

**Área de Interesse:** Área 1 - Economia Pernambucana

**Decomposição da Variação dos Preços de Imóveis nas Cidades Brasileiras: Valoração de Mercado, Características Estruturais ou Amenidades? Um Estudo para o Caso da Cidade do Recife**

**Álvaro Furtado Coelho Júnior**

Doutorado em Economia pelo PIMES/UFPE

Professor do DECON/UFRPE

Graduado em Economia pela Universidade Federal de Campina Grande (UFCG) (2009),

Mestre em Economia pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB) (2011),

Doutorado em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE/PIMES), Brasil (2015), com período de doutorado sanduíche na *University of Illinois at Urbana-Champaign* (UIUC)/ *Regional Economics Applications Laboratory* (REAL), Estados Unidos (2014-2015). A tese de doutorado concentrou-se na área de Economia Regional e Urbana.

Endereço Postal: Universidade Federal Rural de Pernambuco, Departamento de Ciências Econômicas. Dois Irmãos

52171900 - Recife, PE - Brasil - Caixa-postal: 50740520

alvarojuniorbr@gmail.com

(81)99912-0270

**Raul da Mota Silveira Neto**

Pós Doutorado em Economia pela UIUC

Professor do PIMES/UFPE

Possui graduação em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (1989), mestrado em Economia pela Universidade de São Paulo (1995) e doutorado em Economia pela Universidade de São Paulo (2000). Atualmente é professor associado do Departamento de Economia da Universidade Federal de Pernambuco. Os trabalhos e pesquisas concentram-se nas áreas de Economia Regional, Economia Urbana, Economia do Trabalho e Desenvolvimento Econômico, com interesse específico na avaliação de políticas públicas, nas políticas de desenvolvimento regional ou local, nos determinantes da desigualdade e da migração, nos condicionantes da distribuição das famílias e atividades nas cidades, nos diferenciais de qualidade de vida entre cidades e nos determinantes do crescimento das cidades.

Endereço Postal: Universidade Federal de Pernambuco, Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Departamento de Ciências Econômicas.

Br 101 - Cidade Universitária

Cidade Universitária

50000000 - Recife, PE - Brasil

netoraul2015@gmail.com

**Decomposição da Variação dos Preços de Imóveis nas Cidades Brasileiras: Valoração de Mercado, Características Estruturais ou Amenidades? Um Estudo para o Caso da Cidade do Recife**

**RESUMO:** Ao longo dos anos 2000, as cidades do Brasil registraram uma vultosa elevação de preço dos imóveis. Instigado por essa conjuntura e a partir do caso específico do Recife, este trabalho objetivou decompor, ao nível de quantil, a variação de preço dos imóveis do Recife, registrada entre 2002 a 2012, quanto ao (I) efeito dotação, que corresponde a contribuição das variáveis estruturais e das de amenidades — aferidas em termos de distância euclidiana — e quanto ao (II) efeito coeficiente/preço (contribuição da valorização dessas variáveis). Permitindo, assim, identificar quais são os principais componentes da variação de preço dos imóveis nesse período. No sentido de obter esses resultados/evidências, este artigo aplicou uma decomposição, devida a Firpo *et al.* (2006, 2007, 2009 e 2011), caracterizada pelo uso de regressões RIF, o que permitiu mensurar a contribuição de variáveis estruturais e de amenidades locais ao nível de quantil da distribuição dos preços, aplicação essa inédita no estudo do diferencial dos preços no mercado de imóveis. Os resultados obtidos a partir da decomposição permitem constatar que o efeito preço e o efeito dotação têm 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:** Decomposição de Preços, Regressões RIF, Variáveis Estruturais, Amenidades.

**ABSTRACT:** Over the 2000s, the Brazilian cities have presented a bulky price rise of real estate. Instigated by this situation and from the specific case of Recife, this study aimed to decompose, at the level of quantile, the price changes of properties of Recife, registered between 2002 and 2012, as to (I) endowment effect, which is the contribution of structural variables and amenities — measured in terms of Euclidean distance — and as the (II) coefficient/price effect (contribution valuing of these variables). Allowing to identify which are the main components of the real estate price change in that period. In order to get those results / evidences, this paper applied a decomposition due to Firpo *et al.* (2006, 2007, 2009 and 2011), characterized by using RIF regressions, which allowed to measure the contribution of structural variables and local amenities to the level of quantile of the distribution of prices, this unprecedented application in the study of differential of prices in the property market. The obtained results from the decomposition help us to determine the price effect and the endowment effect 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 is 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.

**KEY-WORDS:** Price Decomposition, RIF Regressions, Structural Variables, Amenities.

**Classificação JEL:** R31, R32.

## 1. Introdução

No período de 2002 a 2012, o Brasil registrou um crescimento de 1532% no número de unidades habitacionais adquiridas por financiamento com recursos do SBPE<sup>1</sup> (SBPE/BACEN, 2015). O valor negociado, em termos nominais, usando como referência o ano de 2002, aumentou em 4655,7%, chegando a uma cifra total superior a 54 bilhões de reais em 2012. Em termos de regiões brasileiras esses dados mostram que o Nordeste corresponde a segunda região do país a apresentar a maior elevação de unidades financiadas de 2002 para 2012 (crescimento de 5843%), perdendo apenas para a região Norte. O estado de Pernambuco apresenta-se como o segundo estado da região Nordeste com maior número de imóveis financiados no ano de 2012 (14,75%), sendo a Bahia o primeiro estado.

A partir dos dados Secovi (2013) (o sindicato da habitação no Brasil) é possível verificar que a primeira década dos anos 2000 foi caracterizada por aumento nos preços dos imóveis nas cidades brasileiras, por exemplo, na cidade de São Paulo, no período de 2002 a 2012, registrou-se uma elevação real do preço do metro quadrado de 188%. Para a Cidade do Recife os dados do Imposto sobre a Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) registram um crescimento do valor médio dos preços dos imóveis de 326,5%, nesse mesmo período. Coelho Junior *et al.* (2014) demonstraram que o mercado imobiliário do Recife é bem importante para a atividade econômica da cidade, uma vez 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 a magnitude dessa valorização dos imóveis, no período de tempo de 2002 até 2012, a renda *per capita* ao nível de domicílio no Brasil, da parcela da população que registrou o maior percentual de aumento (a parcela dos 40% mais pobres) apresentou uma elevação de 85,9% da renda (PNAD<sup>2</sup>), cifra essa que não equivale a 50% das magnitudes registradas quanto à elevação do preço das propriedades em São Paulo e em Recife. No Brasil, o gasto habitacional representa uma parte considerável do dispêndio da renda das famílias. Almeida & Azzoni (2013) mostraram que a despesa com habitação nas regiões metropolitanas do país (Recife é uma das regiões metropolitanas estudadas) corresponde a magnitude de 25% a 30% dos gastos familiar.

Assim sendo, a significativa expansão do crédito imobiliário juntamente com o grande crescimento do nível de renda das famílias e, por conseguinte, a elevação do dispêndio com habitação (uma vez que este gasto corresponde a uma porcentagem do nível da renda das famílias, o qual registrou aumento), colaboraram para a trajetória ascendente dos preços dos imóveis no Brasil. Apesar disso pouco se sabe a respeito da magnitude da contribuição das características estruturais e de localidades do imóvel (as amenidades, aqui, aferidas em termos de distância euclidiana) para o preço da habitação ao longo dos anos. O caminho para entender a magnitude dessa contribuição pode ser feito através da decomposição da contribuição dessas covariadas na variação de preços. Uma vez que, decompor a variação de preços possibilitará identificar quais são os principais componentes dessa variação.

A revisão da bibliografia, ao melhor de nosso conhecimento, constata que existe a lacuna na literatura de não se ter um 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 dos imóveis, com o resultado do efeito coeficiente e do efeito dotação individualizado para cada covariada do modelo. Neste presente trabalho, busca-se, como objetivo, dar resposta a essa lacuna observada, mensurando, 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.

<sup>1</sup> Sistema Brasileiro de Poupança e Empréstimo

<sup>2</sup> Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios

Para tal, decomposição do diferencial de preço, mensura-se a 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 à 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.

Neste presente artigo estuda-se a Cidade do Recife (capital do estado de Pernambuco, um dos nove estados da região do Nordeste do Brasil), no período de 2002 a 2012. Os dados dos imóveis foram obtidos da Prefeitura Municipal do Recife, do banco de dados do ITBI, e representam todo mercado formal de imóveis negociados.

Além do fato da disponibilidade de dados, pelo menos três motivos tornam o caso do Recife relevante. Primeiro, trata-se da capital da maior região metropolitana do Nordeste, região que registrou as maiores elevações de renda quando se compara as macrorregiões brasileiras nos anos 2000. Segundo, é a sede do estado que teve o segundo maior crescimento quando se analisa o número de financiamentos de imóveis contratados no período de 2002-2012 na região Nordeste (segunda região do país em termos da magnitude de residências financiadas nesse período). Esperar, pois, que essas duas razões em conjunto com a elevação da renda e o aumento do volume de crédito imobiliário possam potencialmente assumir formas distintas na dinâmica de preço do mercado de habitação. Em terceiro lugar, e mais especificamente, Recife tem um conjunto de amenidades quase singular entre as capitais brasileiras, dentre elas, a forte presença do mar e do Rio Capibaribe ao longo do processo de ocupação da cidade. Neste sentido, há uma maior possibilidade de alterações no estoque local das amenidades, por meio da mudança na localização das novas construções (através do aumento ou da redução da distância desses imóveis para as amenidades), provocarem algum efeito na variação de preços observada na cidade.

Além desta introdução, o trabalho está estruturado em mais quatro seções. Na seção a seguir, é apresentada toda a estratégia empírica do trabalho, incluindo a descrição da decomposição e dos dados. Na seção três, são apresentados os resultados da decomposição FFL e sua discussão. Na última e quarta seção, são apresentadas conclusões e implicações dos resultados.

## **2. Estratégia Empírica**

### **2.1 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 serem 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), decompõe 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>3</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 variáveis de 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.

Usando o modelo linear,  $Y_l = X_l' \delta_l + u_l$ , sendo:  $X$ , o vetor que contém as covariadas<sup>4</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:

$$R = E(X_A)' \delta_A - E(X_B)' \delta_B \quad (2)^5$$

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 abriam para decomposição do diferencial de preço. Isso ocorreu porque por meio da técnica de regressão quantílica, apresentada por Koenker & Bassett (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.

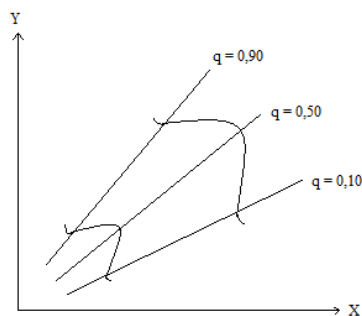
A partir da Figura 1, verifica-se que estimações apenas da média condicional não captariam a assimetria (heterocedasticidade) presente na distribuição dos erros. Com a regressão quantílica é possível verificar se o padrão obtido na estimação da média se mantém

<sup>3</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).

<sup>4</sup> Neste trabalho, as covariadas são as variáveis relativas às características intrínsecas do imóvel (características estruturais) e as referentes as variáveis de localização (representadas pelas distâncias dos imóveis as amenidades).

<sup>5</sup> Dado que:  $E(Y_l) = E(X_l' \delta_l + u_l) = E(X_l' \delta_l) + E(u_l) = E(X_l') E(\delta_l) = E(X_l') \delta_l$

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 definiram essa abordagem como regressões quantílicas incondicionais<sup>6</sup>.

Especificamente, com respeito à 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 em Chicago (EUA) de 1995 a 2005. Nesse 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

<sup>6</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).

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, 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 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 metodologia da decomposição aplicada segue no próximo ponto.

## 2.2 Metodologia da decomposição do diferencial de preço dos imóveis

Neste presente estudo opta-se, como já mencionado, 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>7</sup>.

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

$$IF(Y; q_n) = \frac{(n-1)I\{Y \leq q_n\}}{f_Y(q_n)} \quad (5)$$

Sendo:  $I\{\cdot\}$  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:

$$RIF(Y; q_n) = q_n + IF(Y; q_n) \quad (6)$$

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, substituem-se esses valores em (6) e obtém-se uma estimativa  $RIF$  para cada observação, ou seja, tem-se:

$$\widehat{RIF}(Y; \hat{q}_n) = \hat{q}_n + IF(Y; \hat{q}_n) \quad (7)$$

O valor esperado do modelo de regressão  $RIF$  é visto como uma regressão quantílica incondicional. Por esse caminho, formam-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>8</sup> das regressões quantílicas incondicional corresponderão a:

$$\hat{\gamma}_{i,n} = (\sum_{i=1}^N X_i X_i')^{-1} \sum_{i=1}^N \widehat{RIF}(Y_i; \hat{q}_{i,n}) X_i \quad (8)$$

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>9</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:

$$\hat{R}_n = \{E(X_{i_A,n}) - E(X_{i_B,n})\}' \hat{\gamma}_{i_B,n} + E(X_{i_B,n})' (\hat{\gamma}_{i_A,n} - \hat{\gamma}_{i_B,n}) + \{E(X_{i_A,n}) - E(X_{i_B,n})\}' (\hat{\gamma}_{i_A,n} - \hat{\gamma}_{i_B,n}) \quad (9)$$

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

Novamente, como na equação (4), pode-se a partir de (9) decompor os três efeitos dotação ( $D$ ), preço ( $C$ ) e termo de interação ( $I$ ), a saber:

$$D_n = \{E(X_{i_A,n}) - E(X_{i_B,n})\}' \hat{\gamma}_{i_B,n} \quad (10)$$

$$C_n = E(X_{i_B,n})' (\hat{\gamma}_{i_A,n} - \hat{\gamma}_{i_B,n}) \quad (11)$$

<sup>7</sup> Mais detalhes Firpo *et al.* (2009) *Unconditional quantile regression*, em especial na nota de rodapé 6.

<sup>8</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 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>9</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.



$$I_n = \{E(X_{i_A,n}) - E(X_{i_B,n})\}'(\hat{\gamma}_{i_A,n} - \hat{\gamma}_{i_B,n}) \quad (12)$$

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 efeito dotação, resultante de “padronização” da amostra em residências comparáveis caso seja realizado o emparelhamento. 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.

### 2.3 Dados

Os dados usados para proceder-se as análises advêm de dois conjuntos de dados. O primeiro foi o do Imposto de Transmissão de Bens Imóveis (ITBI<sup>10</sup>) e o segundo foi dos *shapefiles* de amenidades. Excetuando-se as informações quanto ao metrô de Recife, as quais foram obtidas junto a companhia de metrô da cidade<sup>11</sup> (MetroRec) todas as informações foram fornecidas pela Prefeitura Municipal de Recife. O emprego desse conjunto de dados tem duas importantes características: 1<sup>a</sup>) ele representa todo o mercado formal da cidade, 2<sup>a</sup>) os preços presentes neste conjunto de dados são os mais próximos aos reais preços de transação do imóvel, uma vez que o valor dos imóveis são auditados para verificar a efetividade do valor. Sendo o valor de avaliação uma *proxy* bastante próxima do preço de equilíbrio de mercado (quando demanda iguala-se a oferta). Com isso pode-se reduzir bastante o problema da sobre ou sub estimação dos preços de vendas dos imóveis. Por outro lado, a fragilidade do uso de dados apenas do mercado formal é a não abrangência da totalidade do mercado, em especial das residências de menores valores as quais em geral são transacionadas no mercado informal. Porém o uso de dados formais permite maior credibilidade aos resultados aferidos.

O banco de dados do ITBI tem informações de todas as transações formais ocorridas de 2000 a 2012. Após compatibilização da base de dados do ITBI com o Google Maps foi possível proceder o georreferenciamento por ferramentas computacionais ou manualmente para 6173 observações no ano de 2002 e 9564 observações em 2012.

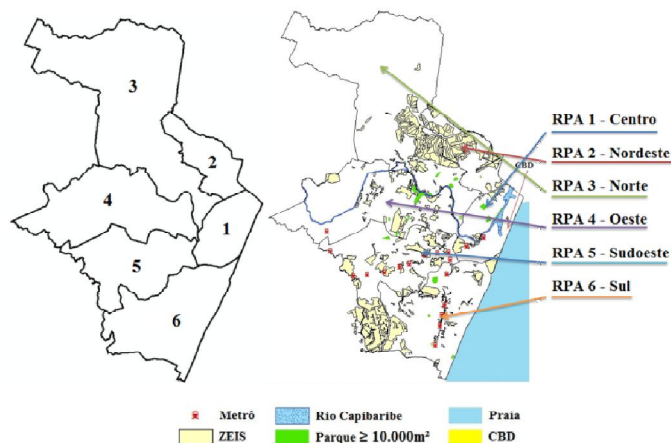
Quanto à variável dependente, o valor do imóvel, corrigiu-se para preços de dezembro de 2012 usando o Índice de Preços ao Consumidor Amplo<sup>12</sup> (IPCA) e representado

<sup>10</sup> 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.

<sup>11</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>12</sup> 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. Ou seja, o que se faz é retirar da variação de preço os componentes que não são do mercado imobiliário, permanecendo com os componentes que são associados aos imóveis e decompondo sua participação na variação de preço.

em logaritmo natural (*Log of sales price*), ou (*LogPrice*). Para definir as variáveis de características estruturais (intrínsecas), seguiu-se Sirmans *et al.* (2005) e a disponibilidade de dados. O conjunto de variáveis contém as seguintes informações sobre as características intrínsecas dos imóveis: (1) andar onde está a residência (*Floor*), (2) a idade da habitação (*Age*), (3) área de construção privada tratada em logaritmo (*LogPrivate\_Area*), (4) padrão da construção (*Standard*), assumindo valor 1 se o padrão igual a médio ou superior e 0 se igual a simples, (5) densidade de imóveis por andar (*Density*)<sup>13</sup>, em caso de residência esta variável é igual a 1, e (6) tipo de residência (*Type*), casa assumi valor 0 e apartamento valor 1.



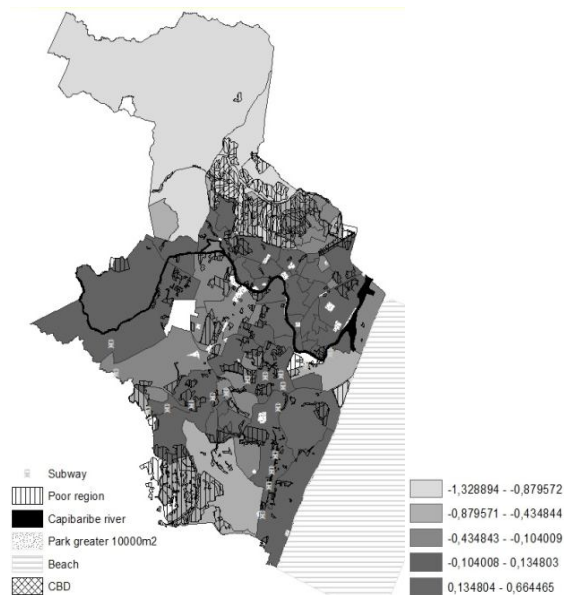
**Figura 2. A distribuição de amenidades no Recife**

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

Quanto às variáveis de localização, após o processo de georreferenciamento de cada residência, foram calculadas as distâncias individuais para as amenidades em metros. Tais variáveis compreendem potenciais amenidades fundamentais presentes na cidade do Recife e que, como mostraram recentemente Seabra e Silveira Neto (2014), são essenciais para a precificação dos imóveis da cidade de Recife. Em Coelho Junior *et al.* (2014) é feita uma discussão detalhada a respeito deste conjunto de amenidades. Especificamente, tal conjunto inclui: (1) distância à praia (*dBeach*); (2) distância ao centro da cidade (*dCBD*) — representado pelo marco zero da cidade na praça Rio Branco; (3) distância ao centro da cidade ao quadrado (*dCBD2*); (4) distância às estações de metrô (*dSubway*); (5) distância ao rio Capibaribe (*dCapibaribe*); (6) distância às Zonas Especiais de Interesse Social (*dZEIS*) representando as áreas pobres; e distância às áreas verdes com área  $\geq 10.000\text{m}^2$  (*dPark*). Na Figura 2 é possível ver onde estão as amenidades trabalhadas no mapa da cidade de Recife.

Em adicional, para apoiar a escolha destas amenidades traça-se o mapa dos resíduos MQO por quantil (Figura 3), com o objetivo de identificar quais amenidades podem influenciar 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.

<sup>13</sup> Essa variável foi construída dividindo-se a quantidade de unidades de apartamento em um prédio pela quantidade de andares no apartamento.



**Figura 3. 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.

Na Tabela 1 apresenta-se a estatística descritiva para os dois anos analisados. 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. 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 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

**Tabela 1. 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

**Total de observações: 9564**

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

2012) utiliza-se a função de densidade de kernel com uma constante de largura<sup>14</sup> de banda  $h$  para calcular as distribuições empíricas. Para qualquer variável de interesse a função de densidade de kernel estimada para um ponto de interesse será:

$$\hat{f}_0(x) = \frac{1}{n_0 h_0} \sum_{h_0}^{n_0} K\left(\frac{x_{10} - x}{h_0}\right), \quad \text{no período 0 (2002),} \quad (13)$$

e

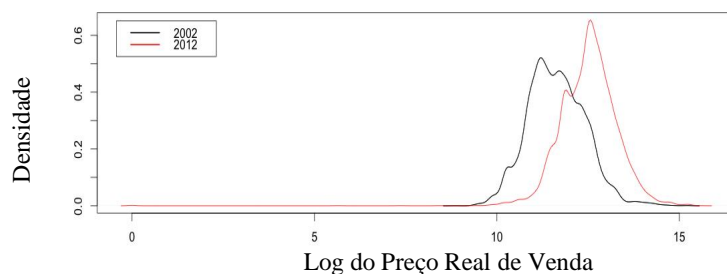
$$\hat{f}_1(x) = \frac{1}{n_1 h_1} \sum_{h_1}^{n_1} K\left(\frac{x_{1i} - x}{h_1}\right), \quad \text{no período 1 (2012).} \quad (14)$$

A variação da densidade é obtida, pois, por:

$$\Delta(x) = \hat{f}_1(x) - \hat{f}_0(x) \quad (15)$$

<sup>14</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:  $h_j = 0.9m_j n_j^{-0.2}$ . Sendo  $j=0,1$ ;  $o_j = \min(\sqrt{\text{var}(x_j)}, r_j/1,349)$ ;  $r_j$  é o 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.

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 4, 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.

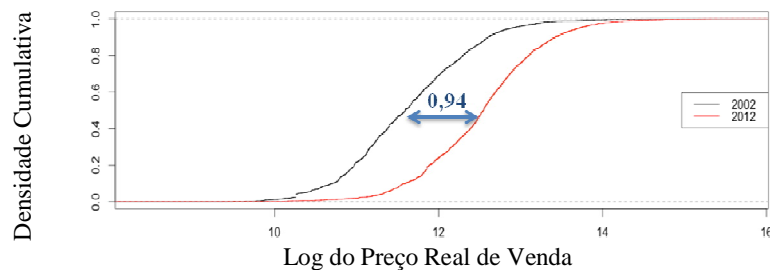


**Figura 4. Densidade de kernel estimada para o log do preço real de venda**

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

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

A Figura 5 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 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



**Figura 5. 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 “.”.

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.

### 3. Resultados da Decomposição FFL

Na Figura 4 da seção 2.3, 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>15</sup> na Tabela 2 e na Figura 6<sup>16</sup>.

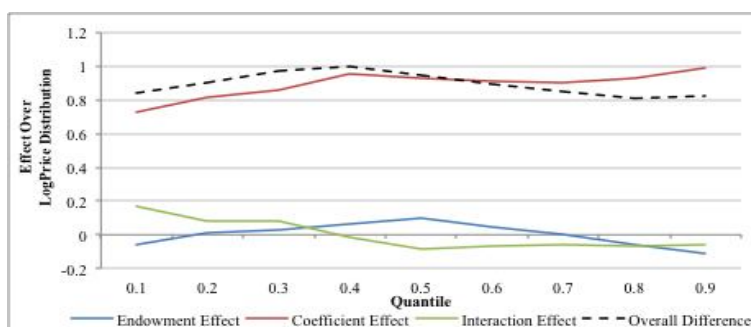
Na Figura 6 e ao longo da Tabela 2 pode-se verificar a magnitude da diferença de preços (*Overall Difference*) (linha em preto tracejada) entre estes dois anos sendo decomposta para cada quantil estudado em:

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

Note-se, na Figura 6 e na Tabela 2, 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 6, 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 6. 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 6, (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

<sup>15</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>16</sup> As tabelas com os valores obtidos por quantil encontram-se no apêndice. São as Tabelas da numeração 15 até a 19.

**Tabela 2. Decomposição das mudanças da densidade do logaritmo do preço real de venda dos imóveis no Recife entre 2002 e 2012**

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

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.

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.

as mudanças nas dotações, a linha azul na Figura 6, (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 7, ao lado do efeito associado ao intercepto.

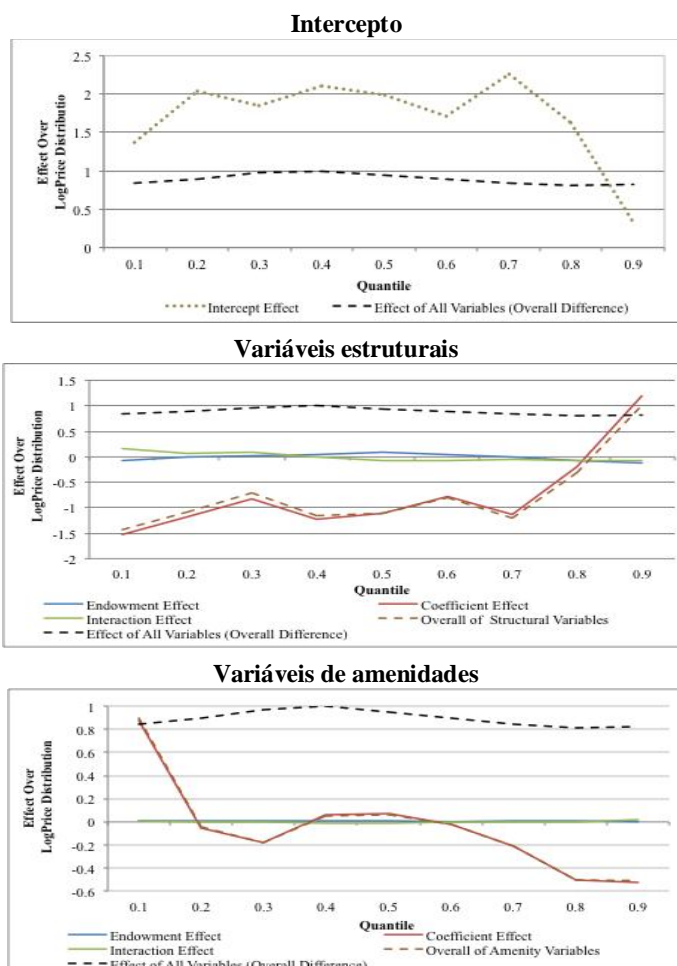
Na Figura 7, o que é assinalado como a diferença total (*Effect of All Variables (Overall Difference)*) (linha preta tracejada) nos gráficos para o intercepto, para as variáveis estruturais e para as variáveis de amenidades corresponde à mudança original da distribuição dos preços de venda quando se compara o ano de 2012 com o ano de 2002.

A Figura 7 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 1, 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 7), na maioria dos quantis, apresentou sinal negativo, e foi acompanhado, em menor proporção, pelo também efeito negativo das dotações (linha azul na Figura 7) (ver Figura 7, o segundo gráfico para variáveis estruturais e o terceiro gráfico para as amenidades). Nesse caso, se o imóvel mantivesse as



mesmas característica 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



**Figura 7. 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

apartamentos negociados em 2012 terem reduzido a área privada (Tabela 1), 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 7 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 7, 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 8 o gráfico de barras no qual se mostra que a magnitude do efeito coeficiente (incluindo o efeito do intercepto) é o que desempenha o principal papel na mudanças de preço (como já verificado a partir da Figura 7), 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 8, 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.

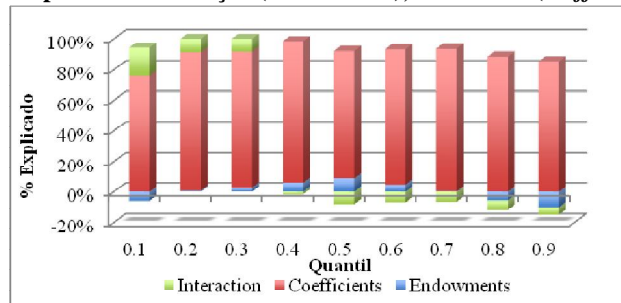
Por fim, no último painel da Figura 8, painel 3, divide-se o percentual explicado do efeito dotação, do efeito coeficiente e do efeito interação por cada grupo de variável (estrutural e amenidade) além do que é de responsabilidade da constante. Por ele constata-se novamente que o efeito coeficiente é 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 locais 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, os quais são apresentados na Figura 9 para as variáveis estruturais e na Figura 10 para as de amenidades.

A partir da Figura 9 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).

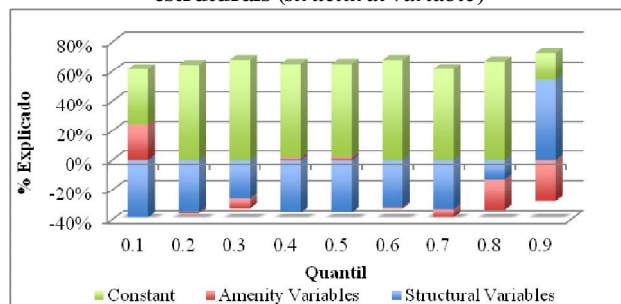
**Percentual explicado pelo efeitos dotação (*endowments*), coeficiente (*coefficients*) e (*Interaction*)**



Panel 1

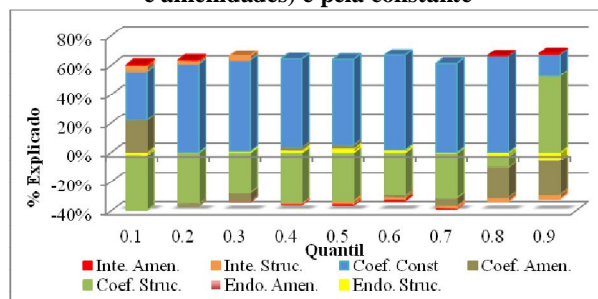
(No efeito coeficiente inclui-se o efeito do intercepto/constante)

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



Panel 2

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



Panel 3

**Figura 8. Decomposição das mudanças da densidade do preço por categorias**

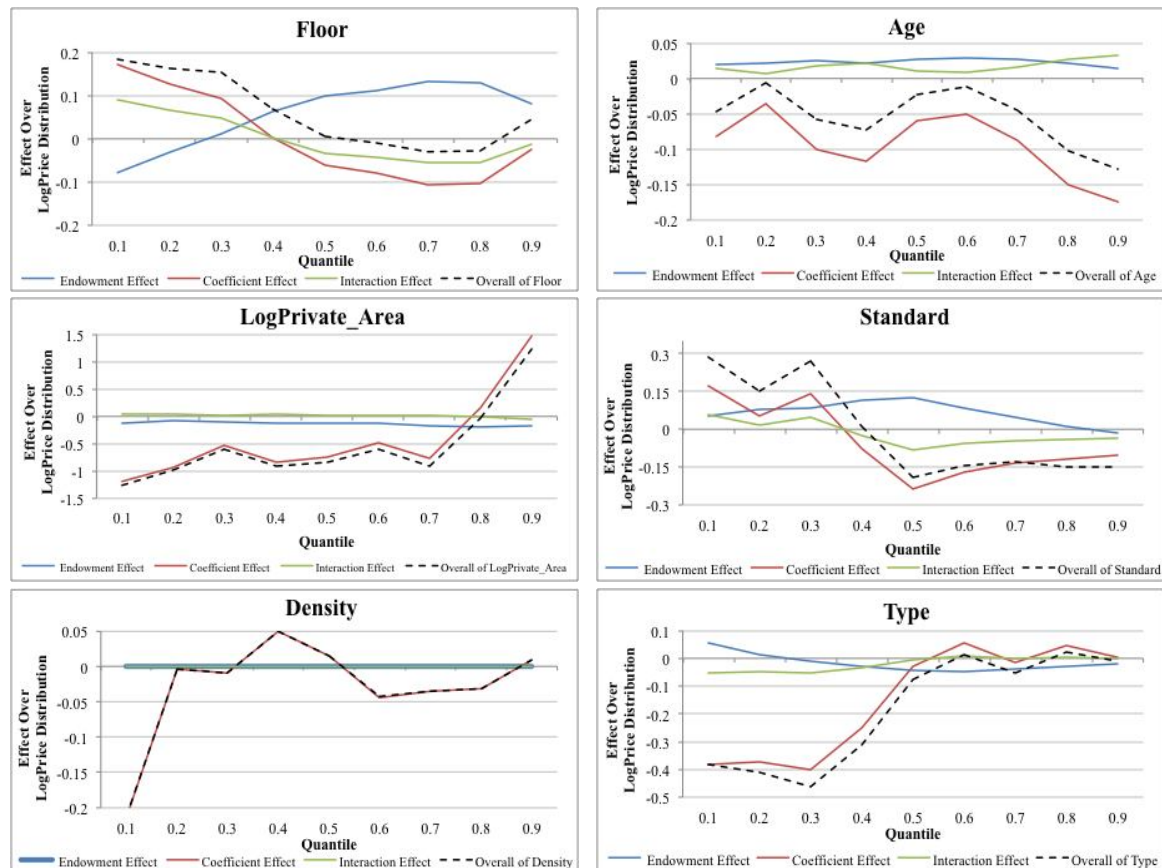
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e dos *shapefiles* das amenidades.

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 “.”.

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.



**Figura 9. Decomposição das mudanças da densidade para cada variável do grupo de variáveis estruturais**

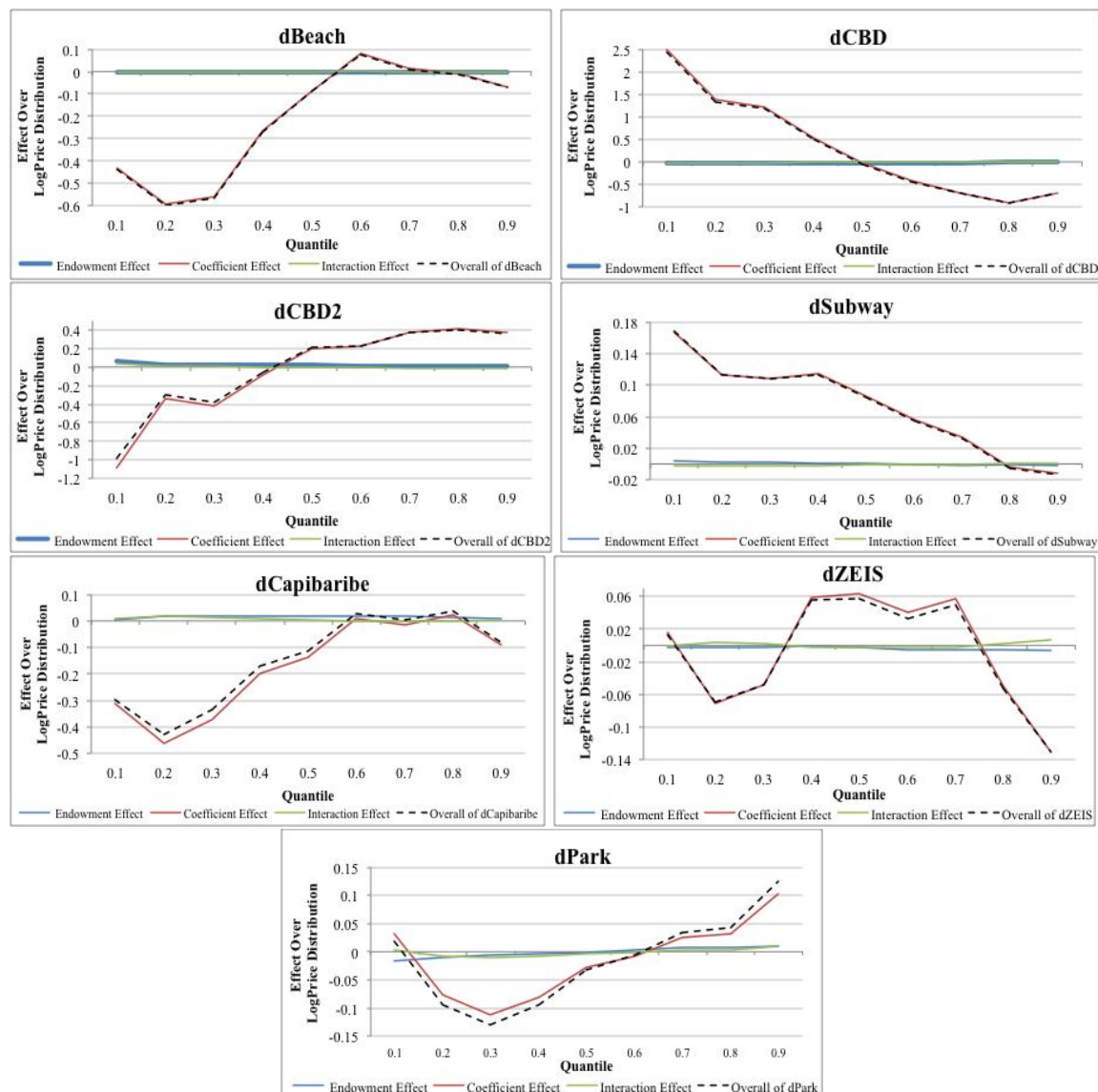
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do ITBI e dos *shapefiles* das amenidades.

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

No que diz respeito as variáveis de amenidades (Figura 10) 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. 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 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.



**Figura 10. 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 “.”.

Quanto à distância ao centro, a partir da Figura 10, 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,

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 9 e Figura 10 mostram, portanto, que os coeficientes, em todos os quantis, são o fator mais importante (como percebido na Figura 6 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>17</sup>, deste trabalho e que é inédito para os trabalhos que aplicam estratégias de decomposições de preços dos imóveis, construiu-se a Tabela 3 a seguir. A partir dos resultados obtidos da decomposição, calculou-se o quanto cada efeito obtido por variável equivalia em termos percentuais<sup>18</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 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 1, 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

<sup>17</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>18</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 3. Percentual do efeitos dotação, preço e interação a nível de cada covariável (quantis 0,10; 0,30; 0,50; 0,70; e 0,90)**

	% = (Endowmen Effect of the Variable*100)/ Overall Difference	% = (Coefficient Effect of the Variable*100)/ Overall Difference	% = (Interaction Effect of the Variable*100)/ Overall Difference	% = (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 (0.10)			Quantile (0.30)		
	Overall Difference: 0.8442188			Overall Difference: 0.9699765		
All Endowment Effect	-6.48% <sup>***</sup>	-	-	2.68% <sup>!</sup>	-	-
All Coefficient Effect	-	86.01% <sup>***</sup>	-	-	89.01% <sup>***</sup>	-
All Interaction Effect	-	-	20.46% <sup>***</sup>	-	-	8.31% <sup>***</sup>
Intercept (Constant)	-	162.58% <sup>***</sup>	-	-	191.36% <sup>***</sup>	-
Structural variables (1)	-7.66% <sup>-</sup>	-180.65% <sup>-</sup>	18.95% <sup>-</sup>	2.20% <sup>-</sup>	-84.15% <sup>-</sup>	8.58% <sup>-</sup>
Amenity variables (2)	1.18% <sup>-</sup>	104.09% <sup>-</sup>	1.52% <sup>-</sup>	0.49% <sup>-</sup>	-18.21% <sup>-</sup>	-0.27% <sup>-</sup>
Floor	-9.24% <sup>***</sup>	20.34% <sup>***</sup>	10.62% <sup>***</sup>	1.29% <sup>!</sup>	9.54% <sup>***</sup>	4.98% <sup>***</sup>
Age	2.43% <sup>***</sup>	-9.65% <sup>!</sup>	1.78% <sup>!</sup>	2.57% <sup>***</sup>	-10.38% <sup>***</sup>	1.91% <sup>***</sup>
LogPrivate_Area	-13.83% <sup>***</sup>	-140.81% <sup>***</sup>	5.41% <sup>***</sup>	-9.38% <sup>***</sup>	-55.33% <sup>***</sup>	2.13% <sup>***</sup>
Standard	6.44% <sup>***</sup>	20.42% <sup>***</sup>	7.09% <sup>***</sup>	8.52% <sup>***</sup>	14.49% <sup>***</sup>	5.03% <sup>***</sup>
Density	0.01% <sup>-</sup>	-25.47% <sup>***</sup>	0.07% <sup>-</sup>	0.03% <sup>-</sup>	-1.05% <sup>-</sup>	0.003% <sup>-</sup>
Type	6.53% <sup>***</sup>	-45.48% <sup>***</sup>	-6.02% <sup>***</sup>	-0.83% <sup>!</sup>	-41.42% <sup>***</sup>	-5.48% <sup>***</sup>
dBeach	-0.03% <sup>-</sup>	-51.33% <sup>***</sup>	-0.31% <sup>-</sup>	-0.39% <sup>-</sup>	-57.70% <sup>***</sup>	-0.35% <sup>-</sup>
dCBD	-4.51% <sup>!</sup>	295.42% <sup>***</sup>	-3.98% <sup>!</sup>	-2.63% <sup>!</sup>	126.23% <sup>***</sup>	-1.70% <sup>!</sup>
dCBD2	7.03% <sup>***</sup>	-128.70% <sup>***</sup>	4.59% <sup>!</sup>	2.22% <sup>!</sup>	-43.19% <sup>***</sup>	1.54% <sup>!</sup>
dSubway	0.53% <sup>!</sup>	19.70% <sup>!</sup>	-0.38% <sup>-</sup>	0.17% <sup>-</sup>	11.13% <sup>***</sup>	-0.21% <sup>-</sup>
dCapibaribe	0.41% <sup>-</sup>	-36.73% <sup>!</sup>	1.30% <sup>!</sup>	2.11% <sup>!</sup>	-38.20% <sup>***</sup>	1.35% <sup>!</sup>
dZEIS	-0.30% <sup>!</sup>	1.86% <sup>-</sup>	-0.09% <sup>-</sup>	-0.28% <sup>!</sup>	-4.92% <sup>!</sup>	0.25% <sup>!</sup>
dPark	-1.95% <sup>***</sup>	3.87% <sup>-</sup>	0.38% <sup>-</sup>	-0.71% <sup>***</sup>	-11.55% <sup>***</sup>	-1.14% <sup>***</sup>
	Quantile (0.50)			Quantile (0.70)		
	Overall Difference: 0.9435225			Overall Difference: 0.8467996		
All Endowment Effect	10.52% <sup>***</sup>	-	-	0.33% <sup>-</sup>	-	-
All Coefficient Effect	-	98.89% <sup>***</sup>	-	-	107.00% <sup>***</sup>	-
All Interaction Effect	-	-	-9.42% <sup>***</sup>	-	-	-7.33% <sup>***</sup>
Intercept (Constant)	-	210.45% <sup>***</sup>	-	-	267.03% <sup>***</sup>	-
Structural variables (1)	9.87% <sup>-</sup>	-118.65% <sup>-</sup>	-8.36% <sup>-</sup>	-0.31% <sup>-</sup>	-134.88% <sup>-</sup>	-6.82% <sup>-</sup>
Amenity variables (2)	0.66% <sup>-</sup>	7.09% <sup>-</sup>	-1.06% <sup>-</sup>	0.64% <sup>-</sup>	-25.15% <sup>-</sup>	-0.50% <sup>-</sup>
Floor	10.65% <sup>***</sup>	-6.54% <sup>***</sup>	-3.41% <sup>***</sup>	15.65% <sup>***</sup>	-12.59% <sup>***</sup>	-6.58% <sup>***</sup>
Age	2.78% <sup>***</sup>	-6.25% <sup>***</sup>	1.15% <sup>!</sup>	3.21% <sup>***</sup>	-10.35% <sup>***</sup>	1.91% <sup>***</sup>
LogPrivate_Area	-12.70% <sup>***</sup>	-79.12% <sup>***</sup>	3.04% <sup>***</sup>	-20.55% <sup>***</sup>	-90.51% <sup>***</sup>	3.48% <sup>***</sup>
Standard	13.50% <sup>***</sup>	-25.07% <sup>***</sup>	-8.70% <sup>***</sup>	5.75% <sup>***</sup>	-15.60% <sup>***</sup>	-5.41% <sup>***</sup>
Density	0.01% <sup>-</sup>	1.59% <sup>-</sup>	0.00% <sup>-</sup>	0.00% <sup>-</sup>	-4.07% <sup>***</sup>	0.01% <sup>-</sup>
Type	-4.38% <sup>***</sup>	-3.27% <sup>-</sup>	-0.43% <sup>-</sup>	-4.38% <sup>***</sup>	-1.75% <sup>-</sup>	-0.23% <sup>-</sup>
dBeach	-0.39% <sup>-</sup>	-8.96% <sup>-</sup>	-0.05% <sup>-</sup>	-0.42% <sup>-</sup>	1.37% <sup>-</sup>	0.01% <sup>-</sup>
dCBD	-2.14% <sup>!</sup>	-3.17% <sup>-</sup>	0.04% <sup>-</sup>	-2.25% <sup>!</sup>	-82.24% <sup>!</sup>	1.11% <sup>!</sup>
dCBD2	1.91% <sup>!</sup>	20.88% <sup>!</sup>	-0.75% <sup>!</sup>	1.34% <sup>!</sup>	43.59% <sup>!</sup>	-1.56% <sup>!</sup>
dSubway	0.06% <sup>-</sup>	9.08% <sup>***</sup>	-0.17% <sup>!</sup>	-0.23% <sup>!</sup>	4.08% <sup>!</sup>	-0.08% <sup>-</sup>
dCapibaribe	1.68% <sup>!</sup>	-14.41% <sup>!</sup>	0.51% <sup>!</sup>	2.02% <sup>!</sup>	-1.62% <sup>-</sup>	0.06% <sup>-</sup>
dZEIS	-0.27% <sup>!</sup>	6.71% <sup>***</sup>	-0.33% <sup>!</sup>	-0.57% <sup>***</sup>	6.70% <sup>!</sup>	-0.33% <sup>!</sup>
dPark	-0.18% <sup>-</sup>	-3.05% <sup>!</sup>	-0.30% <sup>!</sup>	0.75% <sup>***</sup>	2.97% <sup>-</sup>	0.29% <sup>-</sup>
	Quantile (0.90)					
	Overall Difference: 0.8230357					
All Endowment Effect	-13.96% <sup>***</sup>	-	-	-	-	-
All Coefficient Effect	-	120.73% <sup>***</sup>	-	-	-	-
All Interaction Effect	-	-	-6.78% <sup>***</sup>	-	-	-
Intercept (Constant)	-	39.92% <sup>-</sup>	-	-	-	-
Structural variables (1)	-14.43% <sup>-</sup>	144.87% <sup>-</sup>	-8.72% <sup>-</sup>	-	-	-
Amenity variables (2)	0.47% <sup>-</sup>	-64.05% <sup>-</sup>	1.94% <sup>-</sup>	-	-	-
Floor	9.99% <sup>***</sup>	-3.06% <sup>-</sup>	-1.60% <sup>-</sup>	-	-	-
Age	1.72% <sup>***</sup>	-21.25% <sup>***</sup>	3.92% <sup>***</sup>	-	-	-
LogPrivate_Area	-22.02% <sup>***</sup>	179.50% <sup>***</sup>	-6.90% <sup>***</sup>	-	-	-
Standard	-1.76% <sup>!</sup>	-12.19% <sup>***</sup>	-4.23% <sup>***</sup>	-	-	-
Density	-0.01% <sup>-</sup>	1.12% <sup>-</sup>	0.00% <sup>-</sup>	-	-	-
Type	-2.35% <sup>***</sup>	0.74% <sup>-</sup>	0.10% <sup>-</sup>	-	-	-
dBeach	-0.20% <sup>-</sup>	-8.27% <sup>-</sup>	-0.05% <sup>-</sup>	-	-	-
dCBD	-1.29% <sup>!</sup>	-84.51% <sup>!</sup>	1.14% <sup>-</sup>	-	-	-
dCBD2	0.57% <sup>-</sup>	44.65% <sup>!</sup>	-1.59% <sup>!</sup>	-	-	-
dSubway	-0.20% <sup>-</sup>	-1.47% <sup>-</sup>	0.03% <sup>-</sup>	-	-	-
dCapibaribe	1.08% <sup>!</sup>	-11.09% <sup>!</sup>	0.39% <sup>-</sup>	-	-	-
dZEIS	-0.76% <sup>***</sup>	-15.87% <sup>***</sup>	0.79% <sup>!</sup>	-	-	-
dPark	1.28% <sup>***</sup>	12.50% <sup>***</sup>	1.24% <sup>***</sup>	-	-	-

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.

(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 “.”.

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* 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 contribui para queda na diferença do preço do imóvel entre 2002 e 2002. 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 6 de maneira geral, bem como nos resultados específicos da decomposição para estas variáveis apresentados na Figura 9 e na Figura 10.



## 5. Conclusões

Este trabalho teve como objetivo entender a dinâmica de preço dos imóveis na Cidade do Recife entre 2002 e 2012, através da 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).

Isso foi viabilizado com o uso da base de dados do ITBI (ano de 2002 e 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 estimar a decomposição FFL (2011), o que permitiu 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.

Esse nível de detalhamento quanto à dinâmica de preços dos imóveis na Cidade do Recife, obtido 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

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

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

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).

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

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

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.

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).

- 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.
- 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.
- 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.
- KOENKER, R.; BASSETT, G.W., 1978. Regression quantiles. *Econometrica* v.46, p.33–50.
- 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.
- 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.
- OAXACA, R., 1973. Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets , *International Economic Review*, v.14, n.3, p. 693-709.
- PREFEITURA MUNICIPAL DO RECIFE, 2014. A cidade  
Disponíveis em: <<http://www2.recife.pe.gov.br/a-cidade/aspectos-gerais/>>  
Acessado em: junho de 2014.

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

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.