---

<sup>35</sup> Este banco de dados tem o endereço das estações de metrô. Usando os endereços chega-se a longitude e latitude destas estações e é possível construir o *shapefile*.

<sup>36</sup> Em países como o Brasil, em desenvolvimento, é típico uma parcela das transações do mercado imobiliário acontecer por meio informal, em especial no menor nível da estratificação social das famílias (famílias pobres).

funcionários da prefeitura auditam esses preços declarados e em situação de discrepâncias com os preços praticados no mercado imobiliário da cidade do Recife o imóvel tem seu preço revisado. Dessa forma, pode-se supor que os preços registrados estão muito perto do preço de equilíbrio (quando o preço do ofertante é igual ao preço que o consumidor gostaria de pagar, e que permite que a transação seja realizada). Portanto, é possível diminuir bastante o problema da superestimação e/ou da subestimação dos preços de venda da moradia<sup>37</sup>.

Por outro lado, como consequência do uso de dados do mercado formal, há a fragilidade de não abrangência da totalidade do mercado, por não estar sendo incluído os dados do mercado imobiliário informal. A consequência é que não se captura a dinâmica total do mercado imobiliário. Em especial para as famílias de baixa renda, porque normalmente, no Brasil, essas famílias não registram a transação no mercado imobiliário. Isso acontece por causa de elevados custos monetários para obter o registro de propriedade. Por outro lado, quando se usa os dados oficiais tem-se a garantia da credibilidade das informações, uma característica que os pesquisadores apreciam ao fazer trabalhos científicos.

Nos dados ITBI há informações sobre o preço do imóvel, endereço e as características estruturais (características intrínsecas) de cada habitação vendida legalmente entre 2000 e 2012. Quanto ao preço da habitação, ele foi usado, tanto para calcular o FHPI, quanto na decomposição FFL e aplicou-se o logaritmo aos preços. A ressalva que deve ser feita é que, para o segundo caso (decomposição FFL), os valores das residências foram atualizados para preços de dezembro de 2012, empregando o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), condição necessária para aplicação da decomposição, para descontar da variação de preço verificada as variações que são decorrentes da economia como um todo e, assim, deixar apenas as que são decorrentes de variações de preço dos imóveis<sup>38</sup>. Ou seja, o que se faz é retirar da variação de preço componentes que não são do mercado imobiliário, permanecendo com os componentes que são associados aos imóveis e decompondo sua participação na variação de preço.

---

<sup>37</sup> Em um ambiente sem supervisão podem ocorrer duas situações: (1) superestimação – na ótica de um consumidor, ele poderá declarar um valor mais alto, porque quando esse consumidor for vender, no futuro, sua habitação o imposto sobre o ganho de capital (Imposto de Renda (IR)) terá uma base de cálculo menor, uma vez que o preço inicial é superestimado. Já, na ótica de um vendedor, ele poderia procurar reduzir o preço declarado para pagar menos IR. Nesta situação o mercado até poderia regular o preço. (2) subestimação – pode ocorrer quando um consumidor declara um valor mais baixo para o valor de referência ser menor no cálculo do imposto de propriedade (Imposto Predial e Territorial Urbano (IPTU)), que anualmente deve ser pago e um vendedor também declara um valor menor com o objetivo de diminuir o IR. Esta última situação, a de subestimação, é inibida pela fiscalização dos preços.

<sup>38</sup> Note que se for usado o FHPI em substituição ao IPCA não será possível chegar a esse resultado desejado, porque o que se quer explicar com a decomposição estará sendo descontado com o uso do FHPI, ou seja, as características dos imóveis não teriam papel algum ao proceder a decomposição.

Quanto aos dados de endereços no ITBI, eles não têm a latitude e a longitude da habitação. Portanto, depois de separar as casas e apartamentos da amostra total, o primeiro passo foi fazer o processo de georreferenciamento.

Para definir as variáveis intrínsecas usadas no FHPI e na decomposição FFL, seguiu-se Sirmans<sup>39</sup> *et al.* (2005) e Seabra & Silveira Neto (2014) quando foi possível segui-los, dado a disponibilidade de dados. Para o FHPI utilizou-se as seguintes características intrínsecas: (1) andar onde está a habitação (*Floor*), (2) a idade da habitação (*Age*), (3) área privada construída (*Private\_bu*) ou (*Private Area*), (4) padrão de construção (*Standard\_construct*) ou (*Standard*), assumindo valor 1 se o padrão igual a médio ou superior e 0 se igual a simples, e (5) densidade<sup>40</sup> de habitações por andar (*Unit\_den*) ou (*Density*), em caso de casa esta variável é sempre igual a 1. Já para decomposição FFL usa-se as mesmas variáveis de características intrínsecas usadas no FHPI com a diferença que a área de construção privada está em logaritmo (*Log Private*) e é adicionado a variável tipo de residência (*Type*), em que casa assume valor 0 e apartamento valor 1.

O montante total das operações formalmente registradas nesse período (2000 - 2012) foi 132.666, sendo o número total de habitações (casas e apartamentos) igual a 115.423 (Figura 5). Foi possível fazer o processo de georreferenciamento de casas e apartamentos para 97.466 casos. Quase 90% deste montante foi feito por meio computacional, através da comparação dos dados dos endereços dos imóveis presentes no ITBI com os dados cadastrados no *Google Maps*. O montante restante, em torno de 10%, teve incompatibilidade, porque os nomes nos endereços eram diferentes em termos de grafia (por exemplo, diferença na acentuação das palavras). Então, foi feito o processo de georreferenciamento manualmente. Todavia, para 17.957 observações<sup>41</sup> não foi possível fazer o processo de georreferenciamento, porque o conjunto de informações<sup>42</sup> necessárias estava incompleto.

Quanto ao FHPI, as 97.466 observações serviram de base para proceder o processo de emparelhamento. Após esse processo só foi possível usar dados de apartamentos, porque no processo de *matching* das casas não foram encontradas casas semelhantes na RPA 5. O montante total ficou constituído por 82.501 apartamentos. Usar apenas apartamentos trouxe a vantagem, de que só foram comparadas unidades com a mesma classificação, tornando a

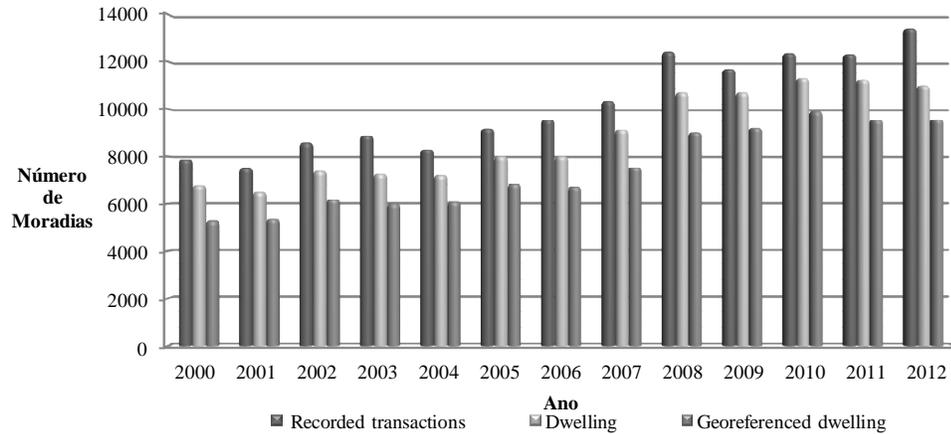
---

<sup>39</sup> Neste trabalho, os autores apresentam um panorama da literatura mostrando os atributos considerados frequentemente usados na literatura.

<sup>40</sup> Para obter esta variável calcula-se:  $units\_quan / floors\_q\_1$ . Em que: *units\_quant* é quantidade de unidades de apartamento que há no edifício e *floors\_q\_1* é a quantidade dos andares que o edifício tem.

<sup>41</sup> É a diferença entre 115.423 e 97.466.

<sup>42</sup> O endereço completo necessário é formado pelas informações de: número, nome da rua, bairro, CEP.



**Figura 5. Evolução do mercado formal de residências**

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do ITBI.

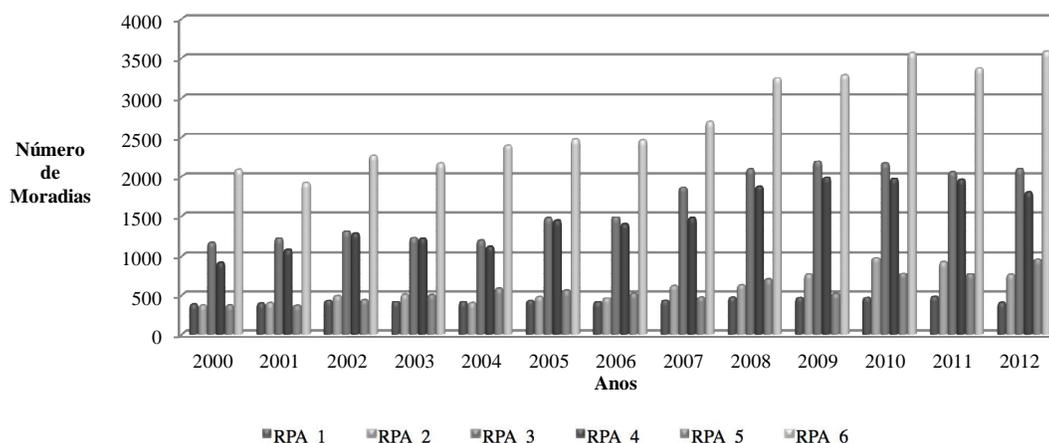
Nota 1: *Recorded transactions* = todas operações registradas; *Dwelling* = número de habitações; *Georeferenced dwelling* = número de habitações georreferenciadas

Nota 2: A categoria operações registradas (*recorded transactions*) está na situação sem aplicação de tratamento / filtro para os dados.

amostra uniforme nesse aspecto, afastando o viés comparativo de se comparar algo diferente. Uma vez que, às vezes, o preço de uma casa pode refletir o poder de verticalização do terreno onde essa casa está edificada; não refletindo assim o preço associado as características consideradas nos FHPI propostos. Dessa forma, isso garantiu que os FHPI propostos (básico e completo) tivessem a mesma concepção em todas as RPAs e, conseqüentemente, fosse possível comparar as trajetórias verificadas nas RPAs.

O objetivo, ao estimar os FHPI (básico e completo), foi calculá-los para a menor unidade geográfica possível, buscando-se com isso captar as particularidades locais, mas que, ao mesmo tempo, abrangesse a totalidade da cidade. Dado que dos 94 bairros da cidade do Recife tinha-se informações no conjunto de dados do ITBI sobre o mercado imobiliário em 90 bairros, e que em anos específicos para alguns bairros não se tinha um número de observações que permita aplicar a metodologia de emparelhamento para obter habitações semelhantes ao longo dos anos, a solução encontrada, para seguir com o objetivo de estimar o FHPI para uma divisão inferior ao nível da cidade, foi usar a divisão de regiões políticas administrativas (RPA). Há no Recife seis RPAs (Figura 2): RPA 1 (Centro), RPA 2 (Nordeste), RPA 3 (Norte), RPA 4 (Oeste), RPA 5 (Sudoeste), e RPA 6 (Sul) (Figura 6).

Como pode ser visto na Figura 6, durante todos os anos no conjunto de dados do ITBI (2000 a 2012), a RPA 6 teve o maior número de vendas de habitações. A RPA 6 tem a particularidade de estar perto da praia. A segunda, em número de vendas de habitações, foi a



**Figura 6. Evolução do mercado imobiliário formal por RPA**

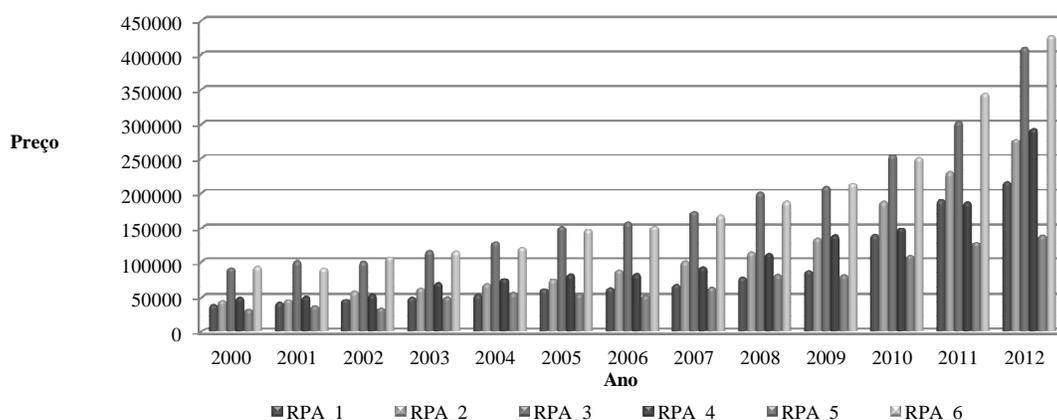
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI.

Nota 1: Situação apenas com as habitações georreferenciadas.

Nota 2: Pode ser visto as localizações dos RPAs no Recife na Figura: Localização de Recife (Figura 2).

RPA 3 e a terceira foi a RPA 4. Nestas três RPAs estão os bairros de classe média e alta no Recife e onde há a presença da maioria das habitações mais caras, como pode ser visto na figura seguinte (Figura 7), que mostra o caminho preço médio entre 2000 e 2012 por RPA.

No que diz respeito à decomposição pelo método de FFL (2011) buscou-se estudar a cidade do Recife como um todo no período entre uma década, assim como McMillen (2008) e Coelho Júnior & Silveira Neto (2015) fizeram em seus estudos, e que fosse englobado o último ano disponível na base de dados do ITBI; logo usou-se o banco de dados do ITBI para o ano de 2002 e para o ano de 2012, os quais, após o processo de georreferenciamento por ferramentas computacionais ou manualmente, apresentaram 6.173 observações e 9.564 observações, respectivamente.



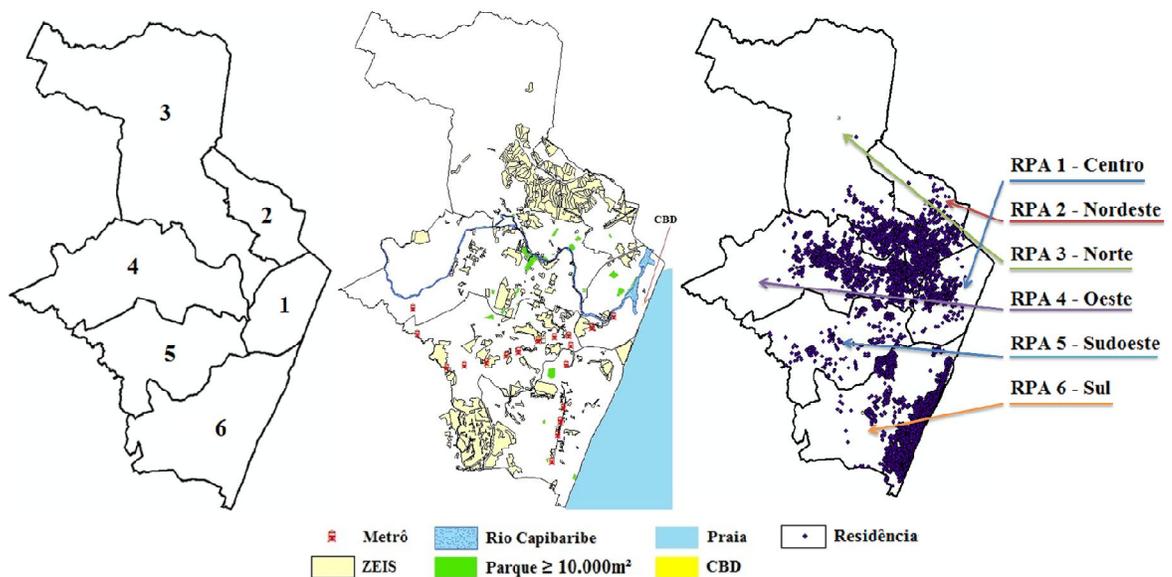
**Figura 7. Evolução dos preços médios por RPA**

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI.

Nota 1: Situação apenas com as habitações georreferenciadas.

Nota 2: Pode ser visto as localizações dos RPAs no Recife na Figura: Localização de Recife (Figura 2).

Em relação as escolhas das variáveis de amenidades novamente buscou-se respaldo em Sirmans *et al.* (2005) e Seabra & Silveira Neto (2014) quando foi possível, bem como, na importância delas para o contexto histórico da cidade do Recife (apresentado na seção cidade do Recife). As informações de amenidades estão identificadas nos *shapefiles*. A partir dos *shapefiles* de amenidades e depois de obter a localização das habitações em termos de latitude e longitude, calculou-se a distância para seis tipos de amenidades. Denominando-as de: (1) *near\_beach* ou *dBeach* (distância para praia), (2) *near\_cbd* ou *dCBD* (distância para o Marco Zero, que é o CBD do Recife), (3) *near\_subway* ou *dSubway* (distância para estação de metrô mais próxima), (4) *near\_capibaribe* ou *dCapibaribe* (distância para o Rio Capibaribe), (5) *near\_ZEIS* ou *dZEIS* (distância para ZEIS, *proxy* de região pobre), e (6) *near\_park\_10000* ou *dPark* (distância para parque com área maior ou igual a 10.000 metros quadrados) (Figura 8). Essas constituíram as variáveis de amenidades tanto para o cálculo dos FHPI e como no da decomposição de FFL (2011). No caso do cálculo desta, adicionou-se a distância ao quadrado para o CBD (*dCBD2*) com o objetivo de evidenciar o fato de que as residências muito contíguas ao Centro, em função de barulho e aglomeração, podem ser menos valorizadas e que, portanto, pequenos afastamentos do centro pode aumentar o valor do imóvel. Esse efeito positivo nos preços, porém, desaparece com a elevação da distância e então passa a predominar o efeito acessibilidade (acréscimo da distância implica em queda na acessibilidade e assim redução no preço do imóvel).



**Figura 8. A distribuição de amenidades e residências vendidas no Recife entre 2000 - 2012**  
 Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e *shapefiles*.

A praça Rio Branco, que é chamada de Marco Zero, foi o ponto de referência para calcular a variável *near\_cbd*. Ao redor da praça Rio Branco, foi a região onde Recife passou a ser cidade, dado a muito perto existir um porto natural tornando possível o desenvolvimento de um mercado e o início da cidade. Nos dias atuais esta área continua a ser a área central quando se olha para os prédios dos serviços públicos e lojas. Para a variável *near\_beach* considera-se a distância para o Oceano Atlântico. Somente a RPA 1 e a RPA 6 são limitadas pelo Oceano Atlântico. Dos 94 bairros apenas 5 bairros são limitados pelo Oceano Atlântico. Os bairros são: São José e Recife, na RPA 1, e os bairros de Brasília Teimosa, Boa Viagem e Pina, na RPA 6. Como se pode ver na Figura 8, apenas a RPA 6 apresenta habitações vendidas na fronteira vizinha ao Oceano Atlântico. A razão é que na RPA 1, a área que está na fronteira com o Oceano Atlântico, é tipicamente área comercial.

Para *near\_subway* foram consideradas as 17 estações de metrô<sup>43</sup> no Recife. O sistema de metrô do Recife cobre uma extensão de 39,5 km entre Recife e sua área metropolitana. Ele tem 2 linhas: Sul e Centro, esta última dividida na linha 1 e na linha 2. Mas o metrô não tem estações na RPA 2 e RPA 3. Escolhe-se considerar apenas os lugares públicos com uma área igual ou superior a 10.000m<sup>2</sup> (a variável *near\_park\_10000*), porque adota-se a perspectiva de que essas áreas fazem um diferencial positivo no preço das habitações, ou pela sua arborização ou por seus equipamentos públicos. Na variável *near\_park\_10000* estão presentes 31 espaços públicos<sup>44</sup>. Por sua vez, a distância do Rio Capibaribe está incluída como amenidades, porque no desenvolvimento do Recife este rio trabalhou como um dos braços para a expansão da cidade em direção ao continente. Este caminho fez o Rio Capibaribe começar e manter-se como uma linha do desenvolvimento no Recife.

A ideia de incluir as regiões pobres (ZEIS<sup>45</sup>) justifica-se na concepção de que, no Recife, as regiões pobres não têm serviços públicos de boa qualidade (por exemplo, esgoto,

---

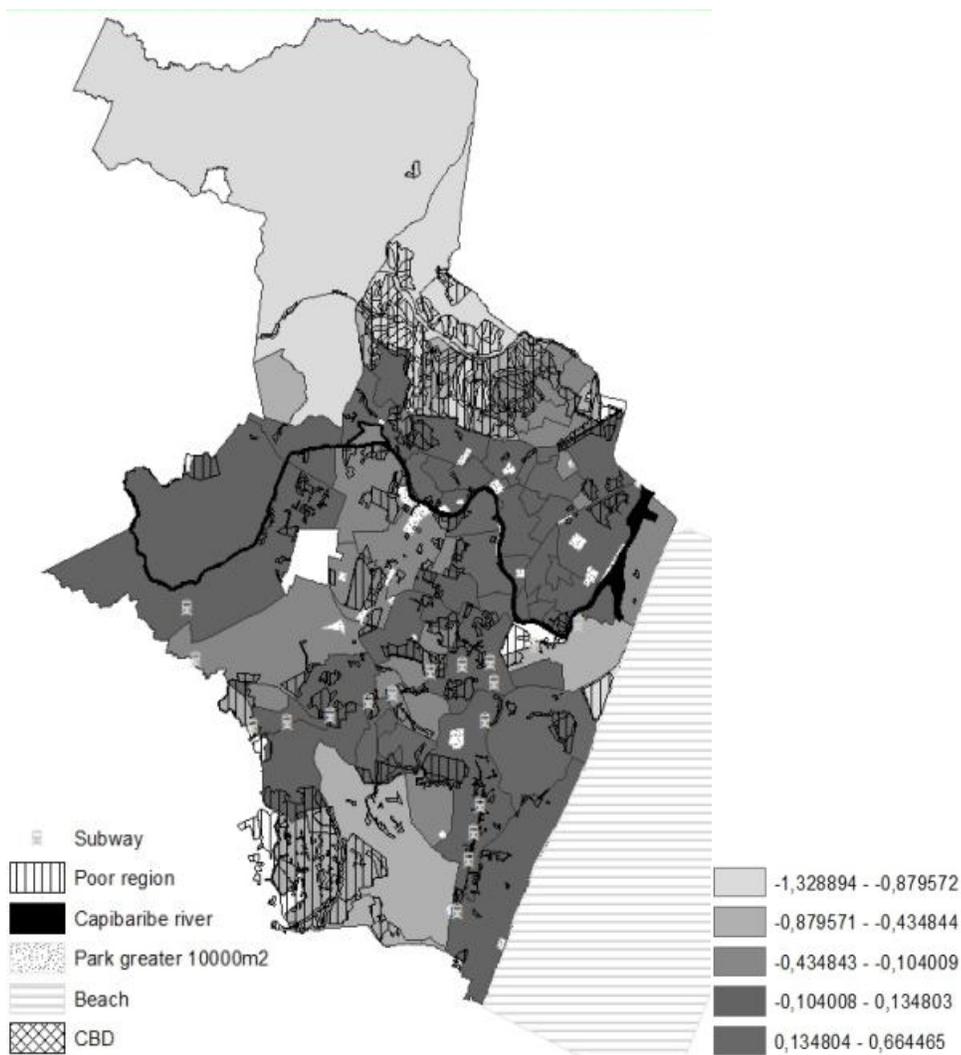
<sup>43</sup> 1.Recife (Central), 2.Joana Bezerra, 3.Afogados, 4.Ipiranga, 5.Mangueira, 6.Santa Luzia - Metrorec, 7.Werneck, 8.Barro, 9.Tejiipió, 10.Coqueiral, 11.Curado, 12.Metrô-Rodoviária. 13.Aeroporto, 14.Trancredo Neves, 15.Shopping Antônio Falcão, 16.Imbiribeira, 17.Largo da Paz.

<sup>44</sup> Seus nomes são: 1.Camilo Pereira Carneiro, 2.Área na Rua da Aurora, 3.Cemitério de Santo Amaro, 4.Área na Rua professora Maria do Carmo Araujo/r Antonio Pereira/ Rua Dr Jose Ramos de Vasconcelos, 5. Área na Avenida governador Agamenon Magalhães, 6.Beira Rio, 7.Dr Adolfo Cirne / Faculdade de Direito, 8.Jaqueira, 9.Treze de Maio, 10.Forte do Arraial Novo do Bom Jesus (Lado 1), 11.Forte do Arraial Novo do Bom Jesus (Lado 2), 12.Tertuliano Feitosa, 13.Derby (Lado 1), 14.Derby (Lado 2), 15.Lagoa do Araçá, 16.Dr Arnaldo Assunção, 17.Dona Lindu, 18.Memorial Arco Verde, 19.Sítio da Trindade/Arraial Velho do Bom Jesus, 20.Exposição do Cordeiro, 21. Área na Avenida Engenheiro Abdias de Carvalho, 22.Ministro Salgado Filho, 23.Robert Kennedy / da Juventude, 24.CHESEF, 25.Novaes Filho, 26.Compositor Antônio Maria, 27.Caiara, 28.Jonathan Marques da Cunha, 29.Apipucos, 30.Tamarineira, 31.Santana.

<sup>45</sup> A ZEIS são áreas de núcleos habitacionais que já são habitadas ou que podem ser usadas para esta finalidade.

abastecimento de água regular, iluminação pública adequada, ruas pavimentadas, etc.), porque as ZEIS, via de regra, foram resultado da ocupação irregular e sem planejamento. Portanto, o ambiente em sua vizinhança seria menos valorizado se comparado com as regiões com boa qualidade dos serviços públicos. As ZEIS no Recife estão presentes em todas as RPAs (Figura 8), mas são mais presentes nas RPAs 2, 3 e 6. Portanto, dado o conceito de ZEIS, torna-se indispensável considerar estas áreas neste trabalho.

Em adicional, para apoiar a escolha destas amenidades traça-se o mapa dos resíduos MQO por quantil (Figura 9), com o objetivo de identificar quais amenidades podem influenciar



**Figura 9. Resíduos do MQO por quantil**

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e *shapefiles*.

Nota: MQO estimado com dados de todas as casas comercializadas de 2000 a 2012.

Nota: Subway = Estações de metrô; *Poor region* = ZEIS; Capibaribe river = Rio Capibaribe; *Park greater 10000m<sup>2</sup>* = Parques maiores que 10.000m<sup>2</sup>, *Beach* = Praia.

no preço das moradias. A maneira de estimar o MQO foi regredir preço contra características intrínsecas. Os resíduos mostram se o mercado imobiliário está sub ou sobre avaliando a habitação. A razão para calcular isso é entender se o preço real e o estimado podem ser explicados pelas amenidades.

As áreas mais claras representam os bairros com resíduos negativos, ou seja, a região onde o preço médio da habitação representa um valor abaixo do valor esperado, dadas as suas características estruturais. Já as áreas mais escuras correspondem a bairros com resíduos positivos, logo o preço está sobrevalorizado. Note-se que, a maioria dessas áreas mais escurecidas estão no entorno do Rio Capibaribe, da Praia, das estações de metrô e dos parques com área maior igual a  $10.000\text{m}^2$  (as amenidades positivas), indicando assim influência dessas amenidades para elevação dos preços de mercado. Ou seja, esses resultados indicam que as amenidades são importantes para a precificação do imóvel em Recife.

## 5 ÍNDICE DE PREÇOS PARA A CIDADE DO RECIFE

Neste capítulo 5, são apresentados os resultados do primeiro objetivo desta tese, ou seja, à obtenção dos índices de preços considerando-se as amenidades medidas em distância e *matching* das residências com semelhantes características estruturais e de amenidades. Com respeito à obtenção da amostra emparelhada são apresentados os resultados da estimação de quatro abordagens de *matching* para definição da melhor estratégia para emparelhar os dados a serem usados na estimação dos índices FHPI propostos (seção 5.1); em seguida, se apresenta a estatística descritiva desses dados emparelhados (seção 5.2); e por fim, os resultados do índice da mediana (*Median Index*) e dos dois índices FHPI (o básico, apenas com características intrínsecas, e o completo, que trabalha com as características intrínsecas e de amenidades) para o período de 2000 a 2012 (seção 5.3).

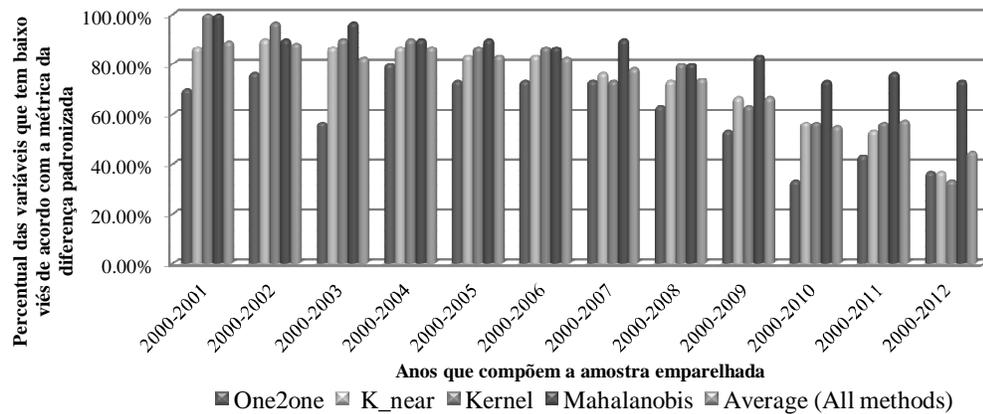
### 5.1 Resultados da correspondência

Na busca pela estimação dos índices FHPI aqui propostos, após definição e/ou obtenção das variáveis de características estruturais e de amenidades, o próximo passo foi proceder as estimações para identificar qual é a melhor abordagem de *matching* para obter a amostra emparelhada. Os resultados mostraram que a metodologia de *Mahalanobis* foi a melhor dentre as quatro estimadas para o modelo com apenas as características intrínsecas (modelo básico) e também para o modelo completo (covariáveis intrínsecas e amenidades) (Figura 10 e 11).

Em geral, quando se olha para o desempenho dos métodos de correspondência a partir do comportamento das variáveis do modelo com apenas características intrínsecas (modelo básico) (Figura 10), pode-se identificar a correspondência de *Mahalanobis* como a melhor. Em mais detalhes, a correspondência *Mahalanobis* perdeu esse posto em apenas 2000-2002 e dividiu a posição de melhor correspondência com o *Kernel matching* em 2000-2001, 2000-2004, 2000-2006 e 2000-2008. Este fato fez o método *Kernel* o segundo melhor em termos de desempenho. Se for considerado os anos em que os métodos de correspondência *Mahalanobis* e *Kernel* tiveram o mesmo desempenho<sup>46</sup>, o primeiro método obteve 11 resultados favoráveis, e *Kernel* teve 5.

---

<sup>46</sup> Note-se que, em quatro anos *Mahalanobis* e *Kernel* teve a mesma pontuação



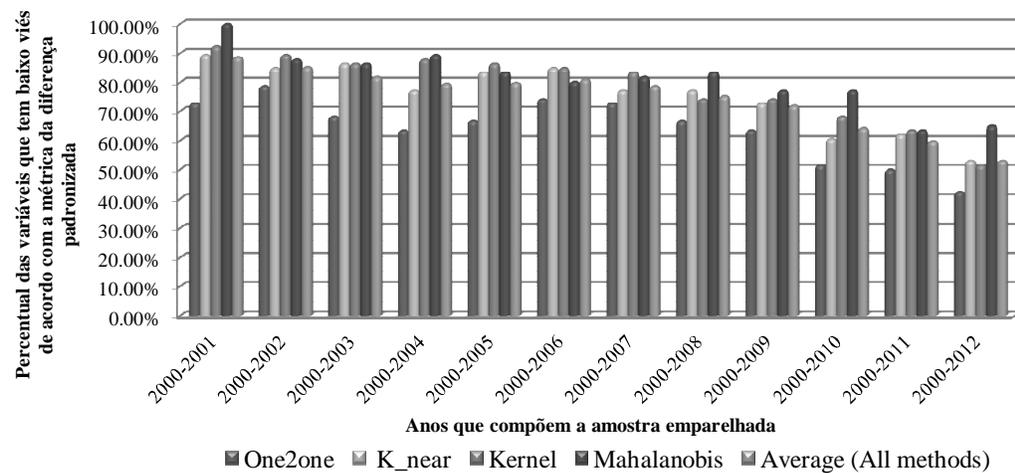
**Figura 10. Desempenho das abordagens de *matching* quando avaliado as características intrínsecas**

Fonte: Elaboração própria a partir de dados ITBI.

Nota 1: Situação apenas com a habitações georreferenciadas.

Nota 2: O separador decimal usado foi o “.”.

Quando se olha para o desempenho dos métodos de correspondência a partir do comportamento das variáveis do modelo completo (Figura 11), em geral, o método de *Mahalanobis* foi o melhor novamente, embora nesta situação, com as variáveis do modelo completo, o método *Mahalanobis* tenha perdido em quatro momentos (2000-2002, 2000-2005, 2000-2006 e 2000-2007). O método *Mahalanobis* tem a mesma pontuação do método de *Kernel* em 2000-2001 e 2000-2003.



**Figura 11. Desempenho das abordagens de *matching* quando avaliado as características intrínsecas e as amenidades**

Fonte: Elaboração própria a partir de dados ITBI e dos *shapefiles* de amenidades.

Nota 1: Situação apenas com moradias georreferenciadas.

Nota 2: O separador decimal usado foi o “.”.

Ambos os resultados mostraram a correspondência de *Mahalanobis* como a melhor quando se olha para habitações semelhantes entre os dois anos. Portanto, esses comportamentos do método *Mahalanobis* apoiam a presente escolha para usar *Mahalanobis* como caminho a seguir quando se busca determinar as amostras pareadas.

## 5.2 Análise descritiva dos dados usados na estimação dos índices

Após a definição que o método de emparelhamento a ser seguido seria o de *Mahalanobis* são apresentados, na Tabela 1, as estatísticas descritivas da amostra pareada à *la Mahalanobis*, tanto para as variáveis estruturais, quanto para as de amenidades ao longo dos treze anos do conjunto de dados (2000-2012). No que diz respeito as variáveis estruturais, as habitações vendidas ao longo de 2000-2012, em média, têm 115,82m<sup>2</sup> de área privativa, com uma idade média em torno de 13 anos e, em geral, elas são de padrão médio ou superior. A média de andar está entre os 7<sup>o</sup> e 8<sup>o</sup> andares e a média de apartamentos em cada andar foi de aproximadamente 4. Já quanto às variáveis de amenidades, em média, as moradias estão a 6 quilômetros de distância para o CBD, 3,4 km ao Oceano Atlântico, 2,5 km para estação de metrô mais próxima, 3 km até Rio Capibaribe, 357 metros a ZEIS, e 1 km de parques com área  $\geq 10,000\text{m}^2$ .

**Tabela 1. Estatística descritiva das variáveis dos modelos empíricos**

Variáveis	Média	Desv. Pad.	Min	Max
<b>Estrutural</b>				
<i>Floor</i>	7.50	5.96	1	41
<i>Age</i>	13.37	12.98	0	73
<i>private_bu</i>	115.82	72.71	18	1187
<i>standard_construct</i>	0.78	0.42	0	1
<i>unit_den</i>	3.88	4.02	0.05	60
<b>Amenidades</b>				
<i>near_cbd</i>	6084.10	2152.41	576.71	11163.35
<i>near_beach</i>	3418.07	2677.16	35.11	11221.27
<i>near_subway</i>	2577.88	1571.58	10.55	10361.39
<i>near_capibaribe</i>	3005.13	2614.00	10.15	9038.39
<i>near_ZEIS</i>	357.92	241.09	0	1171.09
<i>near_park_10000</i>	1018.86	849.04	0	4037.96
Total de observações	81150.00			

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e *shapefiles*.

Nota 1: O separador decimal usado foi o “.”.

Nota 2: *Floor* = 1 equivale ao andar térreo. *Age* = 0 corresponde ao imóvel novo.

Nota 3: Unidade de distância das variáveis de amenidades é metro.

**Tabela 2. Estatística descritiva das variáveis dos modelos empíricos por RPA**

Variáveis	RPA 1				RPA 2				RPA 3			
	Média	Desv. Pad.	Min	Max	Média	Desv. Pad.	Min	Max	Média	Desv. Pad.	Min	Max
<b>Estrutural</b>												
<i>Floor</i>	6.50	4.90	1	39	7.39	6.73	1	37	9.03	6.10	1	41
<i>Age</i>	31.26	13.77	0	73	12.57	12.98	0	69	10.98	11.80	0	63
<i>private_bu</i>	84.88	44.99	20	488	91.71	37.32	20.94	386.34	143.73	82.95	18	929.14
<i>standard_construct</i>	0.28	0.45	0	1	0.70	0.46	0	1	0.86	0.34	0	1
<i>unit_den</i>	5.79	4.31	0.06	20	3.42	1.86	0.17	17.5	2.75	1.60	0.06	20
<b>Amenidades</b>												
<i>near_cbd</i>	1951.74	572.73	576.71	3555.68	4218.37	765.25	2698.89	7106.98	4834.28	1327.91	2876.7	10658.77
<i>near_beach</i>	2143.78	589.59	423.6	3219.56	3802.43	721.77	2078.93	6437.67	4925.19	1318.68	2743.5	10129.75
<i>near_subway</i>	1297.15	457.37	162.2	2915.88	4284.18	799.67	3013.01	7108.44	4153.22	1124.54	1623.23	10361.39
<i>near_capibaribe</i>	603.73	384.98	22.62	1606.79	1616.52	679.25	707.13	3925.78	740.39	382.69	10.15	4141.28
<i>near_ZEIS</i>	733.34	232.10	0	1171.09	320.59	199.39	0	835.07	428.11	237.00	0	1015.36
<i>near_park_10000</i>	470.42	310.07	0	2212.35	606.11	272.82	96.23	2484.55	434.01	240.45	0	4037.96
Total de observações	4512.00				5642.00				18173.00			
	RPA 4				RPA 5				RPA 6			
Variáveis	Média	Desv. Pad.	Min	Max	Média	Desv. Pad.	Min	Max	Média	Desv. Pad.	Min	Max
<b>Estrutural</b>												
<i>Floor</i>	5.75	5.19	1	38	3.83	2.59	1	16	8.20	6.13	1	37
<i>Age</i>	11.06	10.70	0	65	10.61	11.44	0	63	13.90	12.72	0	68
<i>private_bu</i>	94.66	44.78	18.97	664.87	70.74	17.26	26.1	604.5	125.60	81.11	18	1187
<i>standard_construct</i>	0.73	0.45	0	1	0.63	0.48	0	1	0.85	0.35	0	1
<i>unit_den</i>	3.91	3.86	0.06	60	8.14	8.77	0.67	28	3.71	3.67	0.05	30.43
<b>Amenidades</b>												
<i>near_cbd</i>	6303.47	1919.44	3304.21	10944.4	7586.88	1674.30	4086.22	11163.35	7365.48	1555.92	2957.93	10689.3
<i>near_beach</i>	6484.60	1909.25	3211.21	11221.3	6080.10	1330.08	2990.04	9745.9	786.04	862.69	35.11	4803.51
<i>near_subway</i>	3530.96	1004.62	1120.5	5679.26	943.22	430.36	10.55	1789.55	1340.94	577.73	90.38	2917.02
<i>near_capibaribe</i>	836.01	602.54	16.86	2669.53	3664.77	1091.06	1065.05	5733.64	5829.05	1505.22	1472.4	9038.39
<i>near_ZEIS</i>	192.93	139.24	0	772.53	245.38	164.86	0	639.78	369.87	220.21	0	965.12
<i>near_park_10000</i>	815.72	629.15	0	3149.63	1464.56	773.63	174.03	3142.62	1532.05	946.16	0	3464.83
Total de observações	15858.00				4695.00				32270.00			

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e *shapefiles*.

Nota: O separador decimal usado foi o “.”.

Quando é feito o recorte dos dados por RPA (Tabela 02), para as variáveis estruturais, tem-se que, as habitações vendidas ao longo de 2000-2012, em média, têm maiores áreas privativas na RPA 3 (143,73m<sup>2</sup>) e RPA 6 (125,60m<sup>2</sup>), já as menores áreas privadas, na média, estão na RPA 1 (84,88m<sup>2</sup>) e RPA 4 (70,74m<sup>2</sup>). Quanto à idade, a RPA 1 é a que apresenta a maior idade média dos imóveis, que foi de 31 anos, já na RPA 5 é onde estão as habitações que apresentam, na média, os imóveis mais novos, em torno de 10 e 11 anos de idade. Quanto ao andar, os maiores valores, na média, ou seja, os andares mais elevados, na média, estão na RPA 3 (9º andar) e na RPA 6 (8º andar). Já os menores valores médios quanto ao andar estão na RPA 4 (entre o 5º e 6º andares) e na RPA 5 (entre o 3º e 4º andares). Quanto à média de unidades habitacionais em cada andar (*unit\_den*), o maior valor registrado foi na RPA 5, com 8 unidades por andar, já a região que apresenta a menor média de unidades por andar é a RPA 3, com aproximadamente 3 unidades por andar.

Quanto às variáveis de amenidades, em média, a RPA 1 é a que apresenta os imóveis mais próximos do centro, a menos de 2 km, já as RPAs 5 e 6 são onde estão os mais distantes, mais de 7 km. Quanto à praia, a menor distância média é registrada na RPA 6 (786,04m), as maiores distâncias médias para a praia estão na RPA 4 e 5, mais de 6 km. Para estação de metrô, tem-se que, na média, a RPA 5 é a que tem os imóveis mais próximos (943,22m), enquanto que os mais distantes estão na RPA 2 (4284,18m). Quanto à amenidade Rio Capibaribe, a RPA 3 é a que, na média, apresenta os imóveis mais próximo ao Rio Capibaribe (382,68m), os mais distante estão na RPA 6 (5,8km). Para ZEIS a maior proximidade, na média, é verificada na RPA 4 (192,93m) enquanto a menor proximidade está na RPA 1 (733,34m), por fim, para parques com área  $\geq 10.000\text{m}^2$ , a menor distância média dos imóveis é verificada na RPA 3 (434,01m), enquanto a maior distância está nos imóveis da RPA 6 (1532,05m).

Em seguida, na Tabela 3, é apresentado a matriz de correlação para variáveis estruturais e para as de amenidades. Quanto ao primeiro grupo de variáveis, verifica-se uma correlação negativa (-0,34) entre idade (*age*) e andar (*floor*), indicando que imóveis mais velhos tende a ter menos andares. Há uma correlação positiva (0,23) entre área privada (*private\_bu*) e padrão da construção (*standard\_construct*), indicando que quando a área privada dos imóveis aumenta, tende-se a melhorar o padrão do imóvel. Para área privada e densidade de moradias por andar (*unit\_den*) tem-se uma correlação negativa (-0,31), logo maior área privada implica em menor número de unidades por andar. Quanto ao padrão da construção (*standard\_construct*) e densidade

de moradias por andar (*unit\_den*) a correlação é negativa (-0,30), sendo assim, a melhora do padrão dos imóveis está associado há queda no número de unidades por andar.

Quanto às variáveis de amenidades, como era esperado, por causa das características do Recife, pode-se dizer que há uma forte correlação entre a distância do Rio Capibaribe e a distância para CBD (0,69). Isto indica que se a distância da habitação para CBD aumenta, a distância desta habitação para o Capibaribe aumentará também. Por outro lado, o aumento da distância para o Capibaribe irá representar a diminuição da distância para a praia (*near\_beach*). A distância para o Rio Capibaribe tem uma correlação negativa com a distância para a praia (-0,68). Este último resultado indica que há em Recife um *trade-off* em relação a decisão de viver perto do rio ou viver perto da praia. Note-se, também, que há uma correlação negativa (-0,17) entre distância a praia (*near\_beach*) e área privada (*private-bu*), logo o aumento da distância para praia está associado com unidades habitacionais com menores áreas.

**Tabela 3. Matriz de correlação para variáveis estruturais e de amenidades**

Variáveis	<i>floor</i>	<i>age</i>	<i>private_bu</i>	<i>standard_construct</i>	<i>unit_den</i>	<i>near_cbd</i>	<i>near_beach</i>	<i>near_subway</i>	<i>near_capibaribe</i>	<i>near_ZEIS</i>	<i>near_park_10000</i>
<i>floor</i>	1										
<i>age</i>	<b>-0.34</b>	1									
<i>private_bu</i>	0.23	0	1								
<i>standard_construct</i>	0.32	-0.61	<b>0.23</b>	1							
<i>unit_den</i>	-0.12	0.20	<b>-0.31</b>	<b>-0.30</b>	1						
<i>near_cbd</i>	-0.09	-0.15	-0.03	0.11	0.03	1					
<i>near_beach</i>	-0.19	-0.15	<b>-0.17</b>	-0.13	0.04	0.03	1				
<i>near_subway</i>	-0.01	-0.15	0.03	0	-0.13	<b>-0.20</b>	<b>0.67</b>	1			
<i>near_capibaribe</i>	0.03	0.02	0.05	0.12	0.04	<b>0.69</b>	<b>-0.68</b>	<b>-0.67</b>	1		
<i>near_ZEIS</i>	0.12	0.20	0.18	-0.05	0.01	-0.25	<b>-0.31</b>	-0.16	<b>0.05</b>	1	
<i>near_park_10000</i>	-0.03	-0.01	0	0.07	0.05	0.23	-0.27	<b>-0.27</b>	0.32	<b>-0.16</b>	1

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e *shapefiles*.

Nota: O separador decimal usado foi o “.”.

A correlação entre a distância das estações de metrô e a distância até Rio Capibaribe é negativa (-0,67). Isso significa que as habitações vendidas perto das estações de metrô são distantes do Rio Capibaribe. A correlação negativa também está presente entre a distância para estações de metrô e a distância para parques utilizados no FHPI proposto (-0,27), assim como no caso entre a distância das estações de metrô e distância para o CBD, que têm correlação negativa (-0,20). Mas há uma correlação positiva entre a distância para as estações de metrô e a distância

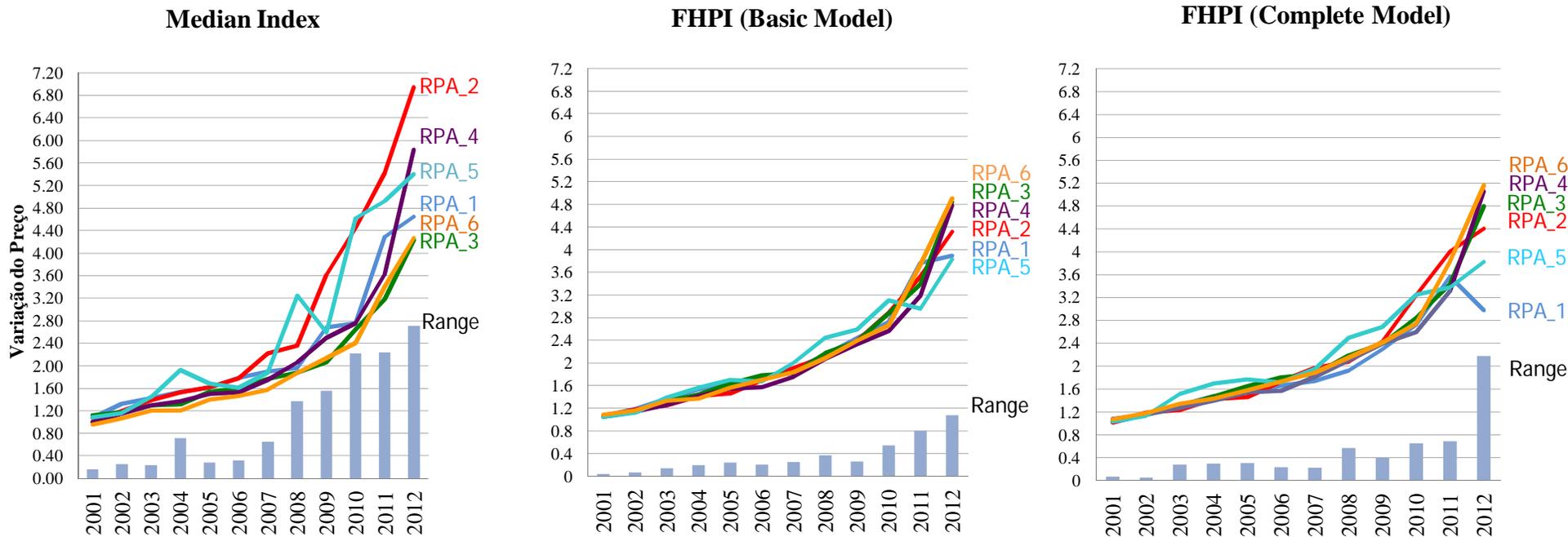
para a praia (0,67). Isto é, as habitações perto das estações de metrô estão mais perto do Oceano Atlântico do que ao CBD ou ao Rio Capibaribe.

As correlações entre ZEIS e a distância de todas as amenidades do modelo proposto são negativas com exceção de um caso, a correlação entre ZEIS e Rio Capibaribe, que é positiva (0,05). Isso significa que as habitações vendidas perto de ZEIS são mais perto do Rio Capibaribe do que para outras amenidades (CBD, praia, parques e metrô). Essa informação está perfeitamente conectada com a história da ocupação irregular / ilegal que ocorreu ao longo dos anos em Recife. As ocupações irregulares estavam nas várzeas do Recife, que estão perto do Rio Capibaribe.

### **5.3 Resultados dos índices de preços**

Neste ponto, apresenta-se os resultados dos índices hedônicos *à la Fisher* propostos para o mercado de habitação, o básico (FHPI (*Basic Model*)) e o modelo completo (FHPI (*Complete Model*)), juntamente com os resultados obtidos ao se estimar o índice da Mediana (*Median Index*) (abordagem regular feita no mercado imobiliário). Os resultados são apresentados na Figura 12 e Figura 13.

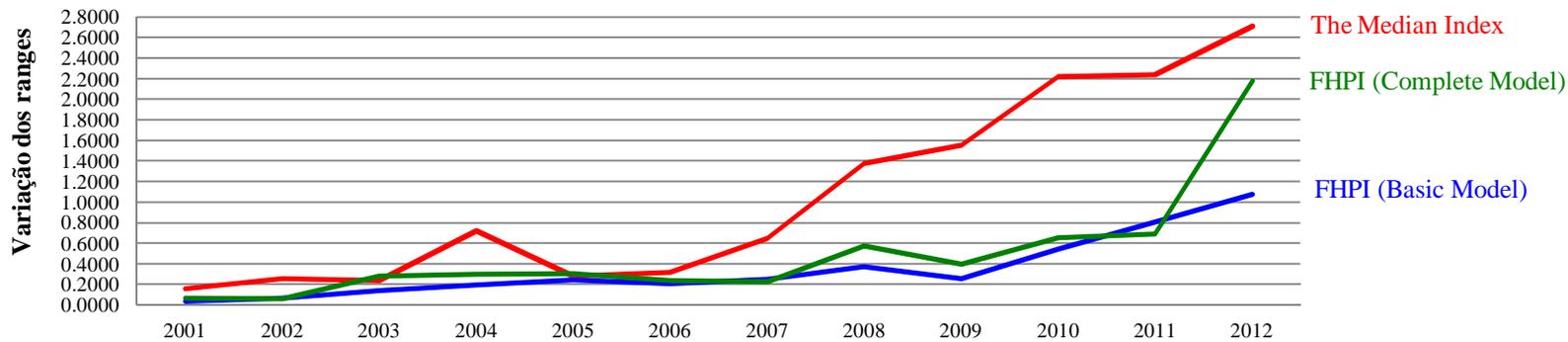
A partir das Figuras 12 e 13, pode-se destacar que o uso do FHPI, ao invés do Índice da Mediana, aponta, em geral, para menores variações de preços; muito provavelmente por se estar comparando residências mais comparáveis, dado que é feito o controle pelas características estruturais e de amenidades. Por exemplo, o Índice da Mediana chega a magnitude de 3,20 no ano de 2008. Já o índice FHPI básico chega a esse montante apenas em 2011 e para o FHPI completo isso acontece em 2010. Este é um bom resultado para o quê este trabalho se propõe (estimar um índice de preços mais preciso no sentido de captar variações de preço e não modificações de atributos), uma vez que esse resultado indica que o índice baseado na mediana superestima as variações de preços, o que ocorre porque este índice não compara residências semelhantes, como os índices FHPI o fazem. Ou seja, o índice de preços baseado na mediana mede tanto variações de preços, como variações na composição dos imóveis (variação nas características), o que leva a uma ampliação na variação de preço captada; tal evidência de captar mudança na composição dos imóveis é também consistente com o fato de que os construtores tendem a ofertar residências com características mais valorizadas com o passar dos anos, a fim de agregar maior valor aos imóveis.



**Figura 12. A trajetória dos índices**

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do ITBI e dos *shapefiles* de amenidades.

Nota: *Range* é a diferença entre os índices das RPAs a partir do maior valor e o menor valor registrado no ano. E o separador decimal usado foi o “.”.



**Figura 13. Comparativo dos ranges**

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do ITBI e dos *shapefiles* de amenidades.

Nota: O separador decimal usado foi o “.”.

O uso do FHPI, ao invés do Índice da Mediana, aponta diferenças entre o *ranking* das RPAs com maiores variações: enquanto no segundo, o índice que utiliza a mediana, a RPA 2 é aquela com maior elevação de preços; para os índices FHPI tal posto é ocupado pela RPA 6. Ou seja, quando se compara imóveis com mesmas características, obtém-se significativas diferenças, sendo as RPAs 6, 4 e 3 as que apresentaram maiores elevações de preços. Como tais RPAs incluem as áreas de maior valorização da cidade (mais bem servidas de infraestrutura domiciliar, por exemplo), este resultado é consistente com o movimento de adensamento dos bairros destas RPAs entre 2000 e 2010 apontado por Barbosa & Silveira Neto (2015). Além disto, o *ranking* das RPAs em termos de variação de preços não é exatamente o mesmo para o FHPI básico e para o completo: há trocas de posições entre as RPAs 3 e 4 e entre as RPAs 1 e 5. Isto evidencia a importância da consideração das amenidades locais para a mensuração mais precisa das variações de preços.

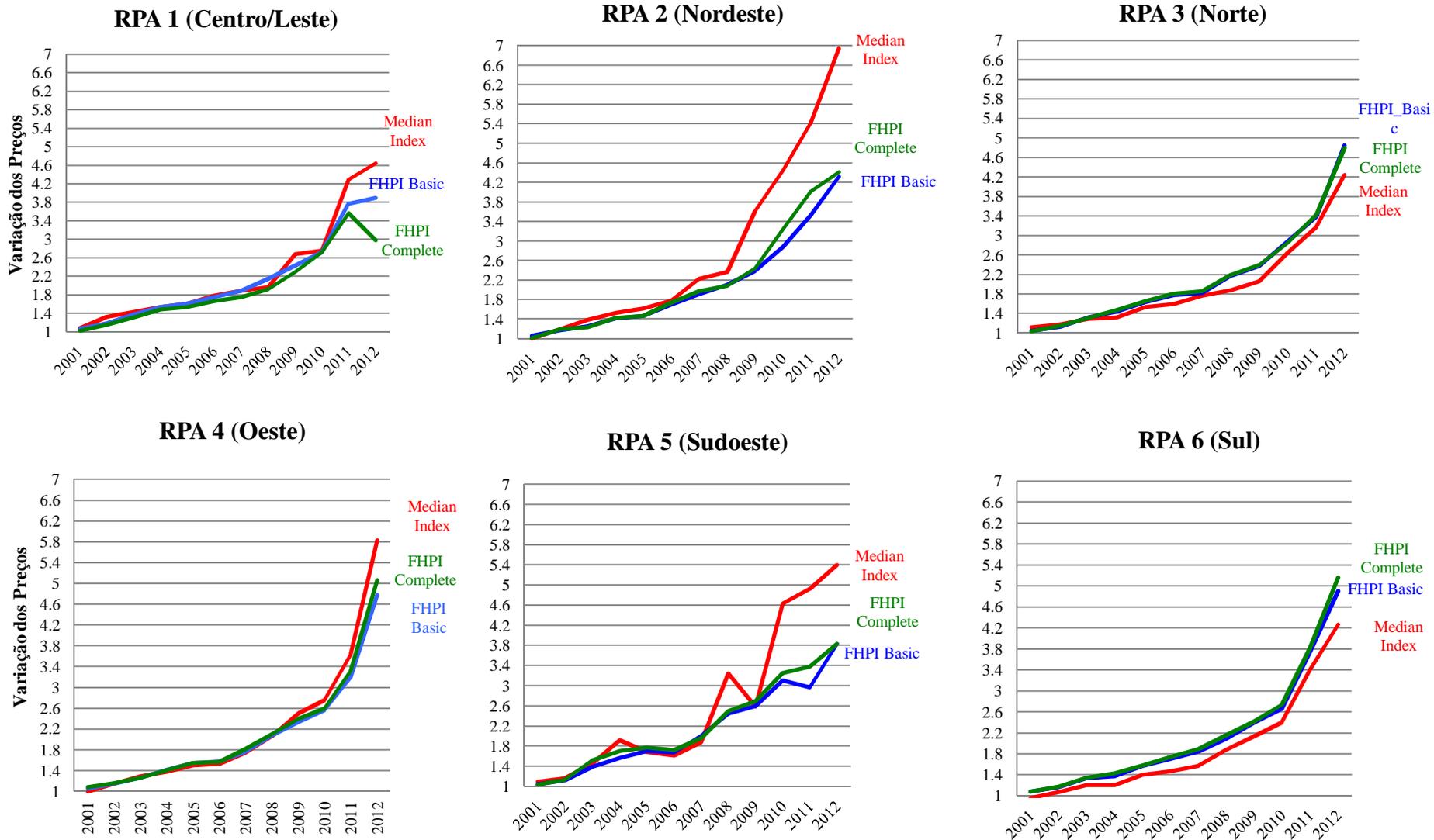
Os índices FHPI também tendem a indicar menor variabilidade de preços entre as RPAs. Este também é um resultado a ser destacado. Como, em geral, as vizinhanças apresentam imóveis mais semelhantes, os *matching* feitos para obter os FHPI tendem a eliminar diferenças de variações de preços entre vizinhanças associadas a variações das características dos imóveis ao longo do tempo. Assim, as variações de preços das diferentes RPAs obtidas a partir destes índices tendem a refletir com mais intensidade movimentos gerais dos preços de imóveis presentes na cidade.

Independentemente do índice utilizado, há tendência de aumento da variância dos índices ao longo do tempo. Como a referência é a data de 2000, isto, em parte, pode ser um efeito estatístico: há possibilidade de maior variância entre RPAs quando o período de tempo é maior. De toda a forma, impressiona a forte tendência de variação entre as RPAs no período de 2008 e 2012, período de forte expansão do crédito imobiliário<sup>47</sup>, que pode ser parte da explicação, dado que há a possibilidade de maior pressão de demanda e de preços em RPAs com características mais preferidas pelos consumidores, quando se aumenta o volume de crédito disponível.

Por fim, a variância dos índices FHPI entre as RPAs é maior para o índice completo que para o índice básico (*range* maior para o índice completo). Este resultado sugere que a

---

<sup>47</sup> Lançamento de políticas de financiamento imobiliário com taxas menores de juros como o Minha Casa Minha Vida datam desse período.



**Figura 14. Trajetória dos índices de preços em cada RPA**  
 Fonte: Elaboração própria a partir de dados do ITBI e dos *shapefiles* de amenidades.  
 Nota: O separador decimal usado foi o “.”.

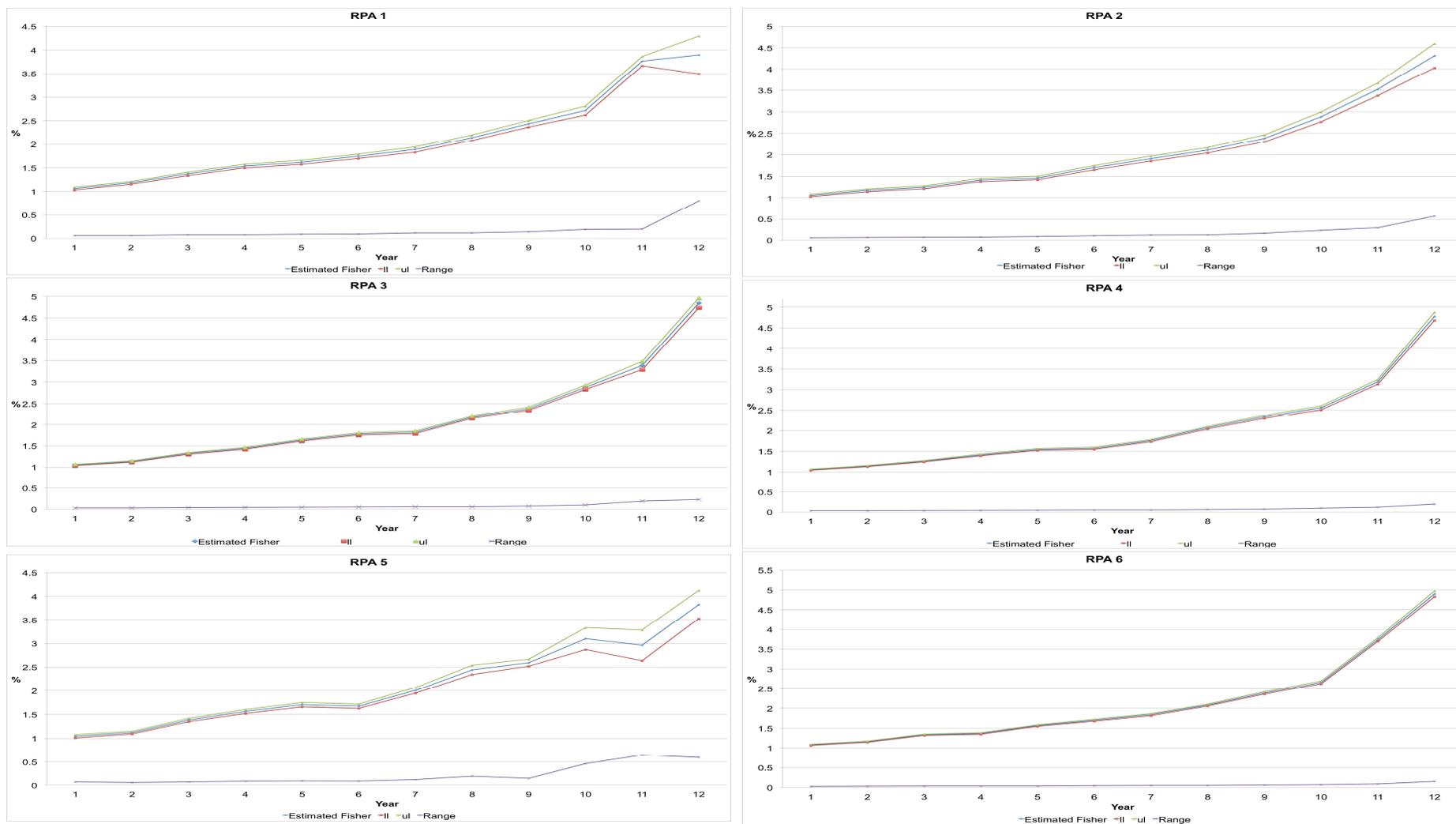
importância da consideração das amenidades não é a mesma para todas as RPAs, o que é consistente com o fato de que o conjunto de amenidades considerados é, de forma geral, espacialmente bastante concentrado (por exemplo, a praia, o CBD), o que termina por influenciar de forma substantiva apenas poucas RPAs.

A partir da Figura 14, são apresentadas as trajetórias dos índices em cada RPA. É possível identificar três grupos de RPAs com comportamentos distintos: RPAs 1 e 4, índices com comportamentos similares e com índice da mediana mais alto, RPAs 2 e 5, com índice da mediana também mais alto, mas agora bem distinto daqueles do FHPI, e RPAs 3 e 6, com índice da mediana também mais baixo que aqueles dos FHPI. Este resultado ressalta mais uma vez a importância dos índices FHPI estimados.

Tais evidências indicam que o controle para as características dos imóveis nas RPAs 1 (Centro) e 4 (Oeste) é muito menos importante que para as demais RPAs, o que é consistente com o fato de que os imóveis negociados na região central apresentam menor variação em suas características e com o fato de que as residências da RPA 4 estejam submetidas, praticamente, às mesmas influências das amenidades ao longo do anos avaliados, conforme pode ser verificado na Tabela 9 e na Tabela 12, no anexo, as quais apresentam o comportamento médio das variáveis nas RPA 1 e 4 para cada ano do período estudado (2000 - 2012).

Para as RPAs 2 (Nordeste) e 5 (Sudoeste), a consideração das características dos imóveis é fundamental para a mensuração precisa das variações de preços dos imóveis. Os resultados indicam que, para estas duas RPAs, há superestimação da variação dos preços quando tais características não são consideradas. Tal fato pode estar associado a características melhores dos imóveis recentemente construídos e negociados nestas RPAs (como pode ser visto na Tabela 10 e na Tabela 11, no anexo), onde habitam, em geral, indivíduos de rendas abaixo da média da cidade.

Para as RPAs 3 (Norte) e 6 (Sul), a consideração das características intrínsecas e locais faz com que as variações de preços registradas pelos índices FHPI sejam superiores àquelas obtidos com o índice da mediana. Além disto, nota-se que para tais RPAs o índice FHPI básico é bastante semelhante ao completo. Tais evidências sugerem que as amenidades são relativamente menos importantes para explicar as variações de preços, o que pode decorrer da correlação existente entre as características estruturais e as amenidades (por exemplo, as residências à beira



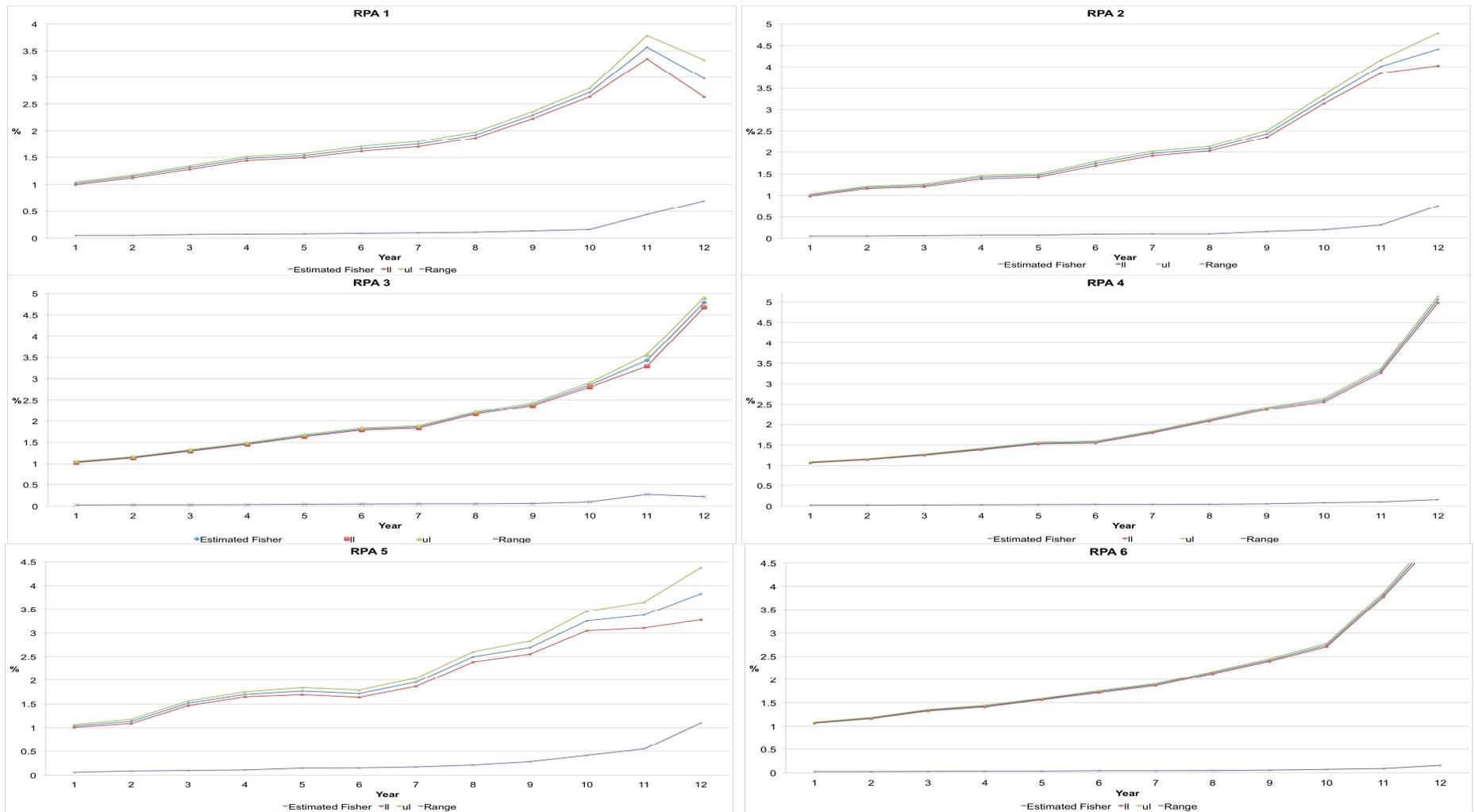
**Figura 15. Trajetória e intervalo de confiança do FHPI básico**

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do ITBI e dos *shapefiles* de amenidades. Nota 1: O separador decimal usado foi o “.”.

Nota 2: Linha contínua azul = trajetória do FHPI básico, ll = *low limit* = limite inferior (linha tracejada vermelha) e ul = *up limit* (linha tracejada verde).

Nota 3: *Range* é a diferença entre o limite inferior e o limite superior.

Nota 4: No Eixo horizontal o número 1 corresponde ao ano de 2001, e assim por diante, até 12 correspondendo a 2012.



**Figura 16. Trajetória e intervalo de confiança do FHPI completo**

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do ITBI e dos *shapefiles* de amenidades. Nota 1: O separador decimal usado foi o “.”.

Nota 2: Linha contínua azul = trajetória do FHPI completo, ll = *low limit* = limite inferior (linha tracejada vermelha) e ul = *up limit* (linha tracejada verde).

Nota 3: *Range* é a diferença entre o limite inferior e o limite superior.

Nota 4: No Eixo horizontal o número 1 corresponde ao ano de 2001, e assim por diante, até 12 correspondendo a 2012.

mar em geral apresentam áreas privadas maiores, como é evidenciado na matriz de correlação, apresentada na Tabela 3). Já os maiores valores dos índices FHPI em relação ao índice da mediana sugerem que os imóveis negociados no período mais recente foram imóveis relativamente mais simples que aqueles dos períodos passados, uma explicação que é consistente com ocupação das localidades mais próximas à praia (de mais alto padrão) em períodos passados (ver Tabela 11 e Tabela 14, no anexo).

Os resultados do conjunto dos dados do Recife mostraram que o método tradicional (através, por exemplo, da mediana, ou de um HPI sem *matching*) para HPI fornece uma imagem que pode não refletir a realidade analisada do caminho dos preços da habitação, enfatizando que quando busca-se estimar um HPI deve-se incluir características intrínsecas e amenidades como co-variáveis para que não se registre a alteração de características que interferem no preço como modificação de preço. Também é possível destacar que cada região em Recife tem uma dinâmica específica.

É importante apontar que os índices hedônicos estimados, além de relevantes do ponto de vista analítico, são também estatisticamente significantes. De fato, a obtenção de intervalos de confiança através de *bootstrap* indica que, em ambos os casos (o FHPI básico e completo) há significância estatística para os valores obtidos dado que os índices estimados estão dentro dos seus respectivos intervalos de confiança (Figura 15 e 16).

Tais resultados corroboram com a ideia de que um índice FHPI com mais covariáveis parece ser importante quando se busca obter a trajetória do preço mais próximo com o mundo real, no sentido de que reflita mudança em precificação e não mudança de atributos. Ou seja, as características intrínsecas e amenidades trabalham no sentido de que se possa ter um índice FHPI mais próximo à variação dos preços efetivamente ocorrida em cada localidade.

## 6 CONDICIONANTES DA DINÂMICA DE PREÇOS DOS IMÓVEIS ENTRE 2002 E 2012

Dando sequência, neste capítulo 6, são apresentados os resultados do segundo objetivo desta tese, o que compreende a obtenção dos potenciais fatores por trás das variações observadas. Para tanto, de acordo com o que foi proposto nos capítulos anteriores, apresenta-se a estatística descritiva dos dados utilizados para o estudo da dinâmica de preços dos imóveis (seção 6.1), os resultados das estimações das regressões *RIF* por quantil, no ano de 2002 e em 2012, os quais são comparados com os de *MQO* (seção 6.2), e os resultados da decomposição *FFL* (2011) quanto ao diferencial de preço, permitindo apontar, para cada quantil da distribuição dos preços dos imóveis, os fatores responsáveis (os determinantes) pela (da) variação de preços entre os anos 2002 e 2012 (seção 6.3).

### 6.1 Análise descritiva dos dados usados na decomposição *FFL* (2011)

De acordo com os resultados da Tabela 4 algumas modificações podem ser identificadas ao se comparar os valores médios das variáveis aferidos em 2002 e em 2012. Quanto às características estruturais, a área privada média apresentou redução, a idade média dos imóveis comercializados também reduziu, os imóveis se tornaram mais verticais (dado a elevação do andar médio verificada), existiu uma elevação na participação dos apartamentos nas negociações realizadas em 2012 se comparado com o volume negociado em 2002 (note-se que *Type* na média se aproxima de 1).

No que diz respeito as variáveis de amenidades, na média as residências se afastaram do mar (*dBeach* elevou-se) e se aproximaram do rio (*dCapibaribe* reduziu-se), do centro (*dCBD* cai) e das estações de metrô (*dSubway* diminui). Esses dois últimos movimentos devem estar ligados a busca por acessibilidade, dado ao adensamento verificado na cidade do Recife, como mostrado por Barbosa & Silveira Neto (2015). Por fim, os imóveis ficaram mais próximos das *ZEIS*. Esses movimentos em relação as amenidades são perfeitamente condizentes com um cenário de elevação da renda e do crédito imobiliário que leva a população a buscar melhores áreas, todavia, as melhores áreas, como por exemplo, próximas a praia, já estão ocupadas o que faz com que a população busque a amenidade rio que tem benefícios equivalentes ao mar, como pode ser verificado ao analisar o comportamento similar dos coeficientes estimados de praia e de rio na Figura 20 ao longo dos quantis. Ou seja, rio e mar têm efeito marginal semelhante, indicando que a valorização que está acontecendo no rio é similar a que está acontecendo na praia.

No cálculo da decomposição dos preços de imóveis, dado que se busca entender os fatores que levaram a mudança nos valores reais das habitações ao longo do tempo, não se realizou o emparelhamento da amostra com o intuito de trabalhar com a situação que de fato existe no mercado imobiliário, qual seja, a heterogeneidade dos imóveis, e manter a amostra

**Tabela 4. Estatística descritiva dos dados usados na decomposição FFL (2011)**

	Variável	Nome na estimação	Média	Desvio Padrão	Min.	Max.
<b>2002</b>						
<b>Dependente</b>	<i>Log of sales price</i>	<i>LogPrice</i>	11.64	0.76	8.86	15.22
<b>Estrutural</b>	<i>Floor</i>	<i>Floor</i>	5.37	5.17	1	30
	<i>Age</i>	<i>Age</i>	17.12	15.22	0	63
	<i>Log private area</i>	<i>LogPrivate_Area</i>	4.67	0.55	2.08	7.16
	<i>Standard</i>	<i>Standard</i>	0.59	0.49	0	1
	<i>Density</i>	<i>Density</i>	3.42	4.15	0.05	34
	<i>Type</i>	<i>Type</i>	0.79	0.40	0	1
	<b>Amenidades</b>	<i>Dist. to beach</i>	<i>dBeach</i>	3679.23	2751.45	35.11
<i>Dist. to CBD</i>		<i>dCBD</i>	6152.85	2221.12	205.40	13099.57
<i>Square dist. to CBD</i>		<i>dCBD2</i>	42800000	27300000	42190.86	172000000
<i>Dist. to subway</i>		<i>dSubway</i>	2631.51	1703.36	10.55	12653.04
<i>Dist. to Capibaribe River</i>		<i>dCapibaribe</i>	2983.17	2521.05	10.23	9038.39
<i>Dist. to ZEIS</i>		<i>dZEIS</i>	334.53	248.78	0	1158.17
<i>Dist. to park &gt;=1000m2</i>		<i>dPark</i>	1053.81	873.62	0	6702.33
<b>Total de observações: 6173</b>						
<b>2012</b>						
<b>Dependente</b>	<i>Log of sales price</i>	<i>LogPrice</i>	12.52	0.78	0	15.58
<b>Estrutural</b>	<i>Floor</i>	<i>Floor</i>	8.17	7.01	1	40
	<i>Age</i>	<i>Age</i>	13.96	16.29	0	73
	<i>Log private area</i>	<i>LogPrivate_Area</i>	4.49	0.53	2.89	7.20
	<i>Standard</i>	<i>Standard</i>	0.80	0.40	0	1
	<i>Density</i>	<i>Density</i>	3.41	2.92	0.08	34
	<i>Type</i>	<i>Type</i>	0.90	0.30	0	1
	<b>Amenidades</b>	<i>Dist. to beach</i>	<i>dBeach</i>	3701.69	2656.33	41.82
<i>Dist. to CBD</i>		<i>dCBD</i>	6070.04	2101.85	875.20	12472.58
<i>Square dist. to CBD</i>		<i>dCBD2</i>	41300000	26300000	765970.10	156000000
<i>Dist. to subway</i>		<i>dSubway</i>	2581.03	1723.27	54.07	10629.09
<i>Dist. to Capibaribe River</i>		<i>dCapibaribe</i>	2877.54	2387.21	16.86	9134.47
<i>Dist. to ZEIS</i>		<i>dZEIS</i>	317.86	227.13	0	1153.54
<i>Dist. to park &gt;=1000m2</i>		<i>dPark</i>	1157.95	930.95	0	4701.65
<b>Total de observações: 9564</b>						

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e dos *shapefiles* das amenidades.

Nota1: O separador decimal usado foi o “.”.

Nota2: Dist. = Distance = Distância

total obtida após o georreferenciamento. Essa perspectiva diferencia-se da adotada por Coelho Júnior & Silveira Neto (2015), que procederam o emparelhamento da amostra. Com o objetivo de verificar a trajetória dos preços dos imóveis nos dois anos analisados (2002 e 2012) utiliza-se a função de densidade de kernel com uma constante de largura<sup>48</sup> de banda  $h$

<sup>48</sup> McMillen (2008) defende que o tamanho de  $h$  tem pouco efeito sobre o resultado geral. Então ele e o presente trabalho optam por adotar o padrão do Stata:  $h_j = 0.9m_j^{-0.2}$ . Sendo  $j=0,1$ ;  $o_j = \min(\sqrt{\text{var}(x_j)}, r_j/1,349)$ ;  $r_j$  é o

para calcular as distribuições empíricas. Para qualquer variável de interesse a função de densidade de kernel estimada para um ponto de interesse será:

$$\hat{f}_0(x) = \frac{1}{n_0 h_0} \sum_{h_0}^{n_0} K\left(\frac{x_{10} - x}{h_0}\right), \quad \text{no período 0 (2002),} \quad (27)$$

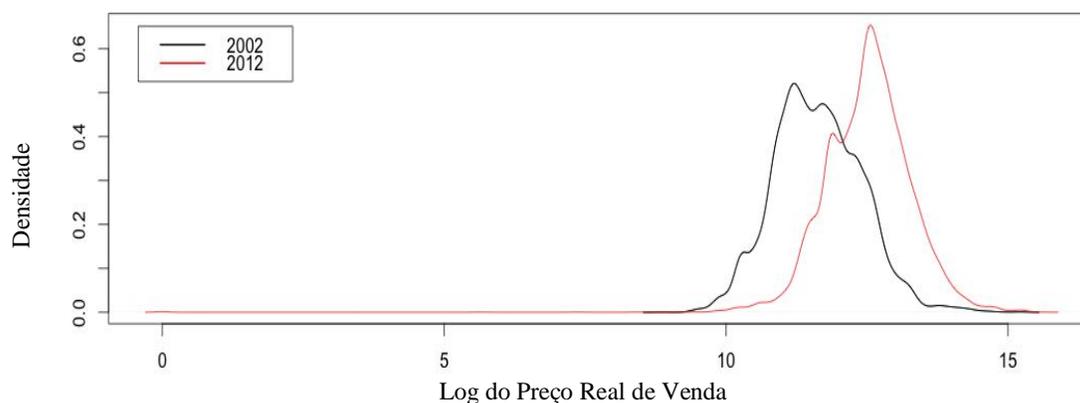
e

$$\hat{f}_1(x) = \frac{1}{n_1 h_1} \sum_{h_1}^{n_1} K\left(\frac{x_{1i} - x}{h_1}\right), \quad \text{no período 1 (2012).} \quad (28)$$

A variação da densidade é obtida, pois, por:

$$\Delta(x) = \hat{f}_1(x) - \hat{f}_0(x) \quad (29)$$

Calcula-se a densidade para os valores de  $x$  variando de  $\min(x_0, x_1)$  para  $\max(x_0, x_1)$ . Utilizando-se essa abordagem tem-se uma estimativa suave da função de densidade e das mudanças na densidade ao longo do tempo. Na Figura 17, são apresentadas as densidades obtidas para o logaritmo natural do preço real de venda em 2002 e em 2012. Nota-se, claramente, que a distribuição de preço caminha para direita em 2012, mesmo descontando a inflação pelo IPCA, significando que, em termos reais, os preços ficaram mais caros. Neste ano, a distribuição passou a ser mais inclinada se comparada a de 2002, ou seja, mesmo com a correção dos preços pela inflação a valores de dezembro de 2012, a distribuição para o ano de 2002 apresenta menores valores se comparada com a de 2012.



**Figura 17. Densidade de kernel estimada para o log do preço real de venda**

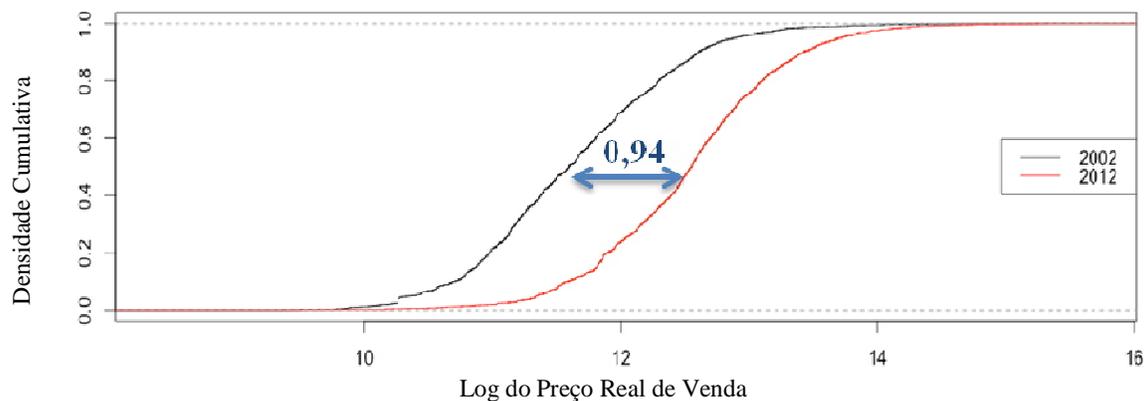
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e dos *shapefiles* das amenidades.

Nota: O separador decimal usado foi o “.”.

A Figura 18 apresenta as funções de densidade cumulativa (FDC) para o log do preço real de venda estimada para o ano de 2002 e para o ano de 2012. A distância horizontal

---

intervalo entre quantís de  $x_j$ . Para o kernel também segue-se aqui McMillen (2008), ou seja, usa-se o *default* kernel.  $K(u) = \frac{3}{4} (1 - 0,2u^2)/\sqrt{5}$  para  $|u| < 0$  e  $K(u) = 0$  para os casos contrários.



**Figura 18. Função de densidade cumulativa estimada para o log do preço real de venda**

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e dos *shapefiles* das amenidades.

Nota: O separador decimal usado foi o “.”.

entre as duas curvas de FDC é maior em percentis da mediana para baixo, ou seja, é nessa região aonde os preços ficaram mais caro. Por exemplo, um dos pontos que apresenta maior diferença entre as FDCs, é no percentil da mediana. Nesse percentil, verifica-se um log de preço = 11,60 no ano de 2002 e um log de preço = 12,54 no ano de 2012, dando uma diferença de 0,94. Já no 90º percentil no ano de 2002 o log do preço é igual a 12,60 e no ano de 2012 é de 13,42, sendo a diferença de 0,82. Esse padrão implica que a taxa de valorização dos preços foi maior em percentis menores. Ou seja, apesar de os preços reais de venda aumentarem ao longo da distribuição de preços entre 2002 e 2012, a taxa de valorização foi maior em imóveis de preço intermediário.

## 6.2 Resultados das regressões

Ao contrário de Seabra & Silveira Neto (2014) que obtêm resultados apenas para média (por aplicarem regressões hedônicas com dependência espacial), o presente trabalho, ao proceder estimações de MQO (para a média) e de regressões RIF (para quantis da distribuição) obtêm um ambiente muito mais rico de informações quando se estuda os efeitos das amenidades para vários pontos da distribuição. Por meio das regressões hedônicas RIF é mostrado claramente que os resultados da média não podem ser generalizado para outros pontos da distribuição, uma vez que as influências das covariadas sobre o preço do imóvel ao longo da distribuição podem apresentar magnitude diferentes e até, em alguns casos, sentido distinto da contribuição verificada na média.

Os resultados obtidos na regressão MQO estão na primeira coluna da Tabela 5. Pelo MQO, em ambos os anos (2002 e 2012), as variáveis estruturais e as de amenidades (de

vizinhança), obtiveram sinais coerentes com o esperado e como verificado na literatura aplicada ao Recife de Seabra & Silveira Neto (2014). No caso das variáveis estruturais, o preço do imóvel eleva-se com as variáveis andar (*Floor*), logaritmo da área de construção privada (*LogPrivate\_Area*) e padrão da construção do imóvel (*Standard*) (superior e médio = 1, e simples = 0); por outro lado, os preços são reduzidos com a idade (*Age*), a densidade de imóveis por andar (*Density*) e o tipo de residência (*Type*) (apartamento = 1 e casa = 0).

No caso das variáveis de vizinhança, o preço da habitação é reduzido com o aumento da distância à praia (*dBeach*), da distância ao centro da cidade ao quadrado (*dCBD2*), da distância às estações de metrô (*dSubway*), da distância ao Rio Capibaribe (*dCapibaribe*) e da distância às áreas verdes com área  $\geq 10.000\text{m}^2$  (*dPark*) (para *dPark* apenas no ano de 2002); por sua vez, o preço das residências aumenta com elevação da distância ao centro da cidade (*dCBD*) e da distância às ZEIS (*dZEIS*), que representa as áreas pobres no Recife. Faz-se a utilização de duas métricas para a distância ao CBD do Recife (*dCBD* e *dCBD2*) com o objetivo de evidenciar o fato de que as residências muito contíguas ao Centro, em função, por exemplo, a de barulho e a de aglomeração, podem ser menos valorizadas e que, portanto, pequenos afastamentos do centro podem aumentar o valor do imóvel. Esse efeito positivo nos preços, porém, desaparece com a elevação da distância e então passa a predominar o efeito acessibilidade (acréscimo da distância implica em queda na acessibilidade e assim redução no preço do imóvel).

Estimou-se as regressões RIF para os quantis: 0,10; 0,20; 0,30; 0,40; 0,50; 0,60; 0,70; 0,80; e 0,90 (os mesmos quantis para os quais se estimou a decomposição de FFL (2011)), tanto para 2002, quanto para 2012. Todavia, na Tabela 5, são apresentados os resultados das regressões RIF para os percentis 10%, 30%, 50%, 70% e 90%. Os resultados de todas as regressões RIF estimadas são apresentados em gráficos individualizados para cada covariada com seus respectivos coeficientes de regressão e intervalos de confiança, na Figura 19, para as variáveis estruturais, e, na Figura 20, para as de amenidades.

De maneira geral, as estimativas para as regressões RIF seguem qualitativamente aquelas obtidas por MQO em ambos os anos, ou seja, tem o mesmo sentido de influência no preço das habitações verificado na média, tanto as variáveis estruturais como as de amenidades; e são importantes para o comportamento dos preços ao longo da distribuição por apresentarem significância estatística.

Os destaques em termo de magnitudes de contribuição ficam para *LogPrivate\_Area* e *Standard*, para todos os quantis, e para a variável *Type* na regressão de MQO para o ano de 2012, na RIF, para o ano de 2002, *Type* só não é destaque no quantil 0,30. E para as

**Tabela 5. Resultados das regressões MQO e RIF (percentil 10%; 30%; 50%; 70%; e 90%)**

	OLS		10%		30%		50%		70%		90%		
	Coef.	Std. err.	Coef.	Std. err.	Coef.	Std. err.	Coef.	Std. err.	Coef.	Std. err.	Coef.	Std. err.	
<b>2002</b>													
Structural	Floor	0.0167 ***	0.0010	-0.0278 ***	0.0028	0.0045 *	0.0017	0.0358 ***	0.0021	0.0473 ***	0.0027	0.0293 ***	0.0040
	Age	-0.0077 ***	0.0004	-0.0065 ***	0.0014	-0.0079 ***	0.0008	-0.0083 ***	0.0009	-0.0086 ***	0.0010	-0.0045 ***	0.0011
	LogPrivate_Area	0.8038 ***	0.0091	0.6503 ***	0.0546	0.5069 ***	0.0222	0.6674 ***	0.0264	0.9692 ***	0.0380	1.0094 ***	0.0500
	Standard	0.2435 ***	0.0124	0.2648 ***	0.0305	0.4024 ***	0.0317	0.6202 ***	0.0350	0.2372 ***	0.0266	-0.0706 !	0.0307
	Density	-0.0099 ***	0.0012	-0.0066 ***	0.0056	-0.0280 ***	0.0019	-0.0098 ***	0.0020	0.0004	0.0018	0.0056 *	0.0021
	Type	-0.0917 ***	0.0142	0.5247 ***	0.0627	-0.0764 !	0.0317	-0.3928 ***	0.0340	-0.3527 ***	0.0340	-0.1837 ***	0.0377
Amenities	dBeach	-0.1374 ***	0.0053	-0.0099	0.0194	-0.1687 ***	0.0119	-0.1631 ***	0.0126	-0.1581 ***	0.0114	-0.0751 ***	0.0141
	dCBD	0.2905 ***	0.0117	0.4595 ***	0.0500	0.3077 ***	0.0236	0.2443 ***	0.0276	0.2299 ***	0.0310	0.1283 ***	0.0367
	dCBD2	-0.000014 ***	0.000001	0.0000	0.000004	-0.000014 ***	0.0000017	-0.000012 ***	0.0000019	-0.0000074 ***	0.0000019	-0.0000031	0.0000024
	dSubway	-0.0112 **	0.0034	-0.0889 ***	0.0135	-0.0318 ***	0.0071	-0.0108	0.0079	0.0384 ***	0.0074	0.0329 ***	0.0084
	dCapibaribe	-0.1470 ***	0.0069	-0.0327	0.0273	-0.1935 ***	0.0154	-0.1502 ***	0.0148	-0.1618 ***	0.0154	-0.0840 ***	0.0175
	dZEIS	0.2643 ***	0.0213	0.1544 !	0.0630	0.1604 ***	0.0402	0.1545 **	0.0456	0.2891 ***	0.0520	0.3770 ***	0.0654
	dPark	-0.0140 *	0.0052	-0.1582 ***	0.0205	-0.0665 ***	0.0102	-0.0167	0.0112	0.0611 ***	0.0133	0.1015 ***	0.0191
Constant	7.62 ***	0.0545	6.74 ***	0.3599	8.86 ***	0.1196	8.4592 ***	0.1501	7.2391 ***	0.1978	7.5212 ***	0.2494	
R <sup>2</sup>	0.8234												
<b>2012</b>													
Structural	Floor	0.0205 ***	0.0008	0.0042 *	0.0014	0.0217 ***	0.0013	0.0243 ***	0.0011	0.0274 ***	0.0013	0.0246 ***	0.0027
	Age	-0.0124 ***	0.0005	-0.0113 ***	0.0015	-0.0138 ***	0.0010	-0.0118 ***	0.0006	-0.0137 ***	0.0008	-0.0147 ***	0.0013
	LogPrivate_Area	0.6918 ***	0.0112	0.3957 ***	0.0293	0.3920 ***	0.0200	0.5075 ***	0.0159	0.8051 ***	0.0250	1.3258 ***	0.0556
	Standard	0.2461 ***	0.0179	0.5560 ***	0.0600	0.6400 ***	0.0434	0.2204 ***	0.0212	0.0139	0.0243	-0.2401 ***	0.0439
	Density	-0.0159 ***	0.0019	-0.0695 ***	0.0080	-0.0310 ***	0.0028	-0.0055 *	0.0019	-0.0097 ***	0.0023	0.0083 *	0.0029
	Type	-0.2952 ***	0.0210	0.0412	0.0725	-0.5823 ***	0.0480	-0.4316 ***	0.0259	-0.3713 ***	0.0329	-0.1760 ***	0.0509
Amenidades	dBeach	-0.1791 ***	0.0058	-0.1277 ***	0.0190	-0.3208 ***	0.0131	-0.1860 ***	0.0065	-0.1549 ***	0.0076	-0.0936 ***	0.0097
	dCBD	0.3942 ***	0.0163	0.8648 ***	0.0594	0.5067 ***	0.0314	0.2394 ***	0.0194	0.1167 ***	0.0213	0.0152	0.0334
	dCBD2	-0.000020 ***	0.000001	-0.00006 ***	0.000004	-0.00002 ***	0.000002	-0.000007 ***	0.000001	0.000001	0.000001	0.000006	0.000002
	dSubway	-0.0010	0.0043	-0.0257	0.0159	0.0092	0.0081	0.0218 ***	0.0047	0.0515 ***	0.0053	0.0283 **	0.0082
	dCapibaribe	-0.2065 ***	0.0087	-0.1366 ***	0.0305	-0.3177 ***	0.0164	-0.1958 ***	0.0091	-0.1664 ***	0.0104	-0.1146 ***	0.0147
	dZEIS	0.3084 ***	0.0248	0.2013 *	0.0758	0.0176	0.0454	0.3438 ***	0.0301	0.4588 ***	0.0366	-0.0134	0.0556
	dPark	0.0032	0.0058	-0.1272 ***	0.0148	-0.1728 ***	0.0117	-0.0440 ***	0.0066	0.0849 ***	0.0092	0.1992 ***	0.0165
Constant	9.14 ***	0.0665	8.11 ***	0.2328	10.72 ***	0.1106	10.4448 ***	0.0884	9.5002 ***	0.1082	7.8498 ***	0.2588	
R <sup>2</sup>	0.6396												

Códigos de significância: 0 \*\*\* 0.001 \*\* 0.01 \* 0.05 ! 0.1 ' ' 1

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e dos *shapefiles* das amenidades.

Nota 1: As variáveis de distância (as amenidades) nesta tabela estão em quilômetros.

Nota 2: O separador decimal usado foi o “.”.

Nota 3: *Structural* = Variáveis estruturais, *Amenities* = Variáveis de Amenidades, *Constant* = Constante, *Std. error* = Erro padrão, *Coef.* = Coeficiente.

regressões RIF, com dados do ano de 2012, a exceção é o quantil 0,10. Contudo, como se mostra na Figura 19 e na Figura 20, na maior parte dos casos existem grandes variações nas magnitudes dos coeficientes estimados das variáveis entre os quantis.

Tomando como referência os resultados com significância estatística expostos na Tabela 5 as alterações de comportamento verificadas ao se comparar as regressões RIF com a de MQO ocorrem, no ano de 2002, para: a variável *Floor* no percentil 10%, quando ela passou a influenciar negativamente no comportamento do preço dos imóveis, indicando maior preferência a andares inferiores para imóveis nessa faixa de preço do percentil 10%. Tal preferência pode refletir o fato de que normalmente esses imóveis em geral não têm elevadores o que implica em menor acessibilidade para os andares mais elevados. Nos percentis 30%, 50%, 70% e 90%, a variável *Floor* retornou a apresentar o comportamento do MQO, ou seja, a preferência por andares mais elevados.

Seguindo-se com os resultados da Tabela 5, a variável *Density* apresenta alteração de sinal em relação ao de MQO no 0,90, mas com magnitudes muito pequenas se comparados aos coeficientes das outras variáveis estruturais, sugerindo preferência a mais unidades por andar. Referente a variável *Type*, ela passou a influenciar positivamente no comportamento do preço dos imóveis no quantil 0,10, indicando maior preferência a apartamento para imóveis nessa faixa de preço do percentil 10%. Nos demais percentis a variável *Type* retornou a apresentar o comportamento do MQO, ou seja, coeficiente negativo indicando preferência por casa.

Quanto às variáveis de amenidades os resultados com significância estatística foram os seguintes: para *dBeach*, manteve-se o sinal negativo obtidos no MQO nas regressões RIFs, nos quantis 0,30, 0,50, 0,70 e 0,90, ou seja, distanciar-se da praia leva a queda do preço do imóvel; *dCBD2* manteve o sinal do MQO nos quantis 0,30, 0,50, 0,70 e 0,90, logo estar muito distante do centro da cidade implica em queda do preço do imóvel. No tocante a *dSubway*, nos quantis 0,10 e 0,30 o coeficiente estimado manteve o mesmo sinal do MQO indicando que o preço do imóvel nesses quantis diminui se ocorrer o aumento da distância das estações de metrô. A variável *dSubway* altera o sinal para positivo no quantil 0,70 e 0,90 passando a indicar que aumentar distância das estações de metrô implica em preços mais altos dos imóveis.

A variável *dCapibaribe* segue o mesmo comportamento do verificado na estimação de MQO nos quantis 0,30, 0,50, 0,70 e 0,90 estimados pela regressão RIF, logo o preço da habitação é reduzido com o aumento da distância para o Rio Capibaribe. Para a variável *dPark*, nos percentis 10% e 30% da RIF, o comportamento é o mesmo do MQO (sinal

negativo), ou seja, distanciar-se de parques irá fazer com que os imóveis nesse nível da distribuição de preço tenham um preço menor. Já nos percentis 70% e 90% a variável passa a apresentar influência positiva, logo estar mais distante das áreas verdes  $\geq 10.000\text{m}^2$  implicará em maiores preços.

No ano de 2012, quanto às variáveis estruturais que apresentaram resultados com significância estatística, verificou-se que a variável *Standard* teve na regressão RIF o mesmo comportamento do constatado na de MQO (ou seja, de elevação do preço do imóvel se o mesmo tiver um padrão médio ou superior) nos quantis do 0,10 ao 0,50. Já no quantil 0,90 o sinal passa a ser negativo, indicando que o padrão médio ou superior não contribuiu para agregar valor ao imóvel. Logo a variável padrão é mais importante para imóveis com preço entre os quantis 0,10 e 0,50.

No mesmo quantil 0,90 também se verificou o único momento das regressões RIF estimadas para o ano de 2012 (Tabela 5), em que a variável *Density* alterou de comportamento quando comparada com o verificado nos resultados do MQO. Ela passou a apresentar um coeficiente positivo, apesar de magnitude muito pequena se comparado aos demais valores absolutos dos coeficientes das outras variáveis estruturais neste mesmo quantil, mostrando assim uma leve contribuição favorável a elevação do preço dos imóveis quando há adensamento. Portanto, mostra que até empreendimentos de alto valor passaram a ter mais unidades por andar como reflexo da elevação do custo do espaço (terreno). A variável *Type* apresentou o mesmo comportamento de MQO, ou seja, coeficiente negativo indicando preferência por casa.

No contexto de amenidades e com resultados apresentando significância estatística, para o ano de 2012, tem-se que a variável *dCBD* do quantil 0,10 ao 0,70 apresentou a mesma influência positiva de MQO, indicando que uma elevação da distância ao centro em pequenas proporções resulta em acréscimo dos preços dos imóveis. Já para grandes distâncias (variável *dCBD2*) as regressões RIF apresentam sinal negativo até o quantil 0,50, logo maior distância implicará em preços menores.

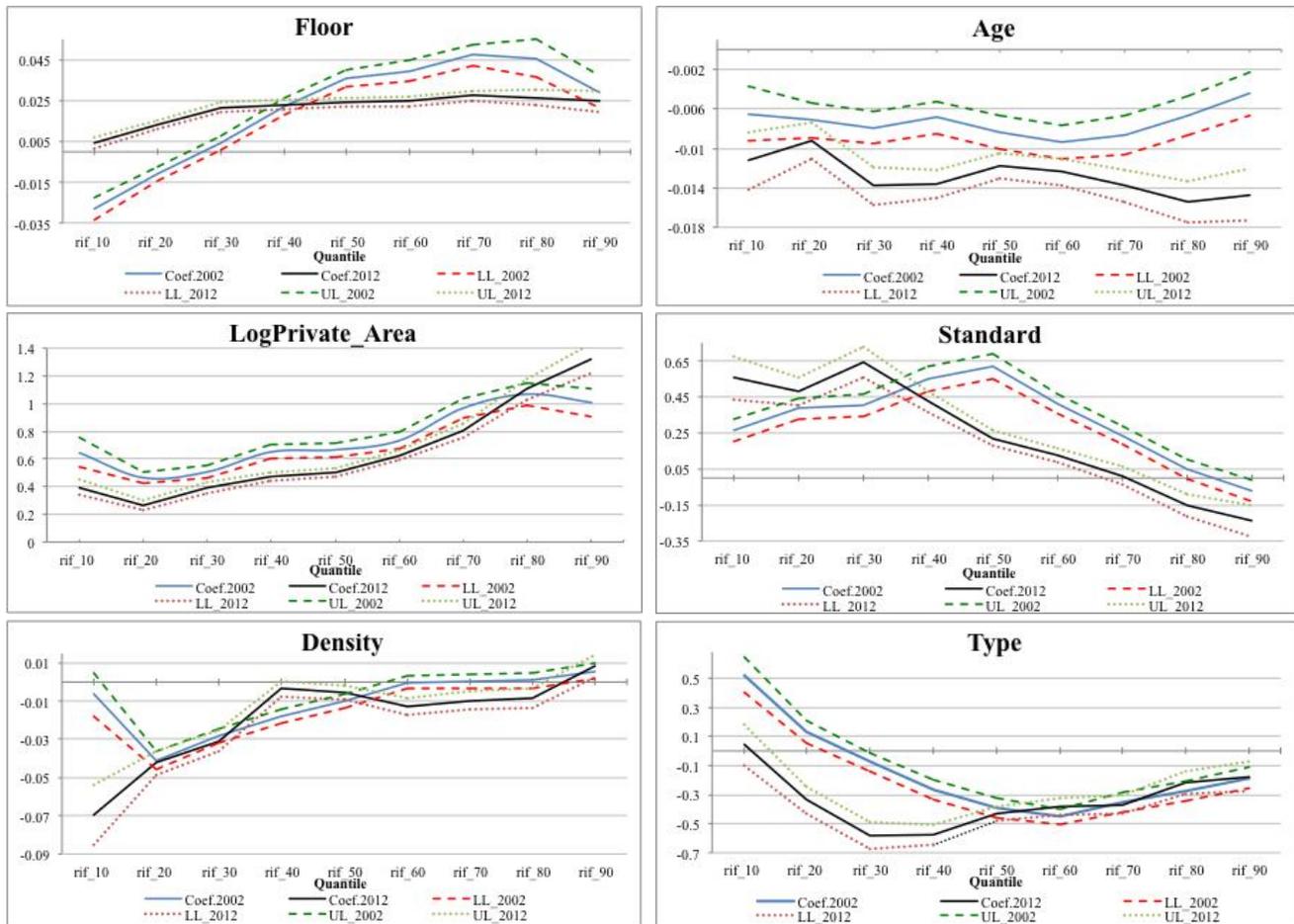
Para *dSubway*, nos percentis 50%, 70% e 90%, o coeficiente foi positivo, propondo que na situação de todas as outras variáveis dos imóveis registrarem os mesmos valores ao se comparar as habitações, com exceção de os imóveis apresentarem diferenças quanto à variável *dSubway*, o fato de um imóvel estar mais afastado das estações de metrô do que os outros levará a um maior valor de venda desse imóvel mais distante, ele será mais caro. Duas prováveis explicações para esse comportamento quanto a estações de metrô são: (I) a localização do metrô na cidade do Recife está próxima a bairros de moradias mais populares

(de preços muito mais próximo aos da cauda esquerda da densidade de kernel (Figura 17)), e (II) o fato de que o metrô de Recife é de superfície e com trens que têm alto nível de ruído, portanto, a medida que se chega próximo das estações de metrô, eleva-se o nível de ruído; uma vez que imóveis de maior preço estão associados a famílias de maior poder aquisitivo e o fato de ter maior poder aquisitivo implicar em as famílias serem mais seletivas a amenidades negativas (no caso o ruído).

Quanto à *dZEIS*, nos quantis 0,10, 0,50 e 0,90, o comportamento verificado nas regressões RIF em 2012 é o mesmo de MQO. Ou seja, distanciar-se das ZEIS (*proxy* para áreas pobres) implica em elevação de preço. Quanto à variável *dPark*, ela apresenta relação inversa entre o aumento da distância aos parques e o aumento do preço do imóvel nos percentis 10%, 30% e 50%. Enquanto que, no percentil 70% e 90%, a relação passa ser direta. Portanto, apenas neste último caso o fato do imóvel aumentar a distância para amenidade representada por parques maiores que 10.000m<sup>2</sup> não é sinônimo de diminuir o preço do imóvel.

A verificação de comportamentos distintos entre quantis para as covariáveis do modelo, leva a ter-se a mesma conclusão de Coelho Júnior & Silveira Neto (2015), os quais aplicaram regressão quantílica, isto é, demonstrar que ao se estudar o comportamento dos preços dos imóveis com medidas de tendência central (média, moda, mediana) deixa-se de apreender particularidades presentes ao longo da distribuição. Portanto, o emprego da regressão RIF a nível de quantil permite uma maior acurácia na compreensão do fenômeno em estudo. Isso torna-se mais claro ao se analisar o comportamento de cada covariada do modelo em relação a influência no preço dos imóveis aferido pela distribuição RIF por quantil nos dois anos estudados (2002 e 2012), conforme pode ser visto na Figura 19 e na Figura 20.

Iniciando a análise gráfica dessas Figuras pelas variáveis estruturais (Figura 19), para a variável andar (*Floor*) tem-se que o comportamento ao se confrontar os anos de 2002 e 2012 é diferente. Enquanto em 2002 o coeficiente dessa variável apresenta valores negativos nos quantis 0,10 e 0,20; passa a ter sinal positivo a partir do quantil 0,30 quando apresenta a tendência de expandir o efeito positivo a medida que se caminha para os quantis maiores, até ocorrer um ponto de inflexão no quantil 0,70, quando a magnitude positiva do coeficiente passa a reduzir. No ano de 2012, os coeficientes estimados são sempre positivos e com tendência de expansão, com o efeito positivo vigorando mais para os quantis a direita da distribuição. Portanto, em sendo a opção de moradia o apartamento, imóveis de preços mais elevados (quantis maiores) tem maior influência positiva da variável andar no preço se comparado aos quantis menores.



**Figura 19. Coeficientes estimados por quantis para as variáveis estruturais**

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e dos *shapefiles* das amenidades.

Nota 1: LL= Lower Limit = Limite inferior e UL = Up Limit = Limite superior.

Nota 2: O eixo vertical é o eixo dos quantis.

Nota 3: O separador decimal usado foi o “.”.

Quanto à variável idade (*Age*) pode-se constatar que indiferentemente do quantil sua contribuição é negativa para o preço do imóvel. No ano de 2002 essa influência é maior nos quantis centrais, enquanto que, no ano de 2012, passa a apresentar uma tendência de aprofundamento do efeito negativo da idade a medida que se desloca para os quantis a direita da distribuição. Nota-se, assim, que no ano de 2012, o fator idade apresenta maior importância relativa no impacto sobre o preço dos imóveis ao longo do tempo (a trajetória verificada no ano de 2012 está em posição inferior a da trajetória do ano de 2002, no eixo de valores negativos para os coeficientes). Um dos fatores que pode ter contribuído para isso é a

mudança na política de financiamento habitacional<sup>49</sup> ocorrida nos anos 2000, a qual passou a privilegiar mais a aquisição de imóveis novos em detrimento dos imóveis usados.

Para a variável logaritmo da área privada (*LogPrivate\_Area*) constata-se, ao se comparar os dois anos da amostra, queda na importância relativa do efeito positivo no momento de escolher o imóvel (note-se que a trajetória em 2012 é inferior a de 2002). A exceção é no segmento de residências mais caras, o qual, via de regra, não apresenta residências pequenas. Dado ao aumento real nos preços dos imóveis verificado ao longo dos anos, há uma maior procura por imóveis menores, sendo assim, é factível que a variável de área privada tenha queda na sua importância relativa. Não obstante a esse movimento, é possível verificar que se mantém a tendência de a magnitude da influência de *LogPrivate\_Area* ser maior a medida que se eleva o quantil analisado.

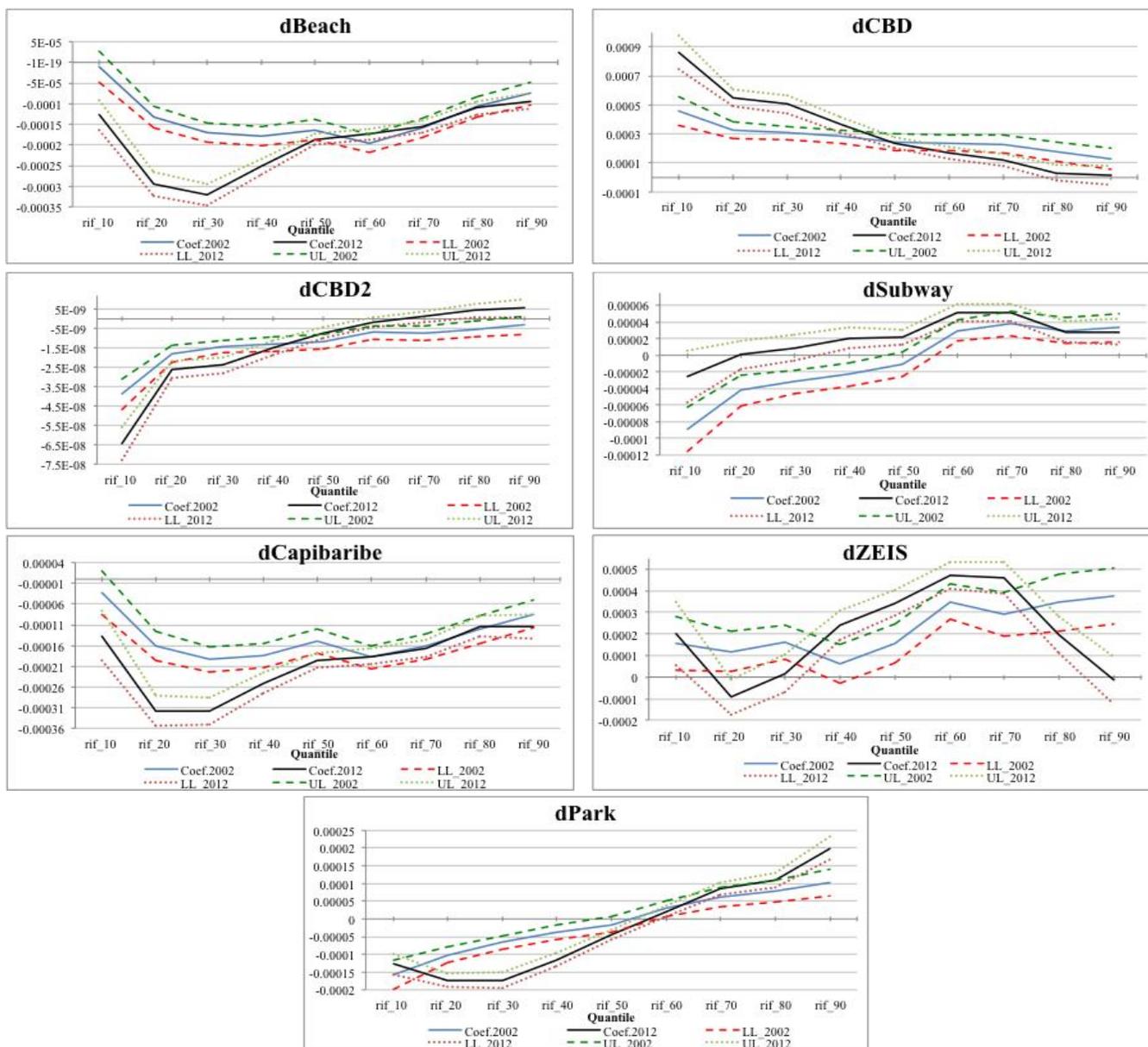
Quanto à covariada padrão (*Standard*) constata-se que ela era muito mais importante em 2002 do que em 2012 na determinação do preço do imóvel em especial nos quantis centrais da distribuição. Possivelmente isso decorre da alteração do cenário de maior crédito imobiliário, induzindo aos imóveis a apresentarem melhor qualidade tanto na categoria de padrão simples, quanto na de médio ou superior. Para a variável de densidade (*Density*) o comportamento é semelhante ao de *Standard* em termos dos quantis, verificando-se queda da importância relativa. Ou seja, os condomínios que apresentaram uma maior quantidade de unidades habitacionais por andar tiveram uma redução na avaliação negativa. Sendo esse comportamento consistente com a diminuição verificada na área privada dos imóveis, e o consequente acréscimo do número de unidades habitacionais no mesmo andar.

Já com relação à variável *Type*, verifica-se o já constatado na Tabela 5, que o mercado de imóveis de baixo valor valoriza mais apartamento do que casa, comportamento diferente do mercado para imóveis de maior valor. Indicando que os custos maiores relativos a escolha de morar em casa não intervêm na preferência por casa a medida que se caminha para a direita da distribuição (um custo típico da realidade brasileira é custo da segurança privada, outro custo bem presente nos dias atuais é o de itens de lazer). Foram os imóveis centrais (lê-se do quantil 0,30 e 0,40) que apresentaram a maior magnitude desse efeito no ano de 2012. Sendo esse resultado diferente do verificado em 2002 quando foram os quantis 0,50, 0,60 e 0,70 que tiveram a maior magnitude.

---

<sup>49</sup> Com essa nova política passou-se a disponibilizar mais recursos para o financiamento de imóveis. Sendo que a porcentagem do valor do imóvel que pode ser financiado era maior se o imóvel fosse novo. Chegou-se ao patamar de financiar até 95% do imóvel se ele fosse novo contra o financiamento de 80% se o imóvel fosse usado. Mais detalhes Cagnin (2012).

No tocante às variáveis de amenidades apresenta-se os resultados na Figura 20. Consta-se que o efeito de estar perto da praia (*dBeach*) tornou-se mais importante ao longo do tempo, em especial nos quantis menores; indicando, principalmente para esses menores quantis, que a praia para esses imóveis constituem uma opção de lazer. Por exemplo, uma vez que a variável dependente preço do imóvel é em logaritmo, tomando como referência os resultados na Tabela 5, considerando um aumento da distância da praia em 1 quilômetro no



**Figura 20. Coeficientes estimados por quantis para as variáveis de amenidades**

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e dos *shapefiles* das amenidades.

Nota 1: LL= *Lower Limit* = Limite inferior e UL = *Up Limit* = Limite superior.

Nota 2: O eixo vertical é o eixo dos quantis.

Nota 3: O separador decimal usado foi o “.”.

quantil 0,30 e tudo ou mais constante, a redução do preço seria de cerca de 16,9% em 2002 e 30% em 2012. Já no quantil 0,90, tem-se que no ano de 2002 a redução seria de 7,51% para o mesmo distanciamento da praia e de 9,4% em 2012. Isso pode ser causado pelo fato de que ocorreu uma piora nas condições de uma mobilidade urbana ao longo do tempo (aumento do tempo gasto no trânsito na cidade<sup>50</sup>), da dinâmica da cidade não ter criado outros atenuantes para a amenidade praia, ou ainda de alterações nas preferências dos indivíduos (o que pode ter acontecido com a chegada de migrantes de outras regiões). Tais circunstâncias validam a valorização relativa maior dos imóveis mais próximos a praia. Ou seja, verifica-se que os imóveis mais perto da praia aumentaram seus preços de forma mais rápida ao se confrontar o acréscimo de preços ocorridos nos imóveis mais longe da praia; provocando um aumento relativo da importância da praia.

Para a variável de distância ao centro (*dCBD*) constata-se que quando se eleva a distância ao centro a tendência é de aumento no preço dos imóveis, especialmente para os quantis com os níveis de preços do lado esquerdo da distribuição, menores quantis. Há um acréscimo desse efeito quando se compara 2012 a 2002. Já para *dCBD2* o efeito é exatamente o inverso, aumentar a distância ao quadrado do CBD resulta em redução do preço dos imóveis. Isso é consistente com os movimentos de adensamento da Cidade do Recife entre 2000 e 2010 apontados por Barbosa & Silveira Neto (2015).

No tocante a distância as estações de metrô (*dSubway*), ocorre uma alteração de comportamento do ano 2002 para o ano de 2012, tanto nos quantis da esquerda da distribuição, quanto à direita. No ano de 2012 os imóveis nos quantis mais baixos passam a valorar menos a proximidade a estações de metrô se comparado com os níveis de 2002. Dado que, um acréscimo da distância em relação as estações de metrô para os imóveis nos quantis mais baixos da distribuição provocará um menor decréscimo no preço do imóvel. Enquanto que nos imóveis na direita da distribuição, seus preços são modificados na direção de elevar a influência positiva nos preços dos imóveis ao ficar mais distante das estações de metrô. Resultado coerente com o verificado na Tabela 5.

Para a amenidade distância ao Rio Capibaribe (*dCapibaribe*) o comportamento é muito parecido ao apresentado pela variável *dPraia*. Ou seja, as amenidades associadas ao Rio Capibaribe e a praia passaram a ter maior importância relativa. Note-se que a elevação da importância relativa do Rio Capibaribe e da praia é para todos os quantis. Para as ZEIS tem-se

---

<sup>50</sup> Segundo empresa de tráfego TomTom em 2014 Recife era a cidade de pior mobilidade no trânsito de 146 cidades pesquisadas no Brasil. A mesma pesquisa revela que a mobilidade no trânsito do Brasil piorou em 50% ao longo da década.

que, em geral, tanto em 2002, quanto em 2012 estar mais distantes dessas áreas aumenta o valor dos imóveis, a exceção são os percentis 20% e 90% que apresentam coeficientes com sinal negativo em 2012, porém esse resultado não tem significância estatística por incluir o zero no intervalo de confiança do coeficiente. Todavia, deve-se destacar que esse efeito é maior na parte central da distribuição para o ano de 2012, entre os quantis 0,40 e 0,80; e para 2002 na cauda direita da distribuição. Já para a variável distância aos parques (*dPark*) verifica-se que os parques são mais valorados do lado esquerdo da distribuição em ambos os anos (2002 e 2012), no entanto, em 2012 esse efeito é maior. Esse efeito corresponde ao mesmo do constatado na Tabela 5.

### 6.3 Resultados da decomposição FFL (2011)

Na Figura 17 da seção 6.1, apresentou-se as distribuições do logaritmo do preço real de venda dos imóveis registrados em 2002 e em 2012. De acordo com a variação total, percebe-se que, entre os dois anos, a participação nas vendas de imóveis de alto valor aumenta e, por outro lado, ocorre uma redução no peso dos imóveis de menor valor no universo dos imóveis comercializados. As estimativas da decomposição FFL (2011), são apresentadas<sup>51</sup> na Tabela 6 e na Figura 21<sup>52</sup>.

Na Figura 21 e ao longo da Tabela 6 pode-se verificar a magnitude da diferença de preços (*Overall Difference*) (linha em preto tracejada) entre estes dois anos sendo decomposta para cada quantil estudado em:

- Efeito dotação (*Endowment Effect*) (linha azul escuro),  $D$ , corresponde a  $\{E(X_{2002}) - E(X_{2012})\}' \delta_{2012}$ , logo trata-se da parte do diferencial que é resultante da diferença entre os grupos nas variáveis explicativas. Ou seja,  $M\delta$  é avaliado para os níveis de  $\delta$  em 2012, porém para as mudanças em  $M$  ao longo do tempo.

- Efeito coeficiente (*Coefficient Effect*) (linha vermelha),  $C$ , trata-se de  $E(X_{2012})' (\delta_{2002} - \delta_{2012})$ , corresponde as diferenças nos coeficientes (incluindo a diferença verificada no intercepto), logo representa o efeito da mudança nos coeficientes. Ou seja, as estimativas foram avaliadas para os dados de  $M$  aos níveis de 2012, enquanto  $\delta$  varia ao longo do tempo.

- Por fim, o termo de interação (*Interaction Effect*) (linha verde claro),  $I$ , trata-se de

<sup>51</sup> Apresenta-se os resultados em tabela e gráfico porque trata-se do principal resultado da decomposição. A Tabela 6 permite a rápida visualização das magnitudes, já o gráfico na Figura 21 permite a fácil identificação das tendências.

<sup>52</sup> As tabelas com os valores obtidos por quantil encontram-se no apêndice. São as Tabelas da numeração 15 até a 19.

Tabela 6. Decomposição das mudanças da densidade do logaritmo do preço real de venda dos imóveis no Recife entre 2002 e 2012

	Coefficiente	Erro <i>Bootstrap</i>	% de Variação Entre os Anos	Coefficiente	Erro <i>Bootstrap</i>	% de Variação Entre os Anos	Coefficiente	Erro <i>Bootstrap</i>	% de Variação Entre os Anos
	<b>Quantile (0.1)</b>			<b>Quantile (0.2)</b>			<b>Quantile (0.3)</b>		
<b>Log Price 2012</b>	11.59 <sup>****</sup>	0.0196	-	11.89 <sup>****</sup>	0.0141	-	12.16 <sup>****</sup>	0.0130	-
<b>Log Price 2002</b>	10.75 <sup>****</sup>	0.0180	-	10.99 <sup>****</sup>	0.0115	-	11.19 <sup>****</sup>	0.0131	-
<b>Overall difference</b>	0.8442 <sup>****</sup>	0.0271	100%	0.8987 <sup>****</sup>	0.0181	100%	0.97 <sup>****</sup>	0.0189	100%
<b>Endowment Effect</b>	-0.0547 <sup>****</sup>	0.0121	-6.48%	0.0071	0.0103	0.79%	0.0260	0.0116	2.68%
<b>Coefficient Effect</b>	0.7261 <sup>****</sup>	0.0272	86.01%	0.8128 <sup>****</sup>	0.0167	90.44%	0.8633 <sup>****</sup>	0.0180	89.01%
<b>Interaction Effect</b>	0.1728 <sup>****</sup>	0.0206	20.46%	0.0788 <sup>****</sup>	0.0130	8.77%	0.0806 <sup>****</sup>	0.0133	8.31%
	<b>Quantile (0.4)</b>			<b>Quantile (0.5)</b>			<b>Quantile (0.6)</b>		
<b>Log Price 2012</b>	12.39 <sup>****</sup>	0.0103	-	12.55 <sup>****</sup>	0.0069	-	12.70 <sup>****</sup>	0.0095	-
<b>Log Price 2002</b>	11.39 <sup>****</sup>	0.0099	-	11.60 <sup>****</sup>	0.0152	-	11.80 <sup>****</sup>	0.0110	-
<b>Overall difference</b>	1.0002 <sup>****</sup>	0.0141	100%	0.9435 <sup>****</sup>	0.0161	100%	0.8926 <sup>****</sup>	0.0144	100%
<b>Endowment Effect</b>	0.0613 <sup>****</sup>	0.0130	6.13%	0.0993 <sup>****</sup>	0.0167	10.52%	0.0479	0.0202	5.37%
<b>Coefficient Effect</b>	0.9551 <sup>****</sup>	0.0133	95.49%	0.9331 <sup>****</sup>	0.0133	98.89%	0.9148 <sup>****</sup>	0.0117	102.49%
<b>Interaction Effect</b>	-0.0162	0.0114	-1.62%	-0.0888 <sup>****</sup>	0.0118	-9.42%	-0.0701 <sup>****</sup>	0.0140	-7.85%
	<b>Quantile (0.7)</b>			<b>Quantile (0.8)</b>			<b>Quantile (0.9)</b>		
<b>Log Price 2012</b>	12.87 <sup>****</sup>	0.0086	-	13.10 <sup>****</sup>	0.0119	-	13.42 <sup>****</sup>	0.0119	-
<b>Log Price 2002</b>	12.03 <sup>****</sup>	0.0137	-	12.29 <sup>****</sup>	0.0120	-	12.60 <sup>****</sup>	0.0142	-
<b>Overall difference</b>	0.8468 <sup>****</sup>	0.0162	100%	0.8099 <sup>****</sup>	0.0165	100%	0.8230 <sup>****</sup>	0.0190	100%
<b>Endowment Effect</b>	0.0028	0.0201	0.33%	-0.0572	0.0240	-7.06%	-0.1149 <sup>****</sup>	0.0189	-13.96%
<b>Coefficient Effect</b>	0.9060 <sup>****</sup>	0.0139	107%	0.9321 <sup>****</sup>	0.0176	115.09%	0.9937 <sup>****</sup>	0.0210	120.73%
<b>Interaction Effect</b>	-0.0620 <sup>****</sup>	0.0151	-7.33%	-0.0650 <sup>****</sup>	0.0196	-8.03%	-0.0558 <sup>****</sup>	0.0174	-6.78%

Códigos de significância: 0<sup>\*\*\*\*</sup> 0.001<sup>\*\*\*</sup> 0.01<sup>\*\*</sup> 0.05<sup>\*</sup> 0.1

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e dos *shapefiles* das amenidades.

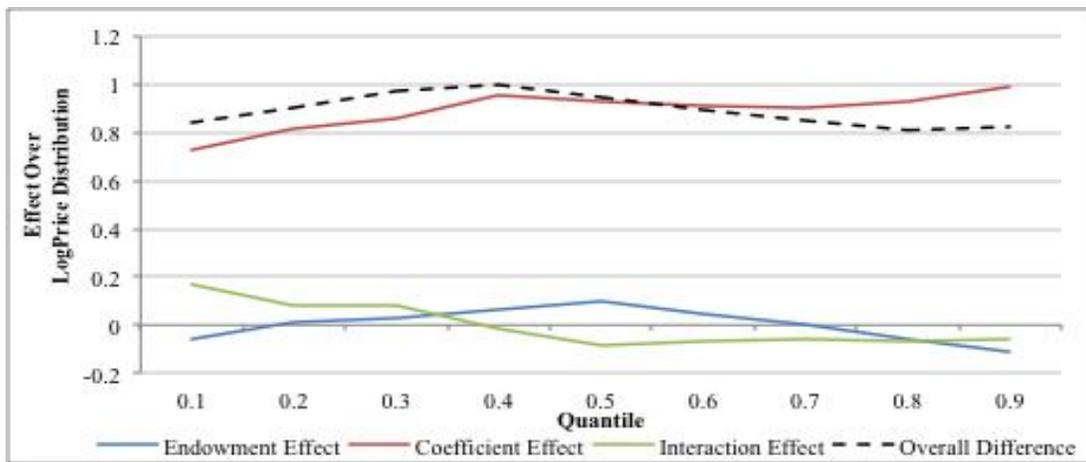
Nota 1: O separador decimal usado foi o “.”.

Nota 2: O Erro *Bootstrap* é após 400 replicações.

Nota 3: No efeito coeficiente inclui-se o efeito do intercepto/constante.

$\{E(X_{2002}) - E(X_{2012})\}'(\delta_{2002} - \delta_{2012})$ , este é contabilizado pelo fato que as diferenças em dotação e em coeficiente existem simultaneamente entre os dois grupos.

Note-se, na Figura 21 e na Tabela 6, que as diferenças são maiores nos quantis intermediários (0,3-0,7), ou seja, maiores diferenças ao longo do tempo decorrem de variações dos imóveis de valor intermediário, o que, em certo sentido, é esperado dado que foram nesses quantis onde a distribuição de preço mais se distanciou se comparado o ano de 2012 com o ano de 2002. Na Figura 21, a linha tracejada preta, na parte superior, representa toda variação de preço (*overall difference*) que ocorreu, é possível verificar que essa variação total orbitou em torno de 0.80 (80%), as vezes um pouco mais.



**Figura 21. Decomposição das mudanças da densidade do logaritmo do preço real de venda dos imóveis no Recife entre 2002 e 2012**

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e dos *shapefiles* das amenidades.

Nota 1: *Effect Over LogPrice Distribution* corresponde ao efeito sobre a distribuição do log de preço

Nota 2: No efeito coeficiente inclui-se o efeito do intercepto/constante

Nota 3: O separador decimal usado foi o “.”.

A decomposição evidencia claramente que há a presença dos três efeitos que trabalharam para o diferencial de preço, contudo, o efeito preço ou coeficiente, a linha vermelha na Figura 21, (o valor de mercado das características, ou mesmo mudança no ambiente econômico (dado que o efeito da constante está incluído no efeito coeficiente)) é o mais importante para explicação da mudança da distribuição dos preços das residências, entre 2002 e 2012, do que as mudanças nas dotações, a linha azul na Figura 21, (mudanças de características), ou seja, as variações de preços entre os dois anos decorrem, sobretudo, de mudanças nos preços das características e menos de mudanças dessas características. Esse padrão é mais forte para os imóveis mais baratos (menores quantis) e para os mais caros (maiores quantis), quando apenas o efeito coeficiente apresenta trajetória positiva. Para esses casos extremos, que têm o efeito dotação contribuindo negativamente, o comportamento

verificado indica que, se não fosse o conjunto de atributos, o diferencial de preço registrado seria ainda maior ao se considerar apenas a variação de preço (efeito coeficiente). Logo as mudanças de atributos dos imóveis, nesses quantis extremos, mudaram no sentido de redução de preço (por exemplo, maior distância do mar, ou imóvel com menores áreas).

Enquanto que, nos quantis dos extremos da distribuição, a contribuição das dotações é negativa, nos quantis intermediários é positiva, o que explica o fato das diferenças serem maiores nos quantis centrais, dado que as contribuições do efeito coeficiente e dotação trabalham no mesmo sentido de elevar o diferencial de preço. Ou seja, quando comparados com os preços de 2002, os preços dos imóveis negociados em 2012 situados em quantis intermediários são maiores porque suas características estão sendo mais valoradas e porque tais características são mais favoráveis.

Em adicional a decomposição com todos os fatores (decomposição global), foi possível estimar a decomposição do efeito preço e do efeito dotação separadamente para o grupo de variáveis estruturais e para o grupo das variáveis de localização. Esse nível de desmembramento é importante porque, eles representam fatores absolutamente diferentes na influência sobre os preços. Tais efeitos são apresentados na Figura 22, ao lado do efeito associado ao intercepto.

Na Figura 22, o que é assinalado como a diferença total (*Effect of All Variables (Overall Difference)*) (linha preta tracejada) nos gráficos para o intercepto, para as variáveis estruturais e para as variáveis de amenidades corresponde à mudança original da distribuição dos preços de venda quando se compara o ano de 2012 com o ano de 2002.

A Figura 22 é muito interessante por mostrar que a constante (ou seja, o movimento de expansão geral dos preços de 2012 em relação a 2002, que certamente está associado ao aumento do crédito e da renda) é o principal fator. A partir do primeiro gráfico dessa Figura (o do intercepto), é relevante perceber que a distância da trajetória do diferencial total (linha tracejada) em relação aonde se encontra o valor zero é bem menor que a distância em que se encontra o efeito de mudança do ambiente econômico sobre a variação de preço (linha pontilhada) em relação também ao eixo aonde está o zero. Isso indica que se fosse só o ambiente econômico atuando e os imóveis continuassem exatamente iguais de 2002 a 2012, a variação de preço seria bem maior, seria justamente a linha pontilhada, que é a que tem maior distanciamento em relação ao eixo com o zero. Logo o que aconteceu foi que tanto as valorizações (os coeficientes), como as características dos imóveis mudaram no sentido de conduzir a um menor diferencial de preço. Por exemplo, isso pode ser consequência do fato de que, como mostrado na estatística descritiva na Tabela 4, os imóveis negociados em 2012

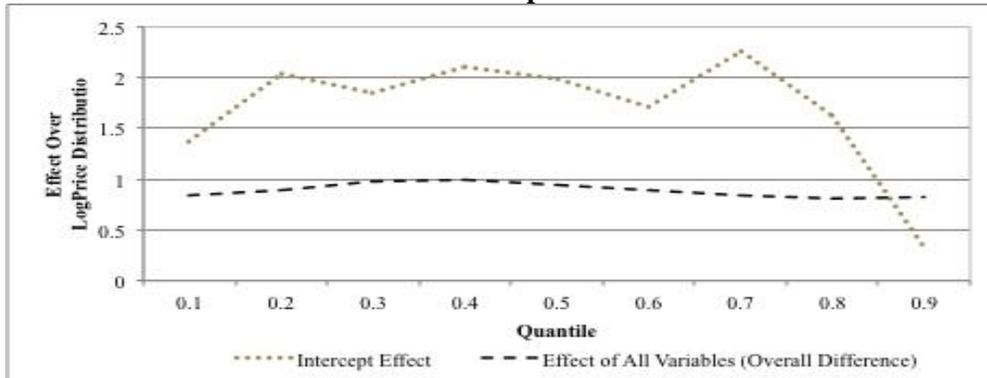
ficaram mais distantes da praia, ou passaram a ter uma menor área privada. Sendo esses fatores responsáveis por trabalharem no sentido oposto ao aumento de preço.

Então tem-se que o ambiente trabalhou no sentido de elevação dos preços dos imóveis analisados, enquanto que o efeito dos coeficientes das variáveis e o efeito dotação das variáveis trabalharam no sentido de frear o maior aumento de preço comparando 2012 com 2002. Pois o efeito do coeficiente (linha vermelha na Figura 22), na maioria dos quantis, apresentou sinal negativo, e foi acompanhado, em menor proporção, pelo também efeito negativo das dotações (linha azul na Figura 22) (ver Figura 22, o segundo gráfico para variáveis estruturais e o terceiro gráfico para as amenidades). Nesse caso, se o imóvel mantivesse as mesmas características de 2002 ele seria muito mais caro em 2012, o que talvez impossibilitasse a sua venda. Logo consegue-se explicar o fato, por exemplo, de os apartamentos negociados em 2012 terem reduzido a área privada (Tabela 4), muito provavelmente por elevação do custo do terreno que necessitou que o empreendimento ratear-se a área construída com mais unidades dotadas de menor espaço privativo. Outro argumento plausível, nesse mesmo sentido, é o aumento do custo de manutenção do edifício ter se elevado (entendendo-se esse custo como despesa com folha de pagamento dos funcionários (por exemplo, da portaria, zeladoria, e outros necessários a existência do condomínio), água, luz, entre outras despesas).

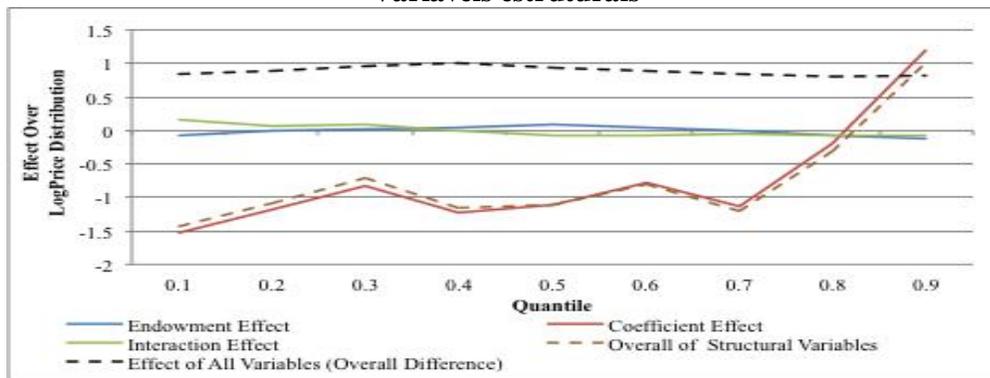
Dito com outras palavras, no segundo gráfico da Figura 22 verifica-se que de maneira geral as variáveis estruturais atuam para reduzir o diferencial de preços entre 2002 e 2012. Ou seja, se não fosse a presença das características estruturais para diferenciar os imóveis, os preços estariam ainda mais altos, dado o grande efeito positivo do intercepto quando comparado com os outros efeitos (a exceção são os quantis mais altos 0,80 e 0,90). Para as amenidades, no terceiro gráfico da Figura 22, verifica-se também que elas atuam para reduzir as diferenças de preços entre imóveis nos quantis mais elevados, o que indica que os novos imóveis mais caros, adquiridos em 2012, são relativamente menos bem situados dentro da cidade se comparados aos de 2002. Mas há importantes diferenças entre os quantis. Por exemplo, nos quantis 0,10 e 0,90, as características estruturais e de amenidades se destacam apesar de atuarem em sentido díspares. Logo o comportamento não é homogêneo ao longo dos quantis.

Procurando compreender a magnitude dos três efeitos (coeficiente, dotação e interação) apresentou-se no primeiro painel da Figura 23 o gráfico de barras no qual se mostra que a magnitude do efeito coeficiente (incluindo o efeito do intercepto) é o que desempenha

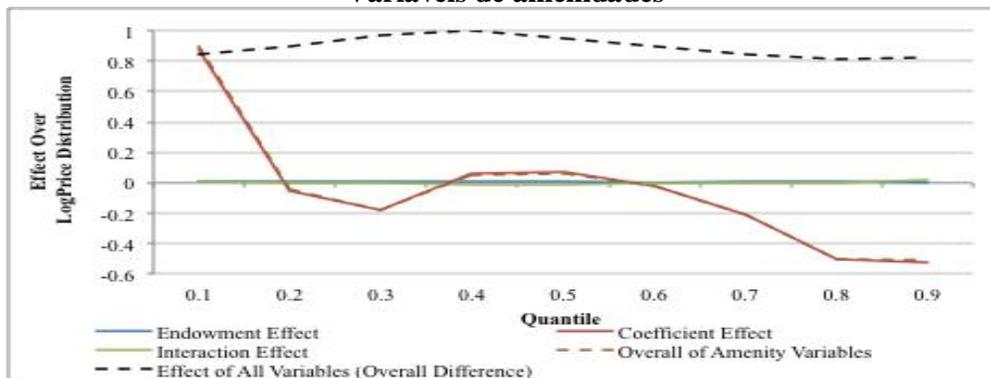
### Intercepto



### Variáveis estruturais



### Variáveis de amenidades



**Figura 22. Decomposição das mudanças da densidade do preço por grupo de variáveis**

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e dos *shapefiles* das amenidades.

Nota 1: *Effect Over LogPrice Distribution* corresponde ao efeito sobre a distribuição do log de preço

Nota 2: *Overall of Structural Variables* = Todo efeito das variáveis estruturais

Nota 3: *Overall of Amenity Variables* = Todo efeito das variáveis de amenidades

Nota 4: *Effect of All Variables (Overall Difference)* = Efeito de todas as variáveis (Diferença total)

Nota 5: O separador decimal usado foi o “.”.

Nota 6: *Quantile* = quantil

o principal papel na mudanças de preço (como já verificado a partir da Figura 22), ou seja, o maior poder explicativo quanto às mudanças de preço verificadas de 2002 para 2012 é do

efeito coeficiente. O efeito da dotação, que são os atributos dos imóveis, pouco tem poder de explicação quanto ao diferencial de preço.

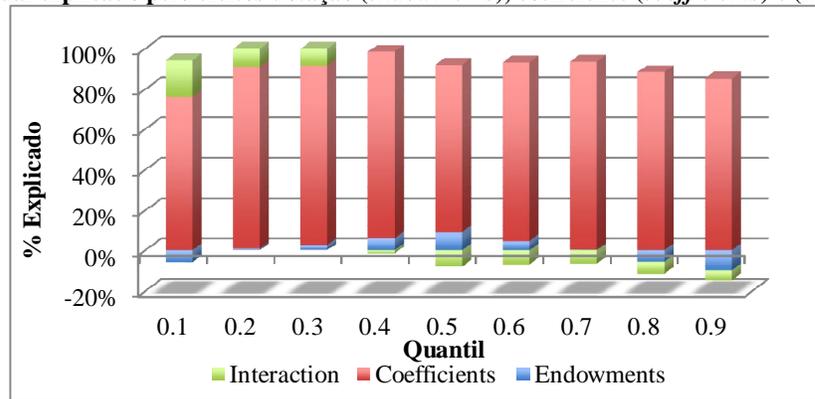
Ainda na Figura 23, no segundo painel, divide-se o diferencial total de preços verificados entre 2002 e 2012 por grupos de variáveis (amenidades (*amenities*) e estruturais (*structural*)) e o que corresponde a influência da constante/intercepto. Nota-se, que o papel principal na contribuição para elevação dos preços das habitações é desempenhado pela constante (o ambiente como um todo). As variáveis estruturais têm considerável participação para reduzir o diferencial de preço (a exceção do quantil 0,90 onde a contribuição é para a elevação do diferencial de preço, dado que é positiva). Na perspectiva de variáveis de amenidades há apenas contribuição para aumentar o diferencial de preço no quantil 0,1; do quantil 0,20 ao 0,70 a participação das amenidades é bem reduzida, e, por fim, para os quantis 0,80 e 0,90 a atuação das amenidades é para reduzir o diferencial de preço.

Por fim, no último painel da Figura 23, painel 3, divide-se o percentual explicado do efeito dotação, do efeito coeficiente e do efeito interação por cada grupo de variável (estrutural e amenidade) além do que é de responsabilidade da constante. Por ele constata-se novamente que o efeito coeficiente é o protagonista para as amenidades e para as variáveis estruturais, bem como, que o intercepto, via de regra, é o grande protagonista, excetuando-se os quantis 0,10 e 0,90 quando esse posto é ocupado pelo efeito do coeficiente das variáveis estruturais. O intercepto corresponde ao efeito do ambiente como um todo.

As evidências obtidas para as variáveis estruturais indicam que grande parte do movimento dessas variáveis decorrem do efeito coeficiente. Já para as variáveis de localidades constata-se que a influência das amenidades na dinâmica de preços das residências da cidade do Recife entre 2002 e 2012 ocorreu essencialmente através da variação dos preços destas, sendo menos relevante as mudanças locacionais dos imóveis, que poderiam implicar alterações mais substanciais destas variáveis.

Tal resultado, aliás, é absolutamente coerente com a elevação do adensamento urbano verificado na cidade do Recife a partir dos dados do Censos 2000 e 2010, processo em que as áreas mais amenas da cidade apresentaram maior crescimento populacional (BARBOSA & SILVEIRA NETO, 2015), dado que ocorreu maior procura por amenidades, que são áreas já previamente determinadas, há uma tendência de vigorar o efeito preço das amenidades, o que foi verificado empiricamente pela decomposição aqui realizada. Buscando evidenciar o comportamento dos três componentes da decomposição por variável gerou-se os gráficos desses efeitos verificados em cada quantil estimado para cada covariada do modelo,

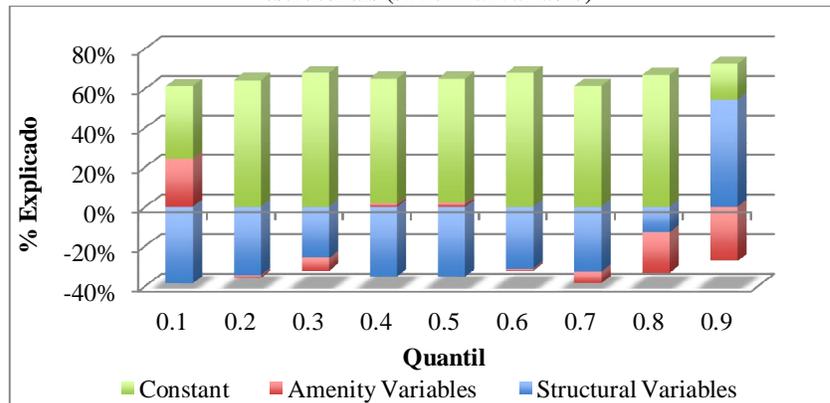
**Percentual explicado pelo efeitos dotação (*endowments*), coeficiente (*coefficients*) e (*Interaction*)**



Painel 1

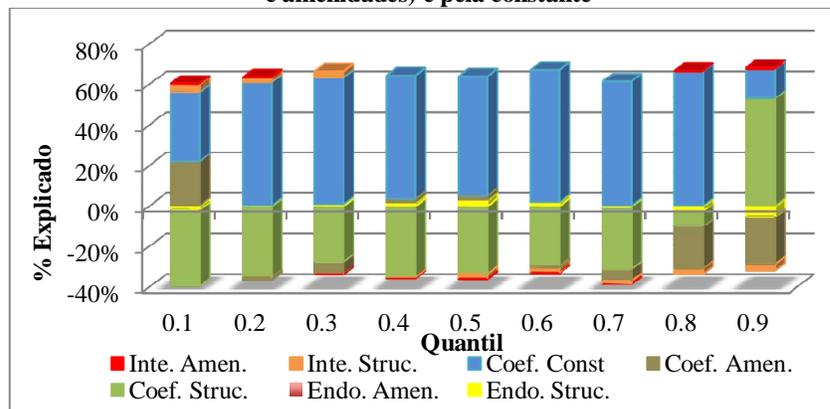
(No efeito coeficiente inclui-se o efeito do intercepto/constate)

**Percentual explicado pela constante (*constant*), variáveis de amenidades (*amenity variables*) e variáveis estruturais (*structural variable*)**



Painel 2

**Percentual explicado pelo efeitos dotação, coeficiente e interação por cada grupo de variáveis (estrutural e amenidades) e pela constante**



Painel 3

**Figura 23. Decomposição das mudanças da densidade do preço por categorias**

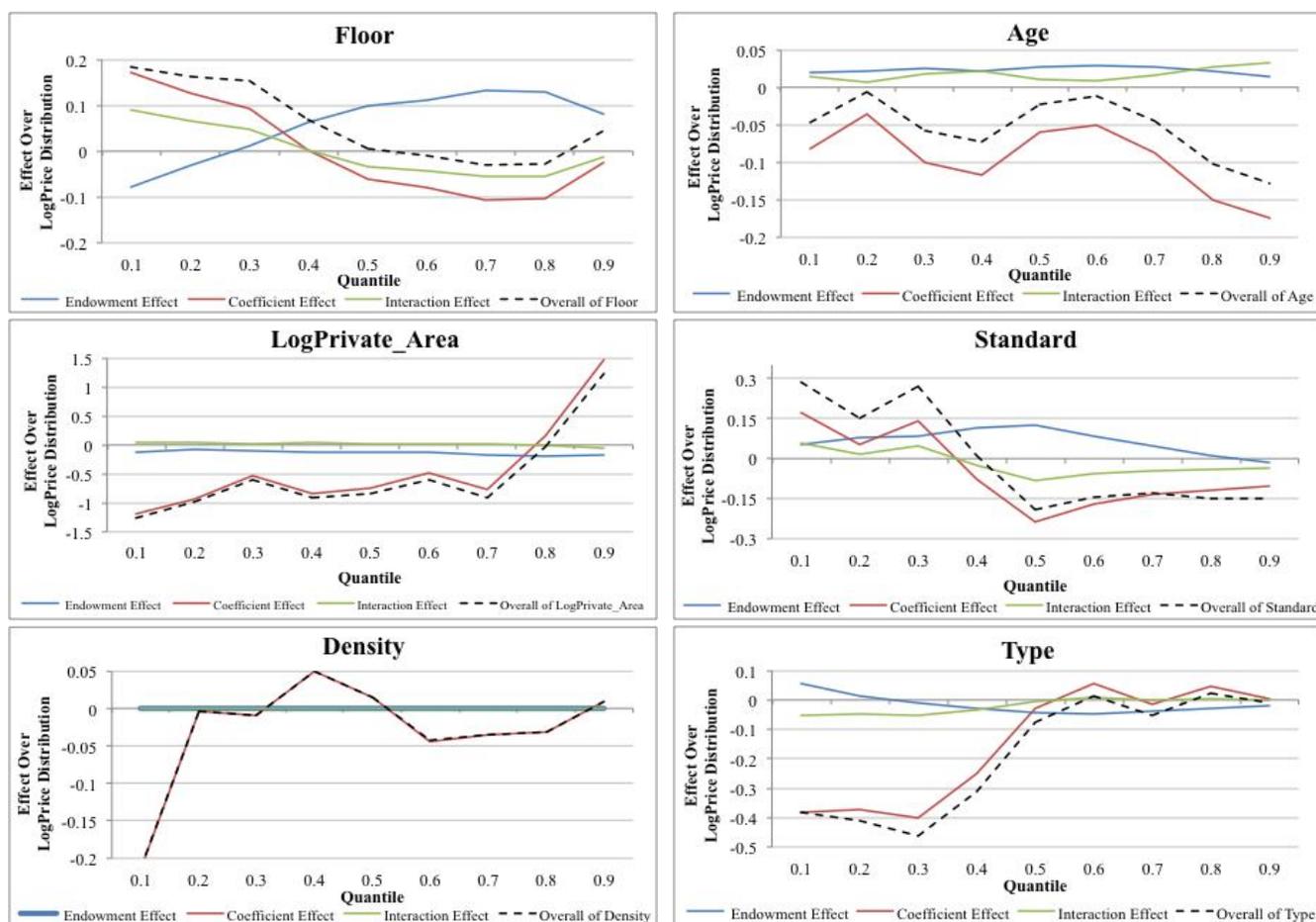
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e dos *shapefiles* das amenidades.

Nota 1: *Endo. Struc.* = Efeito dotação das variáveis estruturais; *Endo. Amen.* = Efeito dotação das variáveis de amenidades; *Coef. Struc.* = Efeito coeficiente das variáveis estruturais; *Coef. Amen.* = Efeito coeficiente das variáveis de amenidades; *Coef. Const* = Efeito coeficiente da constante; *Inte. Struc.* = Efeito Interação das variáveis estruturais; *Inte. Amen.* = Efeito Interação das variáveis de amenidades.

Nota 2: O separador decimal usado foi o “.”.

os quais são apresentados na Figura 24 para as variáveis estruturais e na Figura 25 para as de amenidades.

A partir da Figura 24 tem-se que o efeito dotação (*Endowment Effect*) é menos significativo para as variáveis *Age*, *LogPrivate\_Area*, *Density* e *Type*. dado que a sua trajetória orbita próximo a zero. Logo, o que predomina é o efeito coeficiente (*Coefficient Effect*), ou seja, como se dá valorização da característica pelo mercado. A contribuição do efeito coeficiente trabalha para reduzir o diferencial de preço nas variáveis *Age* (em especial quantis 0,30, 0,40, 0,70, 0,80 e 0,90), *LogPrivate\_Area* (do quantil 0,1 ao 0,70), *Density* (do quantil 0,10 ao 0,30 e do 0,60 ao 0,80), e *Type* (do percentil 0,1 ao 0,5).



**Figura 24. Decomposição das mudanças da densidade para cada variável do grupo de variáveis estruturais**

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e dos *shapefiles* das amenidades.

Nota: O separador decimal usado foi o “.”.

Enquanto que para *Floor* e *Standard* o efeito dotação apresenta-se relevante. No que diz respeito, a *Floor* o efeito dotação sobre o diferencial de preço tem trajetória ascendente

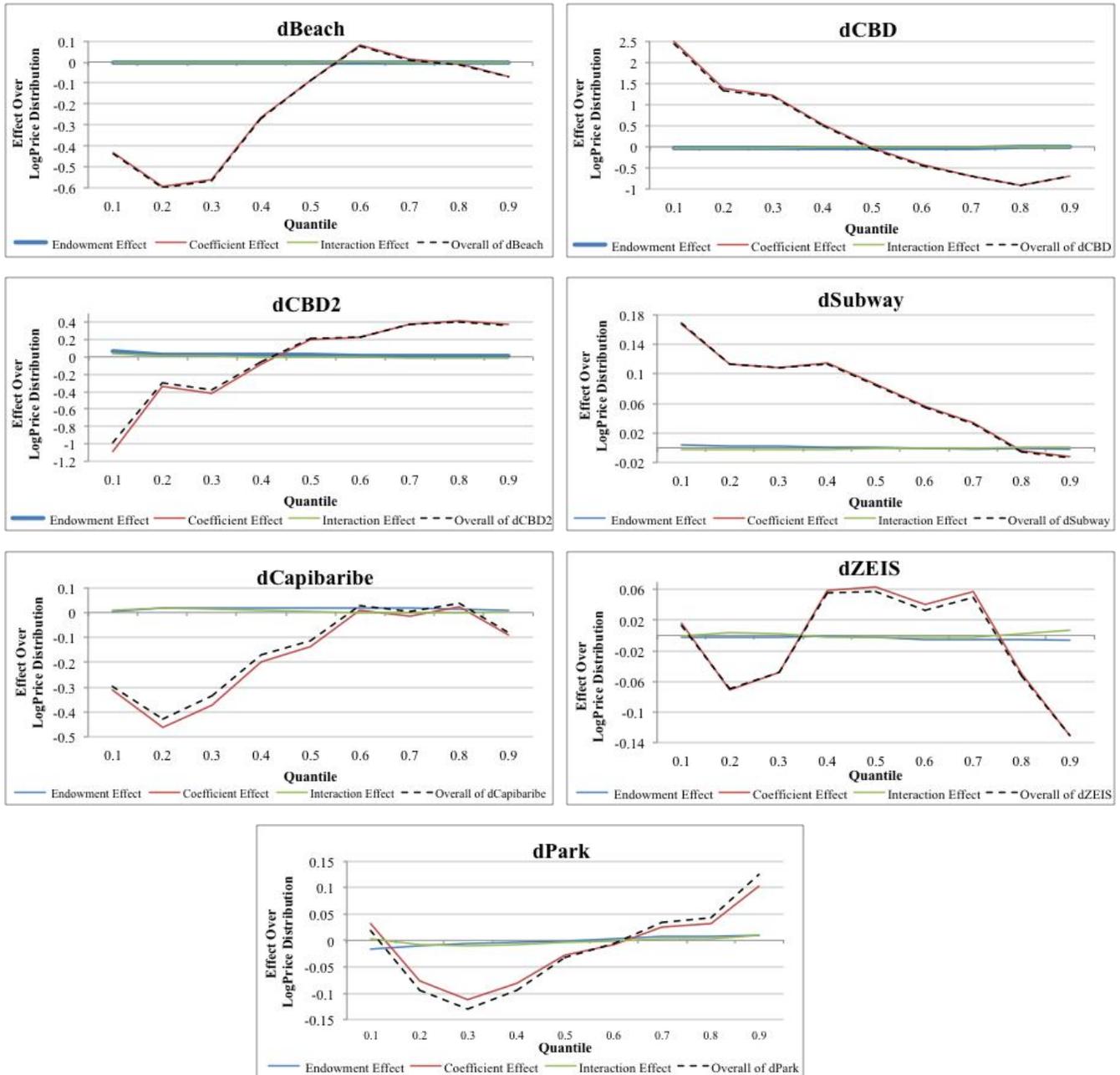
(passando de negativo para positivo) a medida que se caminha para os quantis maiores, quando passa a contribuir para um maior diferencial de preço entre os anos analisados. O efeito coeficiente de *Floor* tem trajetória exatamente ao contrário, ou seja, descendente. Já para a variável *Standard* a influência do efeito dotação é positiva, sobretudo nos quantis centrais, onde se registra as maiores magnitudes. O efeito coeficiente de *Standard* influencia para reduzir o diferencial de preço a partir do quantil 0,40 até o 0,90. Portanto, para todos os momentos em que as variáveis estruturais apresentaram efeito coeficiente negativo, a precificação delas alterou no sentido de trabalhar contrariamente ao aumento do diferencial de preço, indicando que se as suas precificações mantivessem o padrão de 2002 os preços dos imóveis registrados em 2012 seriam ainda maiores.

No que diz respeito as variáveis de amenidades (Figura 25) constatou-se que para *dBeach*, *dCBD*, *dCBD2* e *dSubway* o efeito dotação praticamente inexistente fazendo com que o efeito coeficiente tenha uma trajetória semelhante a trajetória do efeito total da variável. Já para *dCapibaribe*, *dZEIS* e *dPark* o efeito dotação apresenta alguma magnitude apesar de pequena, fazendo com que o efeito coeficiente descole um pouco da trajetória do efeito total da variável. Dessa forma, de maneira geral, constata-se, com a decomposição, que a mudança de preço não está associado a variações nas dotações de amenidades, indicando que os preços não ficaram mais caros porque os imóveis foram para bons lugares quanto a oferta de amenidades, uma vez que o efeito dotação, mesmo quando se constata nas variáveis de amenidades é inexpressivo na variação total dos preços.

O que importa, a partir desses resultados, para essas características de amenidades não é a realocação dos imóveis, mas sim a valorização que o mercado passou a dar para algumas dessas características, por exemplo, a praia, o Rio Capibaribe, que registram o efeito coeficiente (a valorização de mercado) como protagonistas das mudanças. Para imóveis de baixo valor a mudança de valorização da praia e do Rio Capibaribe foi no sentido de reduzir o preço, já nos de alto valores, não teve-se quase mudança, indicando que nesta faixa de preço, os bons espaços da cidade estão ocupados. Isso condiz com a realidade do Recife, em que, dado a seu tamanho territorial e características geográficas, há pouco espaço de realocação urbana na cidade do Recife.

Quanto à distância ao centro, a partir da Figura 25, percebe-se que para os imóveis dos quantis menores o efeito coeficiente da variável *dCBD* trabalhou para um diferencial positivo quando se compara 2012 a 2002. Indicando que para os moradores desses imóveis é relevante estar próximo do centro. Dois fatores que podem estar relacionados com isso, como já mencionados, é o aumento do tempo gasto para se locomover na cidade e o custo de

deslocamento associado ao maior tempo para locomoção; logo para reduzir esses gastos/custos é relevante a moradia estar mais perto das regiões centrais, Já nos imóveis dos quantis maiores da distribuição de preço, a contribuição do efeito coeficiente da variável *dCBD* é negativo sugerindo que a proximidade ao centro implica em reduzir o diferencial de preço,



**Figura 25. Decomposição das mudanças da densidade do preço para cada variável do grupo de variáveis de amenidades**

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e dos *shapefiles* das amenidades.

Nota: O separador decimal usado foi o “.”.

isso pode ser resultante de desamenidades, como o trânsito caótico e o barulho, que caracterizam regiões mais centrais e, para esses imóveis implicam em redução do diferencial de preço.

O mesmo comportamento quanto à *dCBD* é verificado para estações de metrô. As pessoas que optaram por comprar moradias nos quantis inferiores, *dSubway* trabalhou no sentido de aumentar o diferencial de preço. Logo as desamenidades associadas a metrô de superfície, como o barulho, se mostraram secundárias frente a possibilidade de acesso por estar próximo a uma estação de metrô. Já nos quantis superiores da distribuição de preço dos imóveis analisados, *dSubway* implica em redução do diferencial de preço do imóvel no período analisado, indicando que distanciar-se das estações de metrô será importante. Em geral, os moradores desses quantis não utilizam o metrô como meio de locomoção.

As Figura 24 e Figura 25 mostram, portanto, que os coeficientes, em todos os quantis, são o fator mais importante (como percebido na Figura 21 com os resultados gerais da decomposição), mas há diferenças relevantes entre as importâncias dada as características dos imóveis. Com o intuito de determinar a magnitude/importância de cada um dos efeitos (dotação, e coeficiente) por variável a nível de quantil, outro objetivo, ao aplicar a decomposição FFL (2011)<sup>53</sup>, deste trabalho e que é inédito para os trabalhos que aplicam estratégias de decomposições de preços dos imóveis, construiu-se a Tabela 7 a seguir. A partir dos resultados obtidos da decomposição, calculou-se o quanto cada efeito obtido por variável equivalia em termos percentuais<sup>54</sup> do total de cada efeito analisado para os quantis 0,10; 0,30; 0,50; 0,70; e 0,90. É possível obter valores percentuais e/ou a soma de valores percentuais ser maior que 100%. Isso é factível porque as alterações que resultam no diferencial de preços de responsabilidade de cada efeito podem ter ocorrido em direções opostas.

Entre as variáveis estruturais dentre os efeitos que apresentaram significância estatística, tem-se que o maior destaque é a contribuição negativa para a maior parte dos quantis (exceto para o mais alto) da variável área do imóvel ("*LogPrivate\_Area*") tanto do ponto de vista do efeito dotação, quanto do ponto de vista do efeito coeficiente. Isso é importante porque reflete uma tendência efetiva do mercado de imóveis da cidade, qual seja, a valorização relativa dos imóveis menores e é mais claro para os imóveis do quantil 0,1 (mais baratos). Dando sequência, o efeito dotação da variável *Floor* apresenta contribuição positiva

---

<sup>53</sup> O primeiro foi decompor o diferencial de preço por quantil na proporção creditada aos três efeitos (dotação, coeficiente e interação) e quanto a constante.

<sup>54</sup> No apêndice tem-se os valores obtidos em escalares juntamente com o comportamento em relação a significância e o erro padrão *bootstrap* após 400 replicações.

**Tabela 7. Percentual do efeitos dotação, preço e interação a nível de cada covariável (quantis 0,10; 0,30; 0,50; 0,70; e 0,90)**

	% = (Endowment Effect of the Variable*100)/ Overall Difference	% = (Coefficient Effect of the Variable*100)/ Overall Difference	% = (Interaction Effect of the Variable*100)/ Overall Difference	% = (Endowment Effect of the Variable*100)/ Overall Difference	% = (Coefficient Effect of the Variable*100)/ Overall Difference	% = (Interaction Effect of the Variable*100)/ Overall Difference
<b>Quantile (0.10)</b>						
Overall Difference: 0.8442188						
All Endowment Effect	-6.48% ***	-	-	2.68% !	-	-
All Coefficient Effect	-	86.01% ***	-	-	89.01% ***	-
All Interaction Effect	-	-	20.46% ***	-	-	8.31% ***
Intercept (Constant)	-	162.58% ***	-	-	191.36% ***	-
Structural variables (1)	-7.66% -	-180.65% -	18.95% -	2.20% -	-84.15% -	8.58% -
Amenity variables (2)	1.18% -	104.09% -	1.52% -	0.49% -	-18.21% -	-0.27% -
Floor	-9.24% ***	20.34% ***	10.62% ***	1.29% !*	9.54% ***	4.98% ***
Age	2.43% ***	-9.65% !*	1.78% !	2.57% ***	-10.38% ***	1.91% ***
LogPrivate_Area	-13.83% ***	-140.81% ***	5.41% ***	-9.38% ***	-55.33% ***	2.13% ***
Standard	6.44% ***	20.42% ***	7.09% ***	8.52% ***	14.49% ***	5.03% ***
Density	0.01% -	-25.47% ***	0.07% -	0.03% -	-1.05% -	0.003% -
Type	6.53% ***	-45.48% ***	-6.02% ***	-0.83% !	-41.42% ***	-5.48% ***
dBeach	-0.03% -	-51.33% ***	-0.31% -	-0.39% -	-57.70% ***	-0.35% -
dCBD	-4.51% !	295.42% ***	-3.98% !	-2.63% !	126.23% ***	-1.70% !
dCBD2	7.03% ***	-128.70% ***	4.59% !*	2.22% !*	-43.19% ***	1.54% !
dSubway	0.53% !	19.70% !*	-0.38% -	0.17% -	11.13% ***	-0.21% -
dCapibaribe	0.41% -	-36.73% !*	1.30% !	2.11% !	-38.20% ***	1.35% !
dZEIS	-0.30% !	1.86% -	-0.09% -	-0.28% !*	-4.92% !	0.25% !
dPark	-1.95% ***	3.87% -	0.38% -	-0.71% ***	-11.55% ***	-1.14% ***
<b>Quantile (0.50)</b>						
Overall Difference: 0.9435225						
All Endowment Effect	10.52% ***	-	-	0.33%	-	-
All Coefficient Effect	-	98.89% ***	-	-	107.00% ***	-
All Interaction Effect	-	-	-9.42% ***	-	-	-7.33% ***
Intercept (Constant)	-	210.45% ***	-	-	267.03% ***	-
Structural variables (1)	9.87% -	-118.65% -	-8.36% -	-0.31% -	-134.88% -	-6.82% -
Amenity variables (2)	0.66% -	7.09% -	-1.06% -	0.64% -	-25.15% -	-0.50% -
Floor	10.65% ***	-6.54% ***	-3.41% ***	15.65% ***	-12.59% ***	-6.58% ***
Age	2.78% ***	-6.25% !*	1.15% !*	3.21% ***	-10.35% ***	1.91% ***
LogPrivate_Area	-12.70% ***	-79.12% ***	3.04% ***	-20.55% ***	-90.51% ***	3.48% !*
Standard	13.50% ***	-25.07% ***	-8.70% ***	5.75% ***	-15.60% ***	-5.41% ***
Density	0.01% -	1.59% -	0.00% -	0.00% -	-4.07% ***	0.01% -
Type	-4.38% ***	-3.27% -	-0.43% -	-4.38% ***	-1.75% -	-0.23% -
dBeach	-0.39% -	-8.96% -	-0.05% -	-0.42% -	1.37% -	0.01% -
dCBD	-2.14% !	-3.17% -	0.04% -	-2.25% !	-82.24% !*	1.11% !
dCBD2	1.91% !*	20.88% !	-0.75% !	1.34% !*	43.59% !*	-1.56% !*
dSubway	0.06% -	9.08% ***	-0.17% !	-0.23% !	4.08% -	-0.08% -
dCapibaribe	1.68% !*	-14.41% !*	0.51% !	2.02% !*	-1.62% -	0.06% -
dZEIS	-0.27% !	6.71% !*	-0.33% !*	-0.57% !*	6.70% !*	-0.33% !
dPark	-0.18% -	-3.05% !	-0.30% !	0.75% ***	2.97% -	0.29% -
<b>Quantile (0.90)</b>						
Overall Difference: 0.8230357						
All Endowment Effect	-13.96% ***	-	-	-	-	-
All Coefficient Effect	-	120.73% ***	-	-	-	-
All Interaction Effect	-	-	-6.78% ***	-	-	-
Intercept (Constant)	-	39.92% -	-	-	-	-
Structural variables (1)	-14.43% -	144.87% -	-8.72% -	-	-	-
Amenity variables (2)	0.47% -	-64.05% -	1.94% -	-	-	-
Floor	9.99% ***	-3.06% -	-	-	-1.60% -	-
Age	1.72% ***	-21.25% ***	3.92% ***	-	-	-
LogPrivate_Area	-22.02% ***	179.50% ***	-6.90% ***	-	-	-
Standard	-1.76% !	-12.19% !*	-4.23% !*	-	-	-
Density	-0.01% -	1.12% -	0.00% -	-	-	-
Type	-2.35% ***	0.74% -	0.10% -	-	-	-
dBeach	-0.20% -	-8.27% -	-0.05% -	-	-	-
dCBD	-1.29% !	-84.51% !	1.14% -	-	-	-
dCBD2	0.57% -	44.65% !	-1.59% !	-	-	-
dSubway	-0.20% -	-1.47% -	0.03% -	-	-	-
dCapibaribe	1.08% !	-11.09% -	0.39% -	-	-	-
dZEIS	-0.76% ***	-15.87% ***	0.79% !*	-	-	-
dPark	1.28% ***	12.50% ***	1.24% -	-	-	-

Códigos de significância: 0 \*\*\* 0.001 \*\* 0.01 \* 0.05 ! 0.1

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e dos *shapefiles* das amenidades.

(1) Soma-se os resultados obtidos para cada variável estrutural.

(2) Soma-se os resultados obtidos para cada variável de amenidade.

Nota: O separador decimal usado foi o “.”.

para o diferencial de preço registrado entre 2002 e 2012 (exceto no quantil 0,10). Isso indica melhor aceitação de apartamentos ao longo dos quantis da distribuição de preço. O que é perfeitamente coerente com a verticalização da cidade na última década.

No que diz respeito ao efeito dotação de *Age* sobre o diferencial de preço ele foi positivo para todos os quantis. Indicando, dado que maior idade implica em menor preço do imóvel, que os imóveis negociados são mais novos o que condiz com a mudança de orientação da política de financiamento imobiliário em pró dos imóveis novos. Para a variável padrão o efeito dotação positivo permaneceu até o quantil 0,70. Influenciar positivamente o diferencial de preço implica confirmar a melhor qualidade dos imóveis em 2012 quanto ao aspecto da variável padrão (isso é perfeitamente visualizado na Tabela 4, com a estatística descritiva, aonde se verifica que o valor médio de padrão saiu de 0,59 em 2002, para 0,80 em 2012). Ou seja, melhores unidades foram ofertadas nesses quantis. A exceção fica para os maiores quantis que apresentaram influência negativa no diferencial de preço, logo presume-se queda relativa na qualidade desses imóveis, muito provavelmente porque os imóveis dos quantis menores melhoraram seu padrão. Quanto ao efeito dotação de *Density* os resultados não tiveram significância estatística nem a 5%. Para a variável *Type* o efeito dotação só é positivo no quantil 0,10, justamente o quantil que apresentou preferência a apartamento.

Quanto ao efeito coeficiente para as variáveis estruturais, tem-se que se os preços dos imóveis de 2002 fossem aplicados aos coeficientes de 2012 para as variáveis *Floor* (nos quantis 0,10 e 0,30) e *Standard* (nos quantis 0,10 e 0,30) eles apresentariam uma mudança positiva no preço. Nos demais quantis dessas variáveis estruturais e nas demais variáveis estruturais o efeito seria o contrário.

Quanto às variáveis de localidades, que apresentaram significância estatística, constata-se: para *dBeach* o efeito coeficiente, nos quantis 0,10 e 0,30, o impacto foi negativo na diferenciação de preços, ou seja, reduzem o diferencial de preço de 2012 para 2002. Logo, dado que o efeito de estar próximo a praia aumenta os preços, os imóveis comercializados devem ter se situado mais distantes da amenidade praia, algo perfeitamente condizente com o adensamento das zonas urbanas das capitais brasileiras, com Recife não foi diferente (conforme apresentado por Barbosa & Silveira Neto (2015)), que tem como consequência a ocupação das melhores áreas (áreas mais próximas as amenidades) primeiro.

Continuando a análise das amenidades apenas para os resultados com significância estatística, tem-se que o Rio Capibaribe, do quantil 0,10 ao 0,50, apresentou seu efeito preço trabalhando exatamente como foi o efeito preço para *dBeach*, ou seja, negativo, já quanto ao efeito dotação tem-se a influência positiva a partir do quantil 0,30, indicando que os imóveis

foram negociados em áreas mais próximas ao Rio Capibaribe. No tocante ao efeito dotação de *CBD* ele sempre teve influência negativa no diferencial de preço em todos os quantis, ou seja, a distribuição dos imóveis em relação ao centro para os imóveis mais próximos foi tal que contribuiu para queda na diferença do preço do imóvel entre 2002 e 2012. Quanto ao efeito preço, ele só contribuiu positivamente nos quantis 0,1 e 0,30. Para *dCBD2*, do quantil 0,10 ao 0,70, o efeito coeficiente e o dotação se comportaram exatamente com efeitos opostos ao registrado para *dCBD*. Quanto à *dSubway* o efeito dotação (quantis 0,10 e 0,70) e o efeito coeficiente (quantis 0,10, 0,30 e 0,50) foram positivos, contribuindo para o aumento do diferencial de preço entre os anos analisados. Quanto à *dZEIS*, para todos os quantis constatou-se que o efeito dotação influenciou negativamente a variação de preço. Logo os imóveis negociados em 2012 se localizaram relativamente mais próximos as áreas pobres do que em 2002. Já o efeito preço influenciou positivamente e com significância estatística nos quantis 0,50 e 0,70. Por fim, *dPark* registrou efeito dotação negativo nos quantis 0,10, 0,30, 0,70 e 0,90, portanto, os imóveis de 2012 estavam relativamente mais distantes dos parques. Quanto ao seu efeito preço, foi positivo no quantil 0,90.

Portanto, constata-se que não se tem uma uniformidade de comportamento entre os quantis, nem mesmo ao nível de análise na mesma variável. Do ponto de vista das variáveis estruturais o papel de protagonista é da variável *LogPrivate\_Area*. Já do ponto de vista das amenidades não se tem uma variável protagonista, mas é possível constatar que as áreas mais bem localizadas quanto às amenidades tornaram-se mais escassas, tendo-se assim uma queda relativa quanto à qualidade da localidade quando se compara 2002 a 2012.

Esse nível de detalhamento permitiu averiguar quais variáveis estruturais e de amenidades específicas tiveram maior responsabilidade nos movimentos apresentados a partir da Figura 21 de maneira geral, bem como nos resultados específicos da decomposição para estas variáveis apresentados na Figura 24 e na Figura 25.

## 7 CONCLUSÕES

Como pôde ser visto, na literatura aqui apresentada, na primeira década dos anos 2000 ocorreu uma grande elevação dos preços dos imóveis nas cidades brasileiras. Particularmente para a Cidade do Recife (objeto de estudo deste trabalho), registrou-se um aumento no valor médio dos preços dos imóveis de 326,5% no período compreendido de 2002 a 2012 (segundo dados do ITBI). Nesse mesmo período, o mercado de imóveis brasileiro apresentou uma grande elevação no número de unidades habitacionais financiadas. Recife, capital do estado de Pernambuco e umas das principais regiões metropolitanas do Brasil, foi um dos destaques nesse cenário de elevação crédito imobiliário (BACEN 2015). Em concomitância a esse cenário nacional, o nível de renda das famílias brasileiras também registrou grande aumento (PNAD) e, dado que, quase um terço do orçamento familiar se destina a despesas com imóveis (ALMEIDA & AZZONI, 2013), essa elevação da renda também contribuiu para o aumento da demanda por imóveis. Apesar disso pouco se conhece sobre a magnitude da contribuição das características estruturais, de localidade do imóvel e do ambiente de formal geral para a dinâmica de preço da habitação ao longo dos anos.

Com o objetivo de entender a dinâmica de preço dos imóveis na Cidade do Recife entre 2000 e 2012, este trabalho perseguiu dois objetivos específicos: (I) estimação de um índice de preços hedônicos para a Cidade do Recife, para a sua subdivisão geográfica de RPA, por meio de uma estrutura de cálculo que permitisse não só o uso de características estruturais como também, de forma inédita na literatura internacional, a inclusão de amenidades locais sem serem apenas variáveis *dummies* e (II) decomposição da variação dos preços de imóveis a partir da metodologia recentemente proposta por Firpo, Fortin & Lemieux (2006, 2007, 2009, 2011) (aplicada antes apenas em estudos na área de economia do trabalho), que permite conhecer, ao nível de quantil, a parcela da variação de preços atribuída a mudanças nas variáveis (efeito dotação) e mudanças de valoração das variáveis (efeito preço).

Tudo isso só tornou-se possível com o uso da base de dados do Imposto de Transmissão de Bens Imóveis (período de 2000 - 2012), da Prefeitura da Cidade do Recife, e dos *shapefiles* de amenidades. Quanto ao primeiro banco de dados, forneceu as características estruturais utilizadas no modelo de preço hedônico e o endereço dos imóveis. A partir do endereço foi possível fazer um amplo e individualizado trabalho de georreferenciamento para as observações imobiliárias contidas no ITBI. De posse do geocode (latitude e longitude) dos imóveis e dos *shapefiles* georreferenciados foi possível a geração das informações sobre as

variáveis de ambiente local (amenidades) do modelo hedônico proposto, baseadas no critério da distância euclidiana.

Com essas informações foi possível propor um índice de preços dos imóveis (o que se denominou de FHPI completo) incluindo variáveis estruturais e variáveis não categóricas de localidades (ou seja, não são *dummies*) contribuindo para melhor precisão quanto à captação da variação de preço, por dois motivos: primeiro, por aplicar um processo de emparelhamento na base de dados usada para o cálculo do índice, tomando como referência características intrínsecas (algo que a literatura já faz) e características de amenities não categóricas (uma vez que as variáveis de amenities são obtidas com base na distância euclidiana da observação para a característica de ambiente) (o elemento inovador). Lembrando que o emparelhamento tem como objetivo obter imóveis mais comparáveis ao longo dos anos, em virtude de não existir venda repetida do mesmo imóvel em cada período de tempo, garantindo, assim, que se use imóveis semelhantes ao longo do período de tempo analisado, logo a variação captada pelo índice não será decorrente de alterações quanto a tipos de atributos presentes nos imóveis, sendo mais preciso quanto a este aspecto. Segundo, por ter incluído variáveis de amenities sem ser categóricas na estrutura do modelo usada no índice de preços hedônicos, melhorando a captação da variação que de fato decorrente de alterações em preços. Isso tudo vai além da estrutura de índice de preços de imóveis baseado em medidas de tendência central (por exemplo, média e mediana), comumente usada no mercado da habitação, e possibilita que as mudanças de preço aferidas sejam de fato decorrentes de alterações na precificação do imóvel e não sofram influência de variações nas características consideradas.

A partir do comportamento dos índices estimados (Índice da Mediana (como o mercado em geral faz), FHPI básico (com apenas características estruturais) e FHPI completo (com características intrínsecas e de amenities)) ao nível de Regiões Políticas Administrativas (RPAs) foi possível verificar que o comportamento dos preços dos imóveis na cidade do Recife não tem um padrão. Algo que já se acreditava ser factível de encontrar, foi encontrado pelo processo de inferência realizado. As evidências indicam que nas RPAs 1 (Centro) e 4 (Oeste) o controle para as características dos imóveis é bem relevante ao estimar a variação dos preços. Nas RPAs 2 (Nordeste) e 5 (Sudoeste), a consideração das características dos imóveis é fundamental para a mensuração precisa das variações de preços dos imóveis. E por fim, nas RPAs 3 (Norte) e 6 (Sul) as evidências sugerem que as amenities são relativamente menos importantes para explicar as variações de preços. Logo,

constata-se que há modificações importantes de valores que ocorreram na cidade do Recife e que o índice de preço mediano dependendo da localidade não refletiu.

Portanto, as medidas comumente utilizadas, quando consideradas em relação aos valores dos imóveis, não permitem medir adequadamente as variações dos valores reais da economia dado que não fazem uso de amostras emparelhadas e variáveis de ambiente no processo de estimação. Os resultados obtidos permitem obter um maior conhecimento sobre a dinâmica do mercado imobiliário em diferentes regiões da cidade do Recife.

No que diz respeito a estratégia de decomposição empregada (FFL (2011)) permitiu-se ir um passo adiante no emprego de técnicas de decomposição ao mercado de imóveis quando se analisa a variação dos preços da habitação ao ser possível ter um retrato da magnitude da contribuição do efeito preço e do efeito variável no diferencial de preço individualizado a cada covariável do modelo hedônico ao nível de quantil (algo inexistente na literatura).

Os resultados mostram que para os imóveis com preços entre os quantis 0,20 e 0,80 foi o ambiente como todo (como por exemplo, política pública liberando crédito e aumentando a renda) o que de fato explica a variação de preço verificada entre 2002 e 2012, o que é captado pelo efeito coeficiente do intercepto ser elevado. Ou seja, para a maior parte dos imóveis, mostra-se que as características dos imóveis têm, em geral, um papel menor. Verificou-se que, na maioria dos quantis, o ambiente trabalhou no sentido de elevação dos preços dos imóveis analisados e o efeito dos coeficientes das variáveis juntamente com o efeito dotação trabalharam no sentido de frear o maior aumento de preço comparando 2012 com 2002

Já nos quantis das extremidades da distribuição de preço (0,10 e 0,90) nota-se que o efeito da constante (intercepto) não é tão grande. Nesses quantis as variações na valorização das características, em especial as variáveis estruturais, (efeito preço) entre os dois anos (2002 e 2012) são as responsáveis pela maior parte da variação dos preços dos imóveis no período. Ou seja, o que explica a dinâmica de preços nos quantis 0,1 e 0,90 é, sobretudo, o fato de que tais características passaram a ser diferentemente valorizadas (com destaque para a área privada do imóvel) e não as mudanças das características e ou localização dos imóveis na cidade com respeito às amenidades.

Detalhando-se os resultados do quantil 0,20 ao 0,80, consegue-se destacar que, dentre as características estruturais, a redução do tamanho das residências, se comparado 2012 a 2002, foi a que mais trabalhou no sentido de contribuir para que o aumento de preço não fosse maior (a exceção dos quantis mais altos), tanto do ponto de vista do efeito dotação

quanto do ponto de vista do efeito coeficiente. Já do ponto de vista das amenidades não se pode destacar uma variável protagonista, todavia, é possível constatar que as áreas melhores localizadas quanto às amenidades tornaram-se mais escassas, tendo-se, assim, uma queda relativa quanto a qualidade da localidade quando se compara 2002 a 2012. Sendo isso reflexo do adensamento da Cidade do Recife e aumento do *commuting* como mostrado por Barbosa & Silveira Neto (2015).

Portanto, o emprego da decomposição FFL (2011) possibilitou mostrar que são os fatores associados à dinâmica geral da economia entre 2002 e 2012, e não as características estruturais ou de localização, que explicam a maior parte dos aumentos dos preços das residências das cidades. Entretanto, as evidências também mostraram que o efeito preço e o efeito dotação tem dinâmicas diferentes na mesma variável apenas alterando-se o quantil. Tal metodologia tornou possível o cálculo da magnitude percentual de cada efeito gerado por cada variável ao nível de quantis o que permitiu obter uma grande riqueza de detalhes quanto ao comportamento da dinâmica de preços dos imóveis no período estudado para a Cidade do Recife.

O nível de detalhamento da dinâmica de preços dos imóveis na Cidade do Recife, obtido com a proposição de um índice de preços dos imóveis muito mais preciso e com a decomposição do diferencial de preço, pode nortear tanto a esfera pública, na concepção de políticas públicas, como a esfera privada, que passa a conhecer fatores conectados com a natureza do mercado de imóveis do Recife e pode nortear suas decisões em algo que representa um dispêndio de quase um terço da renda da família, o imóvel (a decisão de onde morar).

## REFERÊNCIAS

Abramowitz, M., 1956. *Resource and output trends in the United State since 1870*. NBER, Cambridge, Occasional paper, n. 52, p. 1-23.

Alencar, C. T.; Lazzarotto, C. A. F., 2002. Construção de um índice de preços do mercado residencial: um estudo na cidade de São Paulo. *Produção em Iniciação Científica da Escola Politécnica da USP*, v.1, São Paulo.

Almeida, A.N.; Azzoni, C.R., 2013. *Custo de vida comparativo das regiões metropolitanas brasileiras: 1996–2012*. TDNereus 11, São Paulo.

Aurora Galego, J. P., 2013. Decomposition of regional wage differences along the wage distribution in Portugal: the importance of covariates. CEFAGE-UE Working Paper, 16, Évora, Portugal.

Bacen, 2015. Indicadores econômicos consolidados. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/?INDECO>. Acessado em: junho de 2015.

Bailey, M.J., Muth, R.F., Nourse, H.O., 1963. A regression model for real estate price index construction. *Journal of the American Statistical Association*, v.58, n.304 p. 933–942.

Barbosa, M.R., Silveira Neto, R.M., 2015. *Condicionantes da mobilidade urbana: uma análise empírica para a região metropolitana do Recife*. XIII ENABER, Curitiba (PR).

Basu, S.; Thibodeau, T., 1998. Analysis of spatial autocorrelation in house prices, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, v.17, p. 61-85.

Benson, E. D.; Hansen, J.L.; Schwartz, A. L.; Smersh, G.T., 1998. Pricing residential amenities: the value of a view. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, v.16, n.1, p.55-73.

Blinder, A. S., 1973. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *The Journal of Human Resources*, v.7, p. 436–455.

Box, G.E., Jenkins, G.M.; Reinsel, G.C., 1994. *Time series analysis forecasting and control*, 3º ed. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.

Brown, L. D.; Cai, T. T.; DasGupta, A., 2001. Interval estimation for a binomial proportion. *Statistical Science*, v.16, p.101-133.

Brueckner, J.K., 2011. *Lectures on Urban Economics*, MIT Press.

Buchinsky, M., 1994. Changes in the US wage structure 1963-1987: application of quantile regression. *Econometrica*, v.62, p.405-458.

Buchinsky, M., 1998. Recent advances in quantile regression models: a practical guideline for empirical research. *Journal of Human Resources*, v.33, p. 88-126.

Buchinsky, M., 2001. Quantile regression with sample selection: estimating women's return to education in the US. *Empirical Economics*, v.26, p. 87-113.

Cagnin, R. F., 2012. A evolução do financiamento habitacional no Brasil entre 2005 e 2011 e o desempenho dos novos instrumentos financeiros. *Boletim de Economia*, v.11, p.1-18.

Can, A., 1992. Specification and estimation of hedonic housing price models. *Regional Science and Urban Economics*, v. 22, p.453-477.

Carrillo, P.; Early, D.; Olsen, E., 2012. A panel of price indices for housing services, other goods, and all goods for all areas in the United States 1982-2010. Working Paper. Virginia.

Case, K.E.; Shiller, R.J., 1989. The efficiency of the market for single-family homes. *American Economic Review*, v.79, p125-137.

CBTU, 2014. História  
Disponível em: <<http://www.cbtu.gov.br/index.php/pt/empresa-recife/historia>>  
Acessado em: junho de 2014.

Chacon, V., 1959. *O Capibaribe e o Recife: história social e sentimental de um rio*. Secretaria de Educação e Cultura de Pernambuco: Recife.

Chi, W.; Li, B.; Yu, Q., 2007. *Decomposition of changes in earnings inequality in China: a distributional approach*. Unpublished. Munich Personal Repec Archive. n.3806, p.1-34.

Clopper, C. J.; E. S. Pearson., 1934. The use of confidence or fiducial limits illustrated in the case of the binomial. *Biometrika*, v.26: p.404-413.

Cochran, W. G.; Rubin, D. B., 1973. Controlling bias in observational studies: a review. *Sankhya: The Indian Journal of Statistics*, v.Series A, n.35, p.417-446.

Coelho Junior. A. F.; Lopez, E.; Silveira Neto, R.M., 2014. *Neighborhood price index: the case of Recife, Brazil*, 61<sup>st</sup> NARSC, Washington D.C..

Coelho Júnior. A. F.; Silveira Neto, R.M., 2015. *Variação dos preços de imóveis nas cidades brasileiras: valoração de mercado, características intrínsecas ou amenidades? uma análise para o caso da cidade do Recife*, 43<sup>o</sup> Encontro Nacional de Economia – Anpec, Florianópolis (SC).

Cohen, J. P.; Coughlin, C. C., 2008. Spatial hedonic models of airport noise, proximity, and housing prices, *Journal of Regional Science*, v.48, n.5, p.859-878.

Costello, G.; Watkins, C., 2002, Towards a system of local house price indices. *Housing Studies*, v.17, n.6, p.857-873.

Cox, D. R., 1970. *The analysis of binary data*. London: Methuen.

Daymont, T. N.; P. J. Andrisani., 1984. Job preferences, college major, and the gender gap in earnings. *Journal of Human Resources*, v.19, p.408-428.

Dantas, R. A.; Magalhães, A. M.; Vergolino, J. R. O., 2007. Avaliação de imóveis: a importância dos vizinhos no caso de Recife. *Revista de Economia Aplicada* v.11, n.2, p.231-251.

Davison, A.C.; Hinkley, D.V., 1997. *Bootstrap methods and their application*, Cambridge University Press.

Deaton, A., 1998. Getting the Price right: what should be done?. *The journal of economic perspectives*, v.12, n.1, p.37-46.

Dickey, H., 2007. Regional earnings inequality in Great Britain: Evidence from quantil regressions. *Journal of Regional Science* v.47, p.775-806.

Diewert, W. E., 1978. Superlative index numbers and consistency in aggregation. *Econometrica*, v.46, n.4, p.883-900.

Dinardo, J.; Fortin, N.M.; T. Lemieux, 1996. Labor Market Institutions and the Distribution of Wages: A Semi-Parametric Approach, 1973–1992, *Econometrica*, v. 64, p.1001-1044.

Dubin, R. A.; Sung, C. H.,1990. Specification of hedonic regressions: non-nested tests of measures of neighborhood quality. *Journal of Urban Economics*, v.27, n.1, p.97-110.

Dubé, J.; Legros, D., 2011. A spatio-temporal measure of spatial dependence: An example using real estate data. *Papers in Regional Science*, v.92, n.1, p.19-31.

Dye, R.F.; McMillen, D.P., 2007. Teardowns and land values in the Chicago metropolitan area. *Journal of Urban Economics* v.61, p.45-64.

Efron, B., 1979. *Bootstrap methods*: another look at the jackknife. *Ann. Stat.*, v.7, p.1-26.

Efron, B.; Tibshirani, R.J., 1993. *An introduction to the bootstrap*, Chapman & Hall.

Estévez, J. G., 2012. *Essays on universities and economic development* 131f. Tese (Programa de Doctorat en Economia). Universitat de Barcelona.

Firpo, S.; Fortin, N. M.; Lemieux T., 2006. *Unconditional quantile regressions* Texto para discussão 533, Departamento de Economia da PUC, Rio de Janeiro.

Firpo, S.; Fortin, N. M.; Lemieux T., 2007. *Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions*. Unpublished Manuscript, University of British Columbia. p. 954-967.

Firpo, S.; Fortin, N. M.; Lemieux T., 2009. Unconditional Quantile Regressions, *Econometrica*, v.77, n.3, p.953-973.

Firpo, S.; Fortin, N. M.; Lemieux T., 2011. *Occupational tasks and changes in the wage structure*, IZA Discussion Paper, n.5542, Bonn: Institute for the Study of Labor.

FMI, 2003. When bubbles burst. *World Economic Outlook* (WEO), v.1  
disponível em: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2003/01/pdf/chapter2.pdf>

Forrest, D., 1991. An analysis of house price differentials between English regions. *Regional studies*, v. 25, n.3., p.231-238.

Fuhrer, R., 2012. *A hedonic rental price model for the canton Zurich*. 93 f. Dissertação (Master in Spatial Development and Infrastructure Systems). Institut für Verkehrsplanung und Transportsysteme (IVT), ETH Zürich.

Furtado, B. *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, B. 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.

Georghagan, J., 2002. The value of open spaces in residential land use. *Land Use Policy*, v.19, n.1, p.91-98.

Gil, C. A., 1995. Técnicas de pesquisa em economia. São Paulo: Atlas.  
Gominho, Z. O., 1998. *Veneza americana x Mucambópolis: o Estado Novo na cidade do Recife*. Editora Cepe.

Griliches, Z., 1971. *Hedonic price indices for automobiles: an econometric analysis of quality change*. Cambridge, Massachusetts.

Gyourko, J.; Tracy, J., 1999. A look at real housing prices and incomes: Some implications for housing affordability and quality. Federal Reserve Bank of New York *Economic Policy Review* v.5, p.63-77.

Harding, J.P.; Rosenthal, S.S.; Sirmans, C.F., 2007. Depreciation of housing capital, maintenance, and house price inflation: Estimates from a repeat sales model. *Journal of Urban Economics* v.61, p.192-217.

Helms, A.C., 2003. Understanding gentrification: An empirical analysis of the determinants of urban housing renovation. *Journal of Urban Economics* v.54, p.474-498.

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

Hill, R. J., 1999. Comparing price levels across countries using minimum-spanning trees. *The review of economic and statistics*, v.81, n.1, p.135-142.

Hill, R. J., 2004. Constructing price indices across space and time: The case of the European Union. *The American economic review*, v.94, n.5, p.1379-1410.

Hjorth, J.S.U., 1994. *Computer Intensive Statistical Methods*. Validation, Model Selection and Bootstrap, Chapman & Hall.

Ho, D.; Imai, K.; King, G; Stuart, E., 2007. Matching as Nonparametric Preprocessing for Reducing Model Dependence in Parametric Causal Inference, *Political Analysis* v.15, p.199-236.

Ho, D.; Imai, K.; King, G; Stuart, E., 2011. MatchIt: Nonparametric preprocessing for parametric causal inference, *Journal of Statistical Software* v.42, p.1-28.

Hyndman, Y.; Khandakar, Y., 2007. *Automatic time series forecasting: the forecast package for R*. Working Paper. Monash University. Department of Econometrics and Business Statistics.

IBGE, 2010 *Índice de preços imobiliários para o Brasil: estudos para discussão*. 24p. Mimeografado. Disponível em:  
<[http://www.Bcb.Gov.Br/Pec/Depep/Seminarios/2011\\_Iworkshopbcb/Arquivos/2011\\_Iworkshopbcb\\_Marlonsalazar.Pdf](http://www.Bcb.Gov.Br/Pec/Depep/Seminarios/2011_Iworkshopbcb/Arquivos/2011_Iworkshopbcb_Marlonsalazar.Pdf)>.

IBGE, 2010. Censo Demográfico 2010. Disponível em:  
<<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/censo2010/>>

Jacob, C. R.; Hees, D. R.; Waniez, P.; Brustlein, V., 2006. *Religião e sociedade em capitais brasileiras*. Rio de Janeiro: Ed. Puc Rio.

Jann, B., 2008. The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models *Stata Journal*, v.8, n.4, p.453-479.

Jones, F. L.; J. Kelley., 1984. Decomposing differences between groups: a cautionary note on measuring discrimination. *Sociological Methods and Research*, v.12, p.323-343.

Juhn, C.; Murphy, K.M.; Pierce, B., 1993. Wage inequality and the rise in returns to skill. *Journal of Political Economy*, v.101, p.410-442.

Katz, L.F.; Murphy, K.M., 1992. Changes in the structure of wages 1963–1987: supply and demand factors. *Quarterly Journal of Economics*, v.107, p.35-78.

Kim, C. W.; Phipps T. T.; Anselin, L., 2003. Measuring the benefits of air quality improvement: a spatial hedonic approach. *Journal of Environmental Economics and Management*, v.45, n.1, p.24-39.

Koenker, R., 2005. *Quantile regression*. New York: Cambridge Univ. Press.

Koenker, R.; Bassett, G.W., 1978. Regression quantiles. *Econometrica* v.46, p.33–50.

Koenker, R.; Hallock, K.F., 2001. Quantile regression. *Journal of Economic Perspectives*, v.15, p.143–156.

Lonford, N., 2009. *A house price index defined in the potential outcomes framework*. Working paper. Universitat Pompeu Fabra.

Lopez, E.; Aroca, P., 2012. Estimación de la inflación regional de precios de la vivienda en Chile. *El Trimestre Económico*, v.79, n.315.

Lopez, E.; Du, M. 2014. *Estimating housing price indices for 10 Illinois Metropolitan Statistical Areas (MSAs)*. Mimeografado. Disponível em: <<http://www.real.illinois.edu/d-paper/14/14-T-1.pdf>>.

Luttik, J., 2000. The value of trees, water and open space as reflected by house prices in the Netherlands. *Landscape and Urban Planning*, v.48, p.161-167.

Macedo, P. B. R.; Simões, R., 1998. Amenidades urbanas e correlação espacial: uma análise intra-urbana para BH/MG. *Revista Brasileira de Economia*, v.52, n.4, p.525-541.

Machado, J.A.F.; Mata, J., 2005. Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. *Journal of Applied Econometrics*, v.20, n.445-465.

Marcondes, M., 1999. *Cidade e Natureza: proteção dos mananciais e exclusão social*. São Paulo, Edusp.

Martins, P.S.; Pereira, P.T., 2004. Does education reduce wage inequality? Quantile regression evidence from 16 countries. *Labour Economics*, v.11, p.355–371.

- Mayo, S. K., 1981. Theory and Estimation in the Economics of Housing Demand. *Journal of Urban Economics*. v.10, n.1, p.95-116.
- McMillen, D. P., 2012. Repeated sales as a matching estimator. *Real Estate Economics*. v. 40, n.4, p.745-773.
- McMillen, D. P., 2008. Changes in the distribution of house prices over time: structural characteristics, neighborhood, or coefficients?, *Journal of Urban Economics*, v.64, p.573-589.
- Meese, R.;Wallace, N., 1991. Nonparametric estimation of dynamic hedonic price models and the construction of residential housing price indices. *Real Estate Economics*. v.19, n. 3, p.1540-6229.
- Mello, E.C., 1997. *Rubro Veio: O Imaginário da Restauração Pernambucana*. 2 ed. Rio de Janeiro: Topbooks.
- Mills, E.; Simenauer, R., 1996. New hedonic estimates of regional constant quality house prices. *Journal of Urban Economics*, v.39, p.209-215.
- Mooney, C. Z.; R. D. Duval., 1993. *Bootstrapping: a nonparametric approach to statistical inference*. Newbury Park, CA: Sage.
- Muellbauer, J., 1974. Household production theory, quality and the “hedonic technique”. *The American Economic Review*, v. 64, n. 6, p.977-994.
- Nadalin, V. G.; Furtado, B. A., 2011. Índices de preços para imóveis: uma revisão. *Boletim regional, urbano e ambiental*. n.6, IPEA.
- Oaxaca, R., 1973. Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets , *International Economic Review*, v.14, n.3, p. 693-709.
- Paredes, D.; Aroca, P., 2008. Metodología para estimar un índice regional de costo de vivienda en Chile. *Latin American Journal of Economics-formerly Cuadernos de Economía*, v.45, n.131, p.129-143.
- Paredes, D., 2011. A methodology to compute regional housing price index using matching estimator methods. *The Annals of Regional Science*, v.46, p.139-157.

Pollak, R., 1980. Group-cost-of-living indexes. *The American Economic Review*, v.70, p.273-278.

Pontes, E.; Paixão, L. A.; Abramo, P., 2011. 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, p.171-197.

Pontual, V., 2001. Tempos do Recife: representações culturais e configurações urbanas. *Revista Brasileira de História*, v.21, n.42, p.417-434.

Prefeitura Municipal do Recife, 2014. A cidade  
Disponíveis em: <<http://www2.recife.pe.gov.br/a-cidade/aspectos-gerais/>>  
Acessado em: junho de 2014.

Rosen, S. 1974. Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition. *Journal of Political Economy*, v.72, p.34-55.

Rosenbaum, P.R.; Rubin, D.B., 1983. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, v.70, n.1, p.41-55.

Rosenbaum, P.R.; Rubin, D.B., 1985. Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score. *The American Statistician*. v.39, n.1.

Rozenbaum, S.; Macedo-Soares, T. D. L. A., 2007. Proposta para construção de um índice local de preços de imóveis a partir dos lançamentos imobiliários de condomínios residenciais RAP- *Revista de Administração Pública*, Rio de Janeiro: FGV, v.41, n.6, nov./dez., p.1069-94.

Rubin, D., 1976. Matching methods that are equal percent bias reducing: some examples. *Biometrics*, v. 32, p.109-120.

Silverman, A.W., 1986. *Density estimation for statistics and data analysis*. New York: Chapman & Hall.

Sander, W.; Testa, W., 2009. Education and household location in Chicago, *Journal Growth and Change*. v.40, n.1, p.116-139.

Seabra, D. M.; Silveira Neto, R. M., 2014. *Amenidades urbanas e valor das residências: Uma análise empírica para a cidade do Recife*, 42º Encontro Nacional de Economia, Natal.

Secovi, 2013. *Indicadores*. Disponível em: <http://www.secovi.com.br/pesquisas-e-indices/indicadores-do-mercado/> Acessado em: dezembro de 2014.

Sirmans, S. G.; Macpherson D. A.; Zietz, E. N., 2005. The composition of hedonic pricing models. *Journal of Real Estate Literature*, v.13, n.1, p.1-44.

Souza, R. B. E., 2009. *A arte de envelhecer a cidade: o processo de ocupação do bairro de Boa Viagem e as ações de demolição para novas construções*. Anais do XIII Encontro Nacional da ANPUR.

Teixeira, F. W., 2012. As intervenções urbanas e a construção de uma imagem de cidade moderna no Recife de princípios do século XX. *Revista Memória em Rede*, v.2, n.7.

Teixeira, E.; Serra, M., 2006. O impacto da criminalidade no valor de locação de imóveis: o caso de Curitiba. *Economia e Sociedade*, v.15, n.1, p.175–207.

Thibodeau, T. G. 1989. Housing price indexes from the 1974–1983 SIMSA annual housing surveys. *Real Estate Economics*, v.17, n.1 p.100-117.

Tritchler, D. 1995. Interpreting the standardized difference. *Biometrics*, v.51, n.1, p.351-353.

Thorsen, J.A., 1994. The use of least median of squares in the estimation of land value equations. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, v.8, p.183-190.

Walls, M.; McConnell, V.; Magliocca, N., 2011. *How do development impact fees affect land and housing prices and spatial patterns of land use on the urban fringe?* Association of Environmental and Resource Economists Conference, Seattle, WA.

Watjen, H., 1938 *O domínio colonial holandês no Brasil: um capítulo da história do século XVII*. Companhia Editora Nacional, 560p.

Winsborough, H. H.; P. Dickenson., 1971. Components of negro–white income differences. In *Proceedings of the Social Statistics Section*, 6–8. Washington, DC: American Statistical Association.

Yongheng, D; Foo, S. T.; McMillen, D.P., 2012. Private residential price indices in Singapore, *Regional Science and Urban Economics*, v.42, p.485-494.

## **ANEXOS**

**Tabela 8. Lista de bairros do Recife por RPA**

<b>RPA</b>	<b>Bairros</b>
RPA 1 (Central)	Recife, Santo Amaro, Boa Vista, Cabanga, Ilha do Leite, Paissandu, Santo Antônio, São José, Coelhos, Soledade, e Ilha Joana Bezerra.
RPA 2 (Nordeste)	Arruda, Campina do Barreto, Encruzilhada, Hipódromo, Peixinhos, Ponto de Parada, Rosarinho, Torreão, Água Fria, Alto Santa Terezinha, Bomba do Hemetério, Cajueiro, Fundão, Porto da Madeira, Beberibe, Dois Unidos, e Linha do Tiro.
RPA 3 (Norte)	Aflitos, Alto do Mandu, Alto José Bonifácio, Alto José do Pinho, Apipucos, Brejo da Guabiraba, Brejo de Beberibe, Casa Amarela, Casa Forte, Córrego do Jenipapo, Derby, Dois Irmãos, Espinheiro, Graças, Guabiraba, Jaqueira, Macaxeira, Monteiro, Nova Descoberta, Parnamirim, Passarinho, Pau-Ferro, Poço da Panela, Santana, Sítio dos Pintos, Tamarineira, Mangabeira, Morro da Conceição, e Vasco da Gama.
RPA 4 (Oeste)	Cordeiro, Ilha do Retiro, Iputinga, Madalena, Prado, Torre, Zumbi, Engenho do Meio, Torrões, Caxangá, Cidade Universitária, e Várzea.
RPA 5 (Sudoeste)	Afogados, Areias, Barro, Bongí, Caçote, Coqueiral, Curado, Estância, Jardim São Paulo, Jiquiá, Mangueria, Mustardinha, San Martin, Sancho, Tejipió, e Totó.
RPA 6 (Sul)	Boa Viagem, Brasília Teimosa, Imbiribeira, Ipsep, Pina, Ibura, Jordão e Cohab.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Prefeitura Municipal de Recife (2014).

**Tabela 9. RPA 1 - Comportamento Médio das Variáveis Estruturais e de Amenidades (2000 - 2012)**

		Variáveis da RPA 1										
		Estruturais					Amenidades					
		<i>floor</i>	<i>age</i>	<i>private_bu</i>	<i>standard_construct</i>	<i>unit_den</i>	<i>near_cdb</i>	<i>near_beach</i>	<i>near_subway</i>	<i>near_capibaribe</i>	<i>near_zeis</i>	<i>near_park_10000</i>
Ano	2000	6.15	28.70	87.36	0.22	5.67	1916.27	2113.49	1302.91	643.19	765.27	444.58
	2001	6.60	29.23	82.72	0.25	5.63	1932.23	2139.26	1260.72	589.93	741.59	444.71
	2002	6.79	29.61	89.04	0.24	5.33	1950.65	2152.60	1308.43	613.84	755.10	443.77
	2003	6.31	29.64	81.89	0.29	6.09	1910.20	2112.26	1276.06	570.88	716.53	454.38
	2004	6.24	30.01	79.31	0.27	6.07	1972.62	2170.27	1318.51	613.54	732.50	466.45
	2005	6.52	31.70	85.14	0.23	5.81	1920.56	2129.30	1344.28	602.56	753.70	402.82
	2006	6.15	32.95	84.33	0.27	5.78	1878.06	2070.88	1273.68	561.26	727.53	447.39
	2007	5.86	33.70	83.49	0.22	5.60	1998.77	2210.67	1348.82	640.48	743.93	451.07
	2008	6.10	33.28	80.09	0.25	5.93	2026.32	2222.66	1314.08	624.92	719.51	495.28
	2009	7.03	31.08	87.50	0.37	5.73	2066.49	2260.73	1329.13	638.32	720.18	504.14
	2010	6.16	33.42	81.71	0.24	6.95	1871.91	2074.28	1250.33	557.00	721.78	439.23
	2011	7.20	29.05	91.21	0.41	5.04	1981.97	2143.50	1298.35	608.93	733.35	534.96
	2012	7.25	33.08	89.06	0.35	5.62	1914.65	2040.90	1228.34	583.65	711.87	568.72

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e dos *shapefiles* das amenidades.

Nota 1: O separador decimal usado foi o “.”.

Nota 2: Unidade de distância das variáveis de amenidades é metro.

**Tabela 10. RPA 2 - Comportamento Médio das Variáveis Estruturais e de Amenidades (2000 - 2012)**

		Variáveis da RPA 2										
		Estruturais					Amenidades					
		<i>floor</i>	<i>age</i>	<i>private_bu</i>	<i>standard_construct</i>	<i>unit_den</i>	<i>near_cdb</i>	<i>near_beach</i>	<i>near_subway</i>	<i>near_capibaribe</i>	<i>near_zeis</i>	<i>near_park_10000</i>
Ano	2000	4.34	16.50	98.41	0.41	3.68	4367.77	3865.74	4492.89	1804.10	314.28	670.03
	2001	4.43	15.73	94.09	0.50	3.75	4420.66	3917.00	4534.69	1796.29	292.18	653.43
	2002	4.65	14.33	99.34	0.54	3.72	4255.24	3744.99	4405.20	1795.28	294.69	638.19
	2003	4.63	13.62	88.01	0.60	3.71	4412.96	3939.02	4502.03	1783.54	263.47	653.94
	2004	5.04	15.13	101.03	0.48	3.41	4386.04	3882.63	4508.84	1759.63	270.29	674.40
	2005	5.06	16.32	97.36	0.55	3.29	4330.18	3849.22	4437.42	1692.83	278.65	614.67
	2006	5.61	15.78	98.12	0.63	3.43	4251.11	3802.41	4341.20	1637.71	308.47	630.36
	2007	7.17	14.28	93.22	0.68	3.52	4108.28	3665.07	4218.13	1678.57	328.77	540.40
	2008	6.88	14.85	94.36	0.68	3.43	4185.57	3759.28	4260.82	1573.82	347.45	601.25
	2009	6.73	11.93	89.76	0.75	3.24	4229.49	3829.10	4276.35	1581.96	353.37	600.23
	2010	9.93	8.85	88.83	0.83	3.21	4049.51	3712.28	4071.00	1485.17	344.79	561.68
	2011	10.30	9.14	86.79	0.84	3.37	4165.04	3840.62	4155.93	1493.50	351.12	594.48
2012	9.48	10.93	85.74	0.80	3.35	4217.63	3822.47	4263.30	1542.39	299.49	613.83	

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e dos *shapefiles* das amenidades.

Nota 1: O separador decimal usado foi o “.”.

Nota 2: Unidade de distância das variáveis de amenidades é metro.

**Tabela 11. RPA 3- Comportamento Médio das Variáveis Estruturais e de Amenidades (2000 - 2012)**

		Variáveis da RPA 3										
		Estruturais					Amenidades					
		<i>floor</i>	<i>age</i>	<i>private_bu</i>	<i>standard_construct</i>	<i>unit_den</i>	<i>near_cdb</i>	<i>near_beach</i>	<i>near_subway</i>	<i>near_capibaribe</i>	<i>near_zeis</i>	<i>near_park_10000</i>
Ano	2000	7.70	11.38	173.95	0.80	2.58	4512.82	4615.92	3866.04	704.06	466.35	435.24
	2001	8.63	10.29	171.29	0.82	2.65	4564.07	4651.55	3956.13	728.02	457.56	443.99
	2002	8.57	10.40	156.54	0.82	2.83	4543.96	4626.31	3948.33	740.62	431.65	442.93
	2003	8.03	11.67	158.93	0.83	2.72	4565.87	4654.04	3949.83	736.25	460.18	451.40
	2004	8.63	11.58	154.13	0.83	2.81	4712.27	4805.61	4055.87	724.60	426.58	411.17
	2005	9.15	11.04	153.60	0.84	2.73	4662.30	4748.38	4027.05	762.37	450.29	443.52
	2006	8.76	11.78	146.95	0.84	2.77	4731.48	4818.87	4077.45	715.23	450.27	436.46
	2007	9.33	11.21	147.20	0.86	2.71	4779.57	4884.49	4066.04	684.14	438.74	441.01
	2008	9.15	11.94	144.02	0.88	2.67	4906.44	5000.10	4196.32	704.05	433.36	428.76
	2009	9.34	10.83	136.57	0.88	2.78	4993.68	5078.53	4297.82	755.79	419.50	433.37
	2010	9.24	10.97	138.57	0.90	2.71	4947.29	5046.16	4226.42	754.27	416.66	433.62
	2011	9.55	9.97	121.18	0.91	2.78	5150.49	5242.35	4398.56	785.30	381.81	425.07
	2012	9.53	10.24	116.82	0.90	2.90	5068.19	5147.92	4370.56	785.87	398.92	427.27

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e dos *shapefiles* das amenidades.

Nota 1: O separador decimal usado foi o “.”.

Nota 2: Unidade de distância das variáveis de amenidades é metro.

**Tabela 12. RPA 4- Comportamento Médio das Variáveis Estruturais e de Amenidades (2000 - 2012)**

		Variáveis da RPA 4										
		Estruturais					Amenidades					
		<i>floor</i>	<i>age</i>	<i>private_bu</i>	<i>standard_construct</i>	<i>unit_den</i>	<i>near_cdb</i>	<i>near_beach</i>	<i>near_subway</i>	<i>near_capibaribe</i>	<i>near_zeis</i>	<i>near_park_10000</i>
Ano	2000	4.46	11.71	101.80	0.59	4.01	6455.96	6624.55	3520.67	969.32	193.70	843.65
	2001	4.17	10.24	94.66	0.69	3.95	6565.02	6735.91	3669.45	944.57	198.69	835.68
	2002	4.22	10.10	95.96	0.70	4.15	6551.06	6697.86	3528.42	1062.25	184.11	787.76
	2003	4.74	11.13	101.81	0.69	4.45	6383.81	6554.58	3551.49	945.07	207.66	762.55
	2004	4.77	11.87	101.53	0.63	3.98	6347.33	6526.39	3599.95	874.43	209.31	807.67
	2005	5.10	11.02	98.51	0.62	3.88	6249.75	6434.80	3627.19	813.27	180.02	772.75
	2006	5.34	12.20	95.07	0.67	3.98	6345.40	6534.48	3628.48	853.65	190.49	796.02
	2007	5.39	12.89	96.65	0.70	4.14	6344.95	6526.34	3609.18	898.42	200.10	787.54
	2008	5.88	10.56	93.03	0.76	3.68	6395.44	6574.37	3477.50	775.69	180.71	846.74
	2009	6.79	11.17	98.98	0.77	3.73	6139.90	6324.66	3453.70	763.24	193.12	786.26
	2010	6.18	10.94	91.01	0.76	3.73	6458.20	6636.25	3573.80	788.88	207.07	864.20
	2011	6.71	9.75	84.76	0.81	3.97	6255.41	6451.91	3515.83	766.90	184.70	884.89
	2012	7.47	11.03	90.09	0.81	3.61	5834.70	6029.58	3317.41	725.62	188.36	788.37

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e dos *shapefiles* das amenidades.

Nota 1: O separador decimal usado foi o “.”.

Nota 2: Unidade de distância das variáveis de amenidades é metro.

**Tabela 13. RPA 5- Comportamento Médio das Variáveis Estruturais e de Amenidades (2000 - 2012)**

		Variáveis da RPA 5										
		Estruturais					Amenidades					
		<i>floor</i>	<i>age</i>	<i>private_bu</i>	<i>standard_construct</i>	<i>unit_den</i>	<i>near_cdb</i>	<i>near_beach</i>	<i>near_subway</i>	<i>near_capibaribe</i>	<i>near_zeis</i>	<i>near_park_10000</i>
Ano	2000	2.53	14.53	75.76	0.30	11.80	7127.85	5519.51	979.44	3621.21	224.17	1387.29
	2001	2.67	15.27	77.04	0.26	11.51	7139.87	5610.08	1046.86	3436.67	231.69	1340.87
	2002	2.37	17.78	76.33	0.23	12.34	7166.50	5544.79	870.49	3718.78	231.63	1545.35
	2003	3.43	10.00	78.56	0.54	9.15	7149.66	5886.19	1103.88	3331.89	223.93	1207.84
	2004	3.63	9.03	79.95	0.62	8.00	6897.14	5810.44	1146.37	3202.72	234.88	1046.11
	2005	3.61	10.60	72.78	0.57	8.75	7307.10	6065.20	1077.89	3226.72	234.58	1270.03
	2006	3.05	13.37	69.62	0.50	10.64	7860.33	6289.35	963.79	3483.27	231.40	1575.95
	2007	3.73	14.09	72.17	0.51	9.29	7595.24	6093.04	949.19	3629.27	209.80	1430.51
	2008	3.98	11.07	73.16	0.65	7.65	6929.84	5793.08	1108.72	3361.37	261.09	1012.17
	2009	3.31	15.23	69.99	0.53	9.38	7548.08	6063.52	980.41	3565.27	237.92	1410.23
	2010	5.20	7.93	68.13	0.78	6.22	7853.04	6396.62	845.56	3694.76	207.33	1442.12
	2011	4.26	9.09	65.82	0.76	6.33	8066.01	6418.29	729.28	3960.96	154.56	1650.93
	2012	4.40	6.01	61.73	0.86	5.64	8378.60	6327.29	767.67	4402.64	365.11	2061.32

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e dos *shapefiles* das amenidades.

Nota 1: O separador decimal usado foi o “.”.

Nota 2: Unidade de distância das variáveis de amenidades é metro.

**Tabela 14. RPA 6- Comportamento Médio das Variáveis Estruturais e de Amenidades (2000 - 2012)**

		Variáveis da RPA 6										
		Estruturais					Amenidades					
		<i>floor</i>	<i>age</i>	<i>private_bu</i>	<i>standard_construct</i>	<i>unit_den</i>	<i>near_cdb</i>	<i>near_beach</i>	<i>near_subway</i>	<i>near_capibaribe</i>	<i>near_zeis</i>	<i>near_park_10000</i>
Ano	2000	7.46	12.74	145.45	0.84	3.70	7421.81	743.14	1315.22	5888.27	391.57	1511.03
	2001	7.07	14.06	133.64	0.81	4.07	7397.94	773.56	1331.49	5860.73	381.99	1512.55
	2002	7.27	14.06	138.21	0.81	4.07	7412.29	765.62	1306.92	5877.38	383.19	1493.24
	2003	7.30	14.34	130.96	0.80	4.17	7338.60	788.46	1340.07	5800.97	372.00	1536.81
	2004	7.61	13.43	126.42	0.79	4.06	7527.21	893.54	1349.17	5955.54	366.51	1466.13
	2005	7.58	13.65	125.87	0.83	3.78	7510.79	828.63	1344.51	5956.73	381.56	1471.29
	2006	7.69	15.18	124.72	0.83	3.69	7507.43	840.97	1326.87	5947.38	378.48	1468.94
	2007	7.68	15.92	122.84	0.82	3.67	7420.00	862.75	1396.00	5864.19	372.70	1542.53
	2008	8.33	14.84	124.56	0.86	3.44	7443.21	771.53	1352.23	5907.80	377.60	1519.16
	2009	8.67	14.62	124.21	0.88	3.27	7483.85	733.10	1363.76	5957.27	385.48	1518.13
	2010	8.71	13.52	123.01	0.90	3.39	7397.42	679.33	1353.29	5890.06	374.33	1517.48
	2011	9.21	13.15	120.55	0.90	3.40	7255.62	712.99	1362.37	5744.90	356.14	1595.58
	2012	9.81	11.70	111.65	0.92	4.07	6861.44	871.65	1278.13	5325.28	316.33	1671.18

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e dos *shapefiles* das amenidades.

Nota 1: O separador decimal usado foi o “.”.

Nota 2: Unidade de distância das variáveis de amenidades é metro.

**Tabela 15. Efeito sobre a distribuição do log do preço para o quantil 0.10**

	Endowment			Coefficient			Interaction			Total (Overall)			
	Effect	Sign. Code	Bootstrap Standard Error (400 Replications)	Effect	Sign. Code	Bootstrap Standard Error (400 Replications)	Effect	Sign. Code	Bootstrap Standard Error (400 Replications)	% = (Endowment Effect of the Variable*100) / Overall Difference	% = (Coefficient Effect of the Variable*100) / Overall Difference	% = (Interaction Effect of the Variable*100) / Overall Difference	
Quantile (0.10)													
Overall difference of LogPrice between 2012 and 2012: 0.8442188													
All Endowment Effect	-0.0547	****	0.0121	-	-	-	-	-	-	-6.48%	-	-	
All Coefficient Effect	-	-	-	0.7261	****	0.0272	-	-	-	-	86.01%	-	
All Interaction Effect	-	-	-	-	-	-	0.1728	****	0.0206	-	-	20.46%	
Intercept (Constant)	-	-	-	1.3725	***	0.4120	-	-	-	-	162.58%	-	
Structural variables (1)	-0.0646	-	-	-1.5251	-	-	0.1600	-	-	-7.66%	-180.65%	18.95%	
Amenity variables (2)	0.0100	-	-	0.8787	-	-	0.0128	-	-	1.18%	104.09%	1.52%	
Structural	Floor	-0.0780	****	0.0085	0.1717	****	0.0171	0.0897	****	0.0099	-9.24%	20.34%	10.62%
	Age	0.0205	****	0.0048	-0.0815	*	0.0333	0.0150	!	0.0062	2.43%	-9.65%	1.78%
	LogPrivate_Area	-0.1167	****	0.0100	-1.1888	****	0.2843	0.0457	****	0.0108	-13.83%	-140.81%	5.41%
	Standard	0.0544	****	0.0062	0.1724	****	0.0428	0.0598	****	0.0154	6.44%	20.42%	7.09%
	Density	0.00006		0.0005	-0.2150	****	0.0362	0.0006		0.0039	0.01%	-25.47%	0.07%
	Type	0.0552	****	0.0069	-0.3840	****	0.0728	-0.0508	****	0.0099	6.53%	-45.48%	-6.02%
Amenities	dBeach	-0.0002		0.0011	-0.4333	****	0.1022	-0.0026		0.0050	-0.03%	-51.33%	-0.31%
	dCBD	-0.0381	!	0.0173	2.4940	****	0.4738	-0.0336	!	0.0163	-4.51%	295.42%	-3.98%
	dCBD2	0.0594	**	0.0185	-1.0865	****	0.2410	0.0388	*	0.0143	7.03%	-128.70%	4.59%
	dSubway	0.0045	!	0.0026	0.1663	*	0.0535	-0.0032		0.0022	0.53%	19.70%	-0.38%
	dCapibaribe	0.0034		0.0033	-0.3101	*	0.1230	0.0110	!	0.0062	0.41%	-36.73%	1.30%
	dZEIS	-0.0026	!	0.0012	0.0157		0.0332	-0.0008		0.0017	-0.30%	1.86%	-0.09%
	dPark	-0.0165	****	0.0032	0.0326		0.0254	0.0032		0.0027	-1.95%	3.87%	0.38%

Códigos de significância: 0 \*\*\*\* 0.001 \*\*\* 0.01 \*\* 0.05 \* ! 0.1

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e dos *shapefiles* das amenidades.

(1) Soma-se os resultados obtidos para cada variável estrutural.

(2) Soma-se os resultados obtidos para cada variável de amenidade.

Nota 1: O separador decimal usado foi o “.”.

Nota 2: Em *All Coefficient Effect* inclui-se *Intercept (Constant) Effect*.

Nota 3: *Structural* = Variáveis estruturais, *Amenities* = Variáveis de Amenidades, *Constant* = Constante.

**Tabela 16. Efeito sobre a distribuição do log do preço para o quantil 0.30**

	Endowment			Coefficient			Interaction			Total (Overall)		
	Effect	Sign. Code	Bootstrap Standard Error (400 Replications)	Effect	Sign. Code	Bootstrap Standard Error (400 Replications)	Effect	Sign. Code	Bootstrap Standard Error (400 Replications)	% = (Endowment Effect of the Variable*100) / Overall Difference	% = (Coefficient Effect of the Variable*100) / Overall Difference	% = (Interaction Effect of the Variable*100) / Overall Difference
Quantile (0.30)												
Overall difference of LogPrice between 2012 and 2012: 0.9699765												
All Endowment Effect	0.0260	'	0.0116	-	-	-	-	-	-	2.68%	-	-
All Coefficient Effect	-	-	-	0.8633	****	0.0180	-	-	-	-	89.01%	-
All Interaction Effect	-	-	-	-	-	-	0.081	****	0.013	-	-	8.31%
Intercept (Constant)	-	-	-	1.8562	****	0.1695	-	-	-	-	191.36%	-
Structural variables (1)	0.0213	-	-	-0.8162	-	-	0.083	-	-	2.20%	-84.15%	8.58%
Amenity variables (2)	0.0047	-	-	-0.1766	-	-	-0.003	-	-	0.49%	-18.21%	-0.27%
Floor	0.0125	*	0.0045	0.0926	****	0.0109	0.048	****	0.006	1.29%	9.54%	4.98%
Age	0.0249	****	0.0032	-0.1007	****	0.0232	0.019	****	0.005	2.57%	-10.38%	1.91%
LogPrivate_Area	-0.0910	****	0.0061	-0.5367	****	0.1423	0.021	****	0.006	-9.38%	-55.33%	2.13%
Standard	0.0826	****	0.0070	0.1406	****	0.0308	0.049	****	0.011	8.52%	14.49%	5.03%
Density	0.0003	-	0.0017	-0.0102	-	0.0122	0.000	-	0.000	0.03%	-1.05%	0.00%
Type	-0.0080	'	0.0035	-0.4017	****	0.0447	-0.053	****	0.007	-0.83%	-41.42%	-5.48%
dBeach	-0.0038	-	0.0075	-0.5597	****	0.0662	-0.003	-	0.007	-0.39%	-57.70%	-0.35%
dCBD	-0.0255	'	0.0116	1.2244	****	0.2438	-0.016	'	0.009	-2.63%	126.23%	-1.70%
dCBD2	0.0216	*	0.0068	-0.4190	****	0.1164	0.015	'	0.007	2.22%	-43.19%	1.54%
dSubway	0.0016	-	0.0011	0.1080	****	0.0305	-0.002	-	0.002	0.17%	11.13%	-0.21%
dCapibaribe	0.0204	'	0.0087	-0.3705	****	0.0684	0.013	'	0.006	2.11%	-38.20%	1.35%
dZEIS	-0.0027	*	0.0010	-0.0478	'	0.0217	0.002	'	0.001	-0.28%	-4.92%	0.25%
dPark	-0.0069	****	0.0014	-0.1120	****	0.0144	-0.011	****	0.002	-0.71%	-11.55%	-1.14%

Códigos de significância: 0 \*\*\*\*' 0.001 \*\*\*' 0.01 \*\*' 0.05 '\*' 0.1

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e dos *shapefiles* das amenidades.

(1) Soma-se os resultados obtidos para cada variável estrutural.

(2) Soma-se os resultados obtidos para cada variável de amenidade.

Nota 1: O separador decimal usado foi o “.”.

Nota 2: Em *All Coefficient Effect* inclui-se *Intercept (Constant) Effect*.

Nota 3: *Structural* = Variáveis estruturais, *Amenities* = Variáveis de Amenidades, *Constant* = Constante.

**Tabela 17. Efeito sobre a distribuição do log do preço para o quantil 0.50**

	Endowment			Coefficient			Interaction			Total (Overall)		
	Effect	Sign. Code	Bootstrap Standard Error (400 Replications)	Effect	Sign. Code	Bootstrap Standard Error (400 Replications)	Effect	Sign. Code	Bootstrap Standard Error (400 Replications)	% = (Endowmen Effect of the Variable*100) / Overall Difference	% = (Coefficient Effect of the Variable*100) / Overall Difference	% = (Interaction Effect of the Variable*100) / Overall Difference
Quantile (0.50)												
Overall difference of LogPrice between 2012 and 2012: 0.9435225												
All Endowment Effect	0.0993	****	0.0167	-	-	-	-	-	-	10.52%	-	-
All Coefficient Effect	-	-	-	0.9331	****	0.0133	-	-	-	-	98.89%	-
All Interaction Effect	-	-	-	-	-	-	-0.089	****	0.012	-	-	-9.42%
Intercept (Constant)	-	-	-	1.9857	****	0.1715	-	-	-	-	210.45%	-
Structural variables (1)	0.0931	-	-	-1.1195	-	-	-0.079	-	-	9.87%	-118.65%	-8.36%
Amenity variables (2)	0.0062	-	-	0.0669	-	-	-0.0100	-	-	0.66%	7.09%	-1.06%
Floor	0.1005	****	0.0071	-0.0617	****	0.0120	-0.0322	****	0.0066	10.65%	-6.54%	-3.41%
Age	0.0263	****	0.0034	-0.0589	**	0.0184	0.0109	*	0.0036	2.78%	-6.25%	1.15%
LogPrivate_Area	-0.1198	****	0.0072	-0.7465	****	0.1438	0.0287	****	0.0056	-12.70%	-79.12%	3.04%
Standard	0.1274	****	0.0085	-0.2366	****	0.0235	-0.0821	****	0.0092	13.50%	-25.07%	-8.70%
Density	0.0001	-	0.0006	0.0150	-	0.0093	-0.00004	-	0.0003	0.01%	1.59%	0.00%
Type	-0.0413	****	0.0044	-0.0308	-	0.0356	-0.0041	-	0.0048	-4.38%	-3.27%	-0.43%
dBeach	-0.0037	-	0.0075	-0.0845	-	0.0517	-0.0005	-	0.0011	-0.39%	-8.96%	-0.05%
dCBD	-0.0202	!	0.0089	-0.0299	-	0.1968	0.0004	-	0.0029	-2.14%	-3.17%	0.04%
dCBD2	0.0180	*	0.0059	0.1970	!	0.0942	-0.0070	!	0.0040	1.91%	20.88%	-0.75%
dSubway	0.0005	-	0.0005	0.0857	****	0.0242	-0.0016	!	0.0010	0.06%	9.08%	-0.17%
dCapibaribe	0.0159	*	0.0062	-0.1360	*	0.0514	0.0048	!	0.0025	1.68%	-14.41%	0.51%
dZEIS	-0.0026	!	0.0010	0.0633	**	0.0184	-0.0032	*	0.0011	-0.27%	6.71%	-0.33%
dPark	-0.0017	-	0.0012	-0.0288	!	0.0134	-0.0028	!	0.0014	-0.18%	-3.05%	-0.30%

Códigos de significância: 0 \*\*\*\* 0.001 \*\*\* 0.01 \*\* 0.05 \* ! 0.1

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e dos *shapefiles* das amenidades.

(1) Soma-se os resultados obtidos para cada variável estrutural.

(2) Soma-se os resultados obtidos para cada variável de amenidade.

Nota 1: O separador decimal usado foi o “.”.

Nota 2: Em *All Coefficient Effect* inclui-se *Intercept (Constant) Effect*.

Nota 3: *Structural* = Variáveis estruturais, *Amenities* = Variáveis de Amenidades, *Constant* = Constante.

**Tabela 18. Efeito sobre a distribuição do log do preço para o quantil 0.70**

	Endowment			Coefficient			Interaction			Total (Overall)		
	Effect	Sign. Code	Bootstrap Standard Error (400 Replications)	Effect	Sign. Code	Bootstrap Standard Error (400 Replications)	Effect	Sign. Code	Bootstrap Standard Error (400 Replications)	% = (Endowment Effect of the Variable*100) / Overall Difference	% = (Coefficient Effect of the Variable*100) / Overall Difference	% = (Interaction Effect of the Variable*100) / Overall Difference
Quantile (0.70)												
Overall difference of LogPrice between 2012 and 2012: 0.8467996												
All Endowment Effect	0.0028		0.0201	-	-	-	-	-	-	0.33%	-	-
All Coefficient Effect	-	-	-	0.9060	***	0.0139	-	-	-	-	107.00%	-
All Interaction Effect	-	-	-	-	-	-	-0.0620	***	0.0151	-	-	-7.33%
Intercept (Constant)	-	-	-	2.2612	***	0.2328	-	-	-	-	267.03%	-
Structural variables (1)	-0.0027	-	-	-1.1421	-	-	-0.0578	-	-	-0.31%	-134.88%	-6.82%
Amenity variables (2)	0.0055	-	-	-0.2130	-	-	-0.0043	-	-	0.64%	-25.15%	-0.50%
Floor	0.1325	***	0.0094	-0.1066	***	0.0167	-0.0557	***	0.0092	15.65%	-12.59%	-6.58%
Age	0.0272	***	0.0038	-0.0877	***	0.0212	0.0162	***	0.0042	3.21%	-10.35%	1.91%
LogPrivate_Area	-0.1740	***	0.0137	-0.7664	**	0.2262	0.0295	*	0.0093	-20.55%	-90.51%	3.48%
Standard	0.0487	***	0.0065	-0.1321	***	0.0210	-0.0459	***	0.0083	5.75%	-15.60%	-5.41%
Density	-0.000004		0.0001	-0.0345	***	0.0098	0.0001		0.0006	0.00%	-4.07%	0.01%
Type	-0.0371	***	0.0042	-0.0148		0.0375	-0.0020		0.0050	-4.38%	-1.75%	-0.23%
dBeach	-0.0035		0.0074	0.0116		0.0495	0.0001		0.0007	-0.42%	1.37%	0.01%
dCBD	-0.0190	!	0.0085	-0.6964	*	0.2223	0.0094	!	0.0048	-2.25%	-82.24%	1.11%
dCBD2	0.0114	*	0.0044	0.3691	**	0.1064	-0.0132	*	0.0051	1.34%	43.59%	-1.56%
dSubway	-0.0019	!	0.0012	0.0345		0.0237	-0.0007		0.0007	-0.23%	4.08%	-0.08%
dCapibaribe	0.0171	*	0.0067	-0.0137		0.0538	0.0005		0.0020	2.02%	-1.62%	0.06%
dZEIS	-0.0048	***	0.0014	0.0568	*	0.0214	-0.0028	!	0.0013	-0.57%	6.70%	-0.33%
dPark	0.0064	***	0.0017	0.0251		0.0169	0.0025		0.0017	0.75%	2.97%	0.29%

Códigos de significância: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '!' 0.1

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e dos *shapefiles* das amenidades.

(1) Soma-se os resultados obtidos para cada variável estrutural.

(2) Soma-se os resultados obtidos para cada variável de amenidade.

Nota 1: O separador decimal usado foi o “.”.

Nota 2: Em *All Coefficient Effect* inclui-se *Intercept (Constant) Effect*.

Nota 3: *Structural* = Variáveis estruturais, *Amenities* = Variáveis de Amenidades, *Constant* = Constante.

**Tabela 19. Efeito sobre a distribuição do log do preço para o quantil 0.90**

	Endowment			Coefficient			Interaction			Total (Overall)		
	Effect	Sign. Code	Bootstrap Standard Error (400 Replications)	Effect	Sign. Code	Bootstrap Standard Error (400 Replications)	Effect	Sign. Code	Bootstrap Standard Error (400 Replications)	% = (Endowment Effect of the Variable*100) / Overall Difference	% = (Coefficient Effect of the Variable*100) / Overall Difference	% = (Interaction Effect of the Variable*100) / Overall Difference
Quantile (0.90)												
Overall difference of LogPrice between 2012 and 2012: 0.8230357												
All Endowment Effect	-0.1149	****	0.0189	-	-	-	-	-	-	-13.96%	-	-
All Coefficient Effect	-	-	-	0.9937	****	0.0210	-	-	-	-	120.73%	-
All Interaction Effect	-	-	-	-	-	-	-0.0558	**	0.0174	-	-	-6.78%
Intercept (Constant)	-	-	-	0.3286	-	0.3395	-	-	-	-	39.92%	-
Structural variables (1)	-0.1187	-	-	1.1923	-	-	-0.0717	-	-	-14.43%	144.87%	-8.72%
Amenity variables (2)	0.0038	-	-	-0.5272	-	-	0.0160	-	-	0.47%	-64.05%	1.94%
Floor	0.0822	****	0.0113	-0.0252	-	0.0258	-0.0132	-	0.0136	9.99%	-3.06%	-1.60%
Age	0.0141	****	0.0036	-0.1749	****	0.0301	0.0322	****	0.0064	1.72%	-21.25%	3.92%
LogPrivate_Area	-0.1812	****	0.0126	1.4774	****	0.3342	-0.0568	****	0.0131	-22.02%	179.50%	-6.90%
Standard	-0.0145	'	0.0062	-0.1003	**	0.0290	-0.0348	**	0.0102	-1.76%	-12.19%	-4.23%
Density	-0.0001	-	0.0004	0.0092	-	0.0118	-0.00002	-	0.0002	-0.01%	1.12%	0.00%
Type	-0.0193	****	0.0041	0.0061	-	0.0497	0.0008	-	0.0066	-2.35%	0.74%	0.10%
dBeach	-0.0017	-	0.0033	-0.0680	-	0.0606	-0.0004	-	0.0012	-0.20%	-8.27%	-0.05%
dCBD	-0.0106	'	0.0061	-0.6956	'	0.3132	0.0094	-	0.0064	-1.29%	-84.51%	1.14%
dCBD2	0.0047	-	0.0043	0.3675	'	0.1505	-0.0131	'	0.0072	0.57%	44.65%	-1.59%
dSubway	-0.0017	-	0.0010	-0.0121	-	0.0297	0.0002	-	0.0007	-0.20%	-1.47%	0.03%
dCapibaribe	0.0089	'	0.0039	-0.0913	-	0.0660	0.0032	-	0.0029	1.08%	-11.09%	0.39%
dZEIS	-0.0063	****	0.0017	-0.1306	****	0.0291	0.0065	*	0.0022	-0.76%	-15.87%	0.79%
dPark	0.0106	****	0.0025	0.1029	****	0.0275	0.0102	**	0.0032	1.28%	12.50%	1.24%

Códigos de significância: 0 '\*\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e dos *shapefiles* das amenidades.

(1) Soma-se os resultados obtidos para cada variável estrutural.

(2) Soma-se os resultados obtidos para cada variável de amenidade.

Nota 1: O separador decimal usado foi o “.”.

Nota 2: Em *All Coefficient Effect* inclui-se *Intercept (Constant) Effect*.

Nota 3: *Structural* = Variáveis estruturais, *Amenities* = Variáveis de Amenidades, *Constant* = Constante.