

Variação dos Preços de Imóveis nas Cidades Brasileiras: Valoração de Mercado, Características Intrínsecas ou Amenidades? Uma Análise para o Caso da Cidade do Recife

Álvaro Furtado Coelho Júnior- PIMES/UFPE e REAL/UIUC alvarojuniorbr@gmail.com

Raul da Mota Silveira Neto - PIMES/UFPE rau.silveira@uol.com.br

Resumo

Motivado pelo forte aumento dos preços dos imóveis das cidades brasileiras verificado durante os anos 2000 e a partir do caso específico da cidade do Recife, esta pesquisa procura investigar o papel das variações: (1) das características estruturais dos imóveis, (2) das amenidades locais e (3) da valorização desses grupos de características (estruturais e de amenidades) pelo mercado, na variação de preços observada nesta cidade entre 2002 e 2012. Para tal, utiliza-se a metodologia da decomposição de Machado e Mata (2005), a qual permite observar a contribuição desses 3 fatores para a variação de preços dos imóveis da cidade nesse período ao longo de toda a distribuição desses preços e não apenas na sua média. A pesquisa segue de perto o proposto por McMillen (2007), mas inova ao considerar especificamente o papel de um conjunto de amenidades que caracteriza a referida cidade e não apenas *dummies* de localidades, como McMillen (2007) fez. Os resultados obtidos indicam que tanto a valorização das características (estruturais e amenidades) dos imóveis pelo mercado (efeito preço), como mudanças nas características (estruturais e de localização (amenidades)) dos imóveis (efeitos dotação) são importantes para entender o aumento de preço das residências verificado na cidade entre 2002 e 2012, embora o protagonismo esteja com o primeiro efeito. As evidências encontradas também indicam que a dinâmica na direção de preços mais altos decorre de movimentos tanto no sentido de maior (menor) valorização das características dos imóveis nos quantis mais altos (baixos) da distribuição, como características mais (menos) favoráveis nestes quantis mais altos (baixos).

Palavras chave: Decomposição de preços, regressão quantílica hedônica, amenidades

Abstract

Motivated by the strong growth of the price of residences in the Brazilian cities during the 2000's and considering the specific case of Recife city, this paper investigates the roles of the variation in: (1) residence's structural characteristics, (2) of local amenities and (3) of price variation of these characteristics (structural and of amenities) on the price dynamic of real estate of this city between 2002 and 2012. The empirical exercise applies the decomposition of Machado and Mata (2005) to observe the contribution of these three set of factors on price dynamic along all price distributions, instead of only at its mean. The research follows the work of McMillen (2007), but it innovates by considering a specific set of local amenities, instead of it consider only dummy variables, as McMillen (2007) made. The results indicate that the valorization of the structural and amenities characteristics (the price effect) and the changes in the structural and amenities characteristics (the endowment effect) play an important role in explaining price dynamic of real estate, but the most important factor is the increase in the valorization of these characteristics during the period. The set of evidence also indicates that the increase in the price between 2002 and 2012 is associated with movements of higher (lower) values of the characteristics at the higher (lower) quantiles and with the presence of less (more) favorable characteristics at these higher (lower) quantiles.

Key words: Decomposition of prices, hedonic quantile regression, amenities

Área Anpec: Área 10 - Economia Regional e Urbana

Código JEL: R31, R32.

Variação dos Preços de Imóveis nas Cidades Brasileiras: Valoração de Mercado, Características Intrínsecas ou Amenidades? Uma Análise para o Caso da Cidade do Recife

1. Introdução

De acordo com os números apresentados pelo Secovi (2013) para a cidade de São Paulo, o valor do metro quadrado da cidade aumentou cerca de 188% entre 2002 e 2012. Os números e a cidade mudam, mas a tendência no período é a mesma; com base nos valores do ITBI para a cidade do Recife, o valor médio dos imóveis negociados nesta cidade aumentaram cerca de 326,5% no mesmo período. Na verdade, os números ilustram o movimento de forte elevação dos valores dos imóveis das principais cidades brasileiras verificado durante os anos 2000. Apenas para se ter uma ideia da dimensão deste movimento, no mesmo período (2002-2012), a renda domiciliar *per capita* da parcela dos 40% mais pobre da população brasileira, aquela com maior crescimento de renda, atingiu cerca de 85,9% de elevação, de acordo com dados da PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios), ou seja, menos da metade das duas taxas pontuadas acima.

A forte expansão do crédito imobiliário em conjunto com a expansão da renda familiar, certamente, são fatores responsáveis por tal elevação de preços de imóveis das cidades brasileiras. Pouco se conhece, contudo, a respeito da natureza de tais aumentos reais dos valores dos imóveis das cidades brasileiras, uma vez que valores mais elevados de imóveis tanto podem refletir maiores valorizações de suas características estruturais ou intrínsecas, como mudanças destas características em favor daquelas mais valorizadas (ex. imóveis de melhor acabamento) ao longo do tempo, ou ainda mudanças em suas localizações que impliquem acesso a diferentes tipos de amenidades (ex. imóveis mais próximo à praia no caso das cidades litorâneas). Como bem argumenta McMillen (2007) em seu estudo para a cidade de Chicago, ao menos potencialmente, na ausência de índice de vendas repetidas (mesmo imóveis transacionados várias vezes), parte importante da variação dos preços dos imóveis pode apenas refletir o fato de que os novos imóveis apresentam características de mais alto valor de mercado e/ou o fato de estarem localizados em regiões com maior estoque de amenidades.

A partir do caso específico da cidade do Recife, esta pesquisa procura investigar o papel das forças acima na variação dos preços dos imóveis desta cidade entre 2002 e 2012. Para tal, utiliza-se a decomposição apresentada por Machado e Mata (2005), a qual possibilita verificar a contribuição tanto das variáveis estruturais, como das amenidades (efeitos dotação); bem como da valorização destas características (estruturais e de amenidades) (efeito preço) para a variação de preços dos imóveis da cidade entre 2002 e 2012 ao longo de toda a distribuição de preço dos imóveis e não apenas na média dos preços (como a tradicional decomposição de Oaxaca-Blinder (1973)). O expediente é semelhante àquele de McMillen (2007), contudo, ao contrário deste autor, que trata as características locais apenas com *dummies*, no presente trabalho, a partir do georreferenciamento das informações (observações e amenidades), são criadas variáveis de amenidades específicas aos imóveis, o que permite não só mensuração mais precisa das características de vizinhança, mas também o conhecimento do papel específico destas amenidades.

Ao menos duas razões fazem o caso do Recife relevante. Primeira, é a capital da maior região metropolitana do Nordeste, região que apresentou os maiores ganhos de renda entre macrorregiões brasileira nos anos 2000. Aguarda-se, pois, que, junto com a expansão do crédito, a expansão imobiliária possa potencialmente assumir formas diversas. Em segundo lugar e mais particularmente, Recife apresenta um conjunto de amenidades quase único entre as capitais brasileiras: a forte presença do mar e do Rio Capibaribe. Neste sentido, é possivelmente mais elevada a chance de mudanças no estoque local das amenidades, através da localização das construções, influenciarem na variação de preços observadas 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 das regressões quantílicas utilizados na decomposição e, na seção quatro, os resultados da decomposição e sua discussão. Na última e quinta seção, são apresentadas conclusões e implicações dos resultados.

2. Estratégia Empírica

2.1 Decomposição de preços

A possibilidade de decompor a variação de preços em efeito preço (coeficiente) e efeito dotação (efeito variável) para modelos de regressão linear adveio com a decomposição proposta por Oaxaca-Blinder em 1973. Por meio dessa abordagem foi possível verificar a resposta, ao longo do tempo, da média condicional às alterações nas covariadas do modelo. Quanto ao emprego dessa abordagem para avaliação dos preços dos imóveis, em geral assume-se que o logaritmo natural do preço de venda de uma residência, y , é uma função simples de um conjunto de variáveis estruturais, E , e de variáveis *dummies* de bairro ou localidade, D . Mais especificamente, expressando o preço do imóvel (y) por $y = \alpha + \beta E + \gamma D + u$, onde u é um termo de erro, $M = (1 \ E \ D)$ a matriz de variáveis explicativas e $\delta = (\alpha \ \beta \ \gamma)'$ são os respectivos vetores de coeficientes, e denotando-se o tempo pelo subscrito 0 e 1 (sendo 0 o período base e 1 o período seguinte), a decomposição de Oaxaca-Blinder (1973) da variação da esperança condicional do preço, entre o período 0 e 1, pode ser representada por:

$$E(y_1 - y_0) = (M_1 - M_0)\delta_1 + M_0(\delta_1 - \delta_0) \quad (1)$$

Sendo, $(M_1 - M_0)\delta_1$, o efeito da mudança nos valores das covariáveis (efeito dotação) na esperança condicional e, $M_0(\delta_1 - \delta_0)$, o efeito da mudança nos coeficientes (efeito preço). Machado e 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. Por meio da abordagem de Machado e Mata (2005), assume-se que os coeficientes das regressões variam entre os quantis da distribuição, q , assim:

$$y = M\delta_q + u_q \quad (2)$$

Sendo o efeito marginal de M para, por exemplo, o 10º percentil expresso por $\delta_{0,1}$, já para mediana é representado por $\delta_{0,5}$ e assim por diante. Dado que δ varia entre quantis, por meio de (2), é possível obter uma distribuição de valores de y para cada valor de M , uma vez que se pode proceder a estimação de (2) para os diferentes percentis (quantis) da distribuição (0,01; 0,02; 0,03; ...; 0,99). Em seguida, através de uma retirada aleatória a partir de uma distribuição (uniforme) de valores de q (quantis) e fazendo uso dos valores estimados para $M\delta_q$, pode-se calcular a distribuição implícita de y dado M . Repetindo-se, então, esse procedimento (na verdade um exercício do tipo *bootstrap*) por N vezes, a função de densidade $f(y|M)$ poderá ser estimada usando como procedimento padrão um estimador de densidade de kernel. Tal distribuição, então, pode ser utilizada para 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).

Em outras palavras e mais esquematicamente, neste trabalho, os seguintes passos são utilizados no emprego da proposta de Machado e Mata (2005):

- 1º) são estimados parâmetros de regressões quantíticas para os Q valores de q . Sendo $\hat{\delta}_{0q}$ e $\hat{\delta}_{1q}$ as estimativas para o ano base e para o ano seguinte da amostra, respectivamente;
- 2º) são extraídos (com reposição) a partir de Q os conjuntos dos vetores de coeficientes, sendo as extrações individuais representadas por $\hat{\delta}_{0b}$ e $\hat{\delta}_{1b}$ e $b \in (1, \dots, B)$ e considerando-se uma distribuição uniforme (cada q tem igual probabilidade de ser retirado);
- 3º) são também extraídos (com reposição) m_{0i} e m_{1j} (sendo m_{0i} e m_{1j} os vetores de variáveis explicativas, em que i denota o período 0 ($i=1, \dots, n_0$) e j o período 1 ($j=1, \dots, n_1$)), denotando-se os novos vetores m_{0b} e m_{1b} , $b = 1, \dots, B$. Cada observação tem igual probabilidade de estar nesses novos vetores. Ao final gera-se duas novas matrizes M (M_0 e M_1) de ordem $B \times k$ (as matrizes originais eram de ordem $n_0 \times k$ e $n_1 \times k$), sendo k o número de covariadas (atenção: M maiúsculo denota matrizes e m minúsculo denota vetores);
- 4º) são calculados $m_{0b}\hat{\delta}_{0b}$, $m_{1b}\hat{\delta}_{1b}$, e $m_{0b}\hat{\delta}_{1b}$; e

- 5º) são estimadas as funções de densidade \hat{f}_{00} , \hat{f}_{01} e \hat{f}_{11} associadas, respectivamente, a $\hat{m}_{0b}\hat{\delta}_{0b}$, $\hat{m}_{0b}\hat{\delta}_{1b}$ e $\hat{m}_{1b}\hat{\delta}_{1b}$.

Finalmente, essas funções de densidade são usadas para decompor a mudança geral na distribuição predita dos preços das moradias ($\hat{f}_{11} - \hat{f}_{00}$).

$$(\hat{f}_{11} - \hat{f}_{00}) = (\hat{f}_{11} - \hat{f}_{01}) + (\hat{f}_{01} - \hat{f}_{00}) \quad (3)$$

Em que $(\hat{f}_{11} - \hat{f}_{01})$ captura as mudanças na distribuição das covariáveis (a variação das características dado os preços em t_1) e $(\hat{f}_{01} - \hat{f}_{00})$ captura as mudanças nos coeficientes (a variação nos preços dado as características em t_0). Esse procedimento pode ser aplicado a apenas uma variável ou grupos de variáveis.

McMillen (2007) utiliza de forma pioneira a metodologia de decomposição de Machado e Mata (2005) para estudar o comportamento dos preços no mercado de imóveis da cidade de Chicago entre 1995 e 2005. O emprego da decomposição de Machado e Mata (2005), em comparação com a de Oaxaca-Blinder (1973), permite a McMillen (2007) captar o efeito das mudanças ao longo da distribuição de preço de imóveis. Ele procede as estimações tanto para captar o efeito do grupo de variáveis estruturais (bem como cada variável estrutural individualmente) e quanto o efeito das *dummies* de bairros, além do efeito da variação do intercepto. Nesse cenário o modelo de McMillen (2007) assume a forma de:

$$M\delta = \alpha + E\beta + D\gamma \quad (4)$$

Seguindo os passos da decomposição de Machado e Mata (2005) até o passo 4º, obtém-se $\hat{\alpha}_{0b}, \hat{\alpha}_{1b}, e_{0b}\hat{\beta}_{0b}, e_{1b}\hat{\beta}_{1b}, d_{0b}\hat{\gamma}_{0b}$, e $d_{1b}\hat{\gamma}_{1b}$. Para analisar os efeitos das características estruturais calcular-se: $\hat{f}_{11} = \hat{\varphi}_{1b} + e_{1b}\hat{\beta}_{1b}$, $\hat{f}_{00} = \hat{\varphi}_{1b} + e_{0b}\hat{\beta}_{0b}$, e $\hat{f}_{10} = \hat{\varphi}_{1b} + e_{1b}\hat{\beta}_{0b}$, sendo $\hat{\varphi}_{1b} = \hat{\alpha}_{1b} + d_{1b}\hat{\gamma}_{1b}$. Essas expressões por manterem os valores da constante, $\hat{\varphi}_{1b}$, e os valores de $D\gamma$ no período $t=1$, isolam o efeito atribuído as características estruturais (tanto o efeito derivado das alterações nas variáveis $(\hat{f}_{11} - \hat{f}_{01})$, quanto o efeito derivado dos coeficientes $(\hat{f}_{01} - \hat{f}_{00})$).

Procedendo-se analogamente para as variáveis de localização (*dummies* de bairros), McMillen (2007) isolou apenas o efeito da mudança nos coeficientes $(\hat{f}_{01} - \hat{f}_{00})$, uma vez que as *dummies* assumem valor 0 ou 1. Ou seja, ele estimou $\hat{f}_{00} = \hat{\varphi}_{1b} + d_{0b}\hat{\gamma}_{0b}$ e $\hat{f}_{10} = \hat{\varphi}_{1b} + d_{1b}\hat{\gamma}_{0b}$, sendo $\hat{\varphi}_{1b} = \hat{\alpha}_{1b} + e_{1b}\hat{\beta}_{1b}$. Também foi possível isolar o efeito do intercepto ao longo do tempo mantendo constante todas as covariadas. De formal geral, o presente trabalho utiliza a estratégia de McMillen (2007), contudo, apresenta duas importantes inovações: ao invés do emprego de *dummies* de bairros para capturar tais amenidades, tais efeitos da vizinhança são capturados a partir de um significativo conjunto de atributos locais para a cidade do Recife (descrito adiante); além disto, tais efeitos, construídos a partir do georreferenciamento das informações, são individualizados para cada imóvel. Ou seja, no presente trabalho, a influência das amenidades locais para a dinâmica dos preços dos imóveis não só é especificada pelo tipo de amenidade, como individualizada para cada observação (imóvel). Tais inovações permitem a obtenção de informações mais precisas a respeito das forças por trás das variações de preços observadas na cidade do Recife entre 2002 e 2012.

Para a obtenção deste conjunto específico e individualizados de amenidades, procedeu-se o georreferenciamento de todas as observações presente na base de dado e das amenidades da cidade, o que permitiu o cálculo da distância euclidiana de cada residência para cada amenidade. Com isso pôde-se calcular para as variáveis de localização (amenidades) tanto o efeito derivado das alterações nas variáveis de localização $(\hat{f}_{11} - \hat{f}_{01})$, como o efeito derivado dos seus coeficientes $(\hat{f}_{01} - \hat{f}_{00})$. Neste sentido, note-se que, agora, a equação do modelo deste presente artigo assume a mesma estruturação de McMillen (2007), expressão (4), mas o D para o presente artigo será o conjunto formado pelas covariadas de distâncias para as amenidades. O que torna factível, ao proceder os cálculos da decomposição de Machado e Mata (2005), o cálculo de $\hat{f}_{11} = \hat{\varphi}_{1b} + d_{1b}\hat{\gamma}_{0b}$ para o conjunto D , já que não se trata de variáveis *dummies*.

A opção de seguir Machado e Mata (2005) permitirá decompor o efeito ao longo da distribuição de preço. Por exemplo um aumento no preço do preço alto relativo para casas de baixo valor poderá ser decorrente: 1º) do fato de que no período 1 mais imóveis foram vendidos em bairros caros, ou seja, na distribuição teve-se uma maior presença de casas em lugares com certo valor de D que tiveram altos valores de δ em ambos períodos; 2º) do fato de que não houve alteração na distribuição de vendas entre bairros, mas sim no prêmio associado a bairros relativamente caros, ou seja, os valores de γ aumentaram significativamente; 3º) do fato de que o retorno associado a determinada característica estrutural, por exemplo área privada, elevou-se, ou de que no período 1 as vendas foram dominadas por moradias com grande área privada; e 4º) do fato de que as alterações decorrem de um grande aumento relativo no

intercepto referente aos altos quantis, portanto, decorrente de uma razão não relacionada às covariadas mensuradas e nem aos seus coeficientes.

2.2 Dados e Métodos

Os dados usados para proceder as análises advém de dois conjuntos de dados. O primeiro foi o do Imposto de Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) 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 (MetroRec) todas as informações foram fornecidas pela Prefeitura Municipal de Recife. O emprego desse conjunto de dados tem duas importantes características: 1^a) ele representa todo o mercado formal da cidade, 2^a) 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 (IPCA) e representado em logaritmo natural (*Log do Preço de Venda*), ou (*Log do Preço Real de Venda*), ou (*LogPreço*). 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 (*Andar*), (2) a idade da habitação (*Idade*), (3) área de construção privada tratada em logaritmo (*LogÁrea_Privada*), (4) padrão da construção (*Padrão*), assumindo valor 1 se o padrão igual a médio ou superior e 0 se igual a simples, (5) densidade de imóveis por andar (*Densidade*)¹, em caso de residência esta variável é igual a 1, e (6) tipo de residência (*Tipo*), casa assumi valor 0 e apartamento valor 1.

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 (*dPraia*); (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 (*dMetrô*); (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 $\geq 10.000\text{m}^2$ (*dParque*).

No estudo da variação dos preços de imóveis, a situação ideal é aquela em que o mesmo imóvel estivesse presente em todos os anos da base de dados, caracterizando um cenário de vendas repetidas; porém, os dados disponíveis não apresentam essa característica. Então, para fazer frente a essas limitações, adotou-se o emparelhamento² da amostra pelo método do vizinho mais próximo desde que esteja na mesma área geográfica³. Com isso tornou-se possível comparar imóveis mais comparáveis e

¹ Essa variável foi construída dividindo-se a quantidade de unidades de apartamento em um prédio pela quantidade de andares no apartamento.

² Para mais detalhes sobre emparelhamento de amostra (*match process*) ver Ho *et al.* (2007) e Ho *et al.* (2011).

³ A referência para área geográfica foi a divisão oficial da cidade de Recife, as Regiões Políticas Administrativas (RPAs): RPA 1 (Centro), RPA 2 (Norte), RPA 3 (Nordeste), RPA 4 (Oeste), RPA 5 (Sudoeste) e RPA 6 (Sul). Essa divisão foi instituída lei municipal número 16.293 de 22/01/1997.

fazer frente a limitação da heterogeneidade presente no mercado de imóveis. Também foi possível reduzir o viés de seleção, permitindo que o grupo de controle (ano base) e o grupo de tratamento (ano seguinte) estejam melhor balanceados de acordo com características do modelo. Após emparelhamento o ano de 2002 e 2012 ficaram cada um com 6157 observações. A Tabela 1 apresenta a estatística descritiva para os dois anos.

Tabela 1 – Estatística descritiva

Variável	Nome na estimação	Média	Desvio Padrão	Min.	Max.
2002					
Dependente	Logaritmo do Preço de Venda	LogPreço	11,64	0,76	8,86
Estrutura	Andar	Andar	5,38	5,17	1
	Idade	Idade	17,10	15,18	0
	Logaritmo da Área Privada	LogÁrea_Privada	4,67	0,55	2,08
	Padrão	Padrão	0,59	0,49	0
	Densidade	Densidade	3,42	4,16	0,05
	Tipo	Tipo	0,80	0,40	0
Amenidades	Distância para a praia	dPraia	3672,18	2741,01	35,11
	Distância para o centro (CBD)	dCBD	6150,82	2209,16	577,14
	Quadrado da distância p/ CBD	dCBD2	42700000	27000000	333089,3
	Distância às estações de Metrô	dMetrô	2621,46	1673,84	10,55
	Distância para o rio Capibaribe	dCapibaribe	2982,30	2520,13	10,23
	Distância para ZEIS	dZEIS	334,48	248,62	0
	Distância para parque >=1000m2	dParque	1048,86	856,46	0
2012					
Dependente	Logaritmo do Preço de Venda	LogPreço	12,67	0,69	0
Estrutura	Andar	Andar	10,36	7,32	1
	Idade	Idade	5,20	7,17	0
	Logaritmo da Área Privada	LogÁrea_Privada	4,39	0,47	3
	Padrão	Padrão	0,93	0,25	0
	Densidade	Densidade	3,36	2,01	0,08
	Tipo	Tipo	0,96	0,19	0
Amenidades	Distância para a praia	dPraia	3574,89	2526,27	45,84
	Distância para o centro (CBD)	dCBD	5884,15	1914,57	985,65
	Quadrado da distância p/ CBD	dCBD2	38300000	23800000	971504,4
	Distância às estações de Metrô	dMetrô	2604,88	1721,03	54,07
	Distância para o rio Capibaribe	dCapibaribe	2769,58	2294,94	18,13
	Distância para ZEIS	dZEIS	301,37	208,51	0
	Distância para parque >=1000m2	dParque	1190,72	966,41	0

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

Para o presente artigo, utiliza-se a função de densidade de kernel com uma constante de largura de banda h^4 para calcular as distribuições empíricas. Para qualquer variável de interesse a função de densidade de kernel estimada para um ponto de interesse será:

$$\hat{f}_0(x) = \frac{1}{n_0 h_0} \sum_{h_0}^{n_0} K\left(\frac{x_{10}-x}{h_0}\right), \quad \text{no período 0 (2002)}, \quad (5)$$

$$\text{e} \quad \hat{\hat{f}}_1(x) = \frac{1}{n_1 h_1} \sum_{h_1}^{n_1} K\left(\frac{x_{11}-x}{h_1}\right), \quad \text{no período 1 (2012)}. \quad (6)$$

A variação da densidade é obtida, pois, por:

$$\Delta(x) = \hat{\hat{f}}_1(x) - \hat{f}_0(x) \quad (7)$$

Calcula-se a densidade para os 504 valores alvos de x variando de $\min(x_0, x_1)$ para $\max(x_0, x_1)$. Com essa abordagem tem-se uma estimativa suave da função de densidade e das mudanças na densidade ao longo do tempo. Na Figura 1, 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 caminha para direita em 2012. Neste ano a distribuição passou a ser mais inclinada se comparado a 2002, ou seja, mesmo com a

⁴ Tanto para a escolha da janela, como da função kernel, segue-se a sugestão de McMillen (2007), sendo utilizadas o padrão do Stata.

correção dos preços pela inflação a valores de dezembro de 2012, a distribuição para o ano de 2002 apresenta menores valores se comparado aos registrados em 2012 e que em 2012 a calda da direita apresenta-se mais grossa.

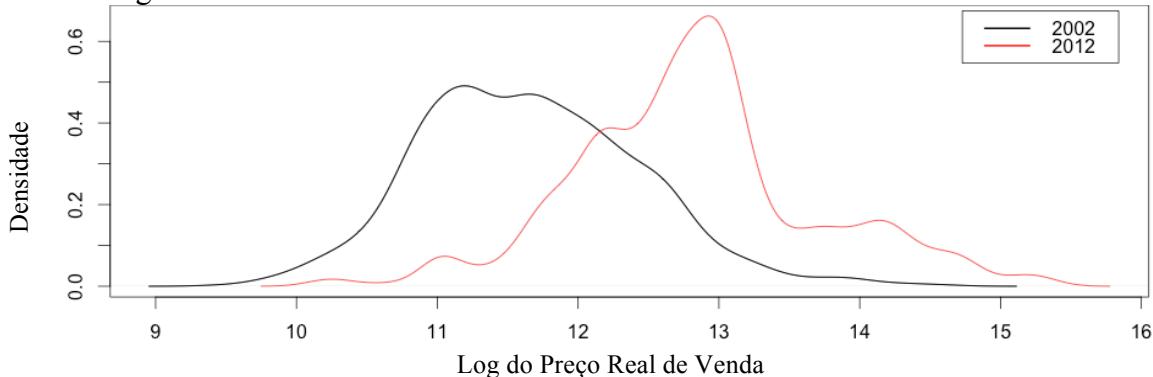


Figura 1. Densidade de Kernel Estimada para o Log do Preço Real de Venda

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

A Figura 2 apresenta as funções de densidade cumulativa (FDC) 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 abaixo da mediana. Por exemplo, um dos pontos que apresenta maior diferença entre as FDCs, é o do 30º percentil. Nesse percentil verifica-se um log de preço = 11,21 no ano de 2002 e um log de preço = 12,36 no ano de 2012, dando uma diferença de 1,15. Já no 90º percentil no ano de 2002 o log do preço é igual a 12,51 e no ano de 2012 é de 13,41, sendo a diferença de 0,90. Esse padrão implica que a taxa de valorização dos preços foi maior em percentis menores. Ou seja, apesar de os preços reais de venda aumentarem ao longo da distribuição de preços entre 2002 e 2012, a taxa de valorização foi maior em imóveis de menor preço.

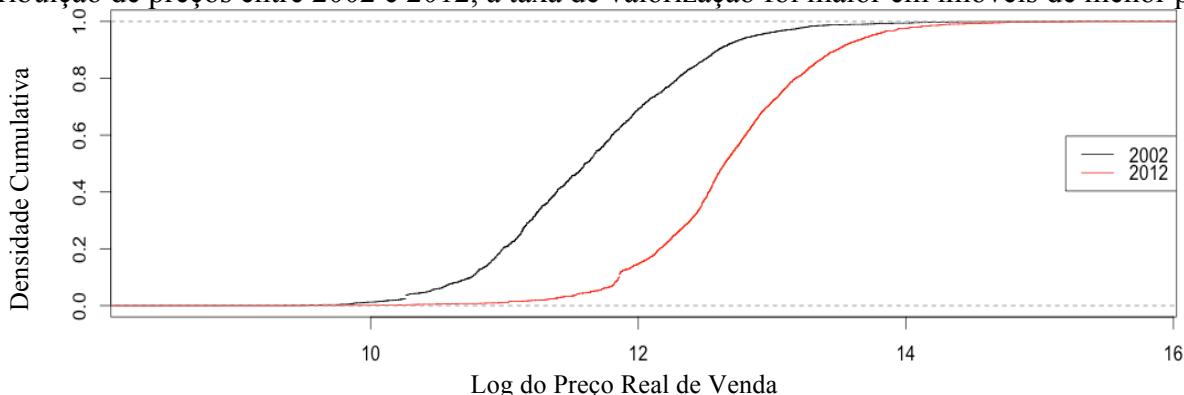


Figura 2. Função de Densidade Cumulativa Estimada para o Log do Preço Real de Venda

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

3. Resultados das Regressões

Os resultados da regressão MQO são apresentados na primeira coluna da Tabela 2 que segue na próxima folha. Pelo MQO, tanto para as variáveis estruturais, como para as amenidades, os sinais obtidos para os parâmetros estão de acordo com o esperado, para os dois anos (2002 e 2012). No primeiro caso, o preço do imóvel aumenta com as variáveis andar (*Andar*), logaritmo da área de construção privada (*LogÁrea_Privada*) e padrão da construção do imóvel (*Padrão*) (superior e médio = 1, e simples = 0); por outro lado, os preços são reduzidos com a idade (*Idade*), a densidade de imóveis por andar (*Densidade*) e o tipo de residência (*Tipo*) (apartamento = 1 e casa = 0). No caso das variáveis de vizinhança (amenidades), o preço da habitação é menor com o aumento da distância à praia (*dPraia*), da distância ao centro da cidade ao quadrado (*dCBD2*), da distância às estações de metrô (*dMetrô*), da distância ao rio Capibaribe e da distância às áreas verdes com área $\geq 10.000m^2$ (*dParque*) (para *dParque* apenas no ano de 2002); por sua vez, o preço das residências aumenta com elevação da distância ao centro da cidade (*dCBD*) e da distância às ZEIS (*dZEIS*), que representa as áreas pobres em Recife. Note-se que o uso de duas métricas para a distância ao CBD de Recife visa evidenciar o fato de as residências muito próximas ao Centro, em função de barulho e aglomeração, podem ser menos valorizadas e que, portanto, pequenos afastamentos do mesmo pode elevar o valor do imóvel. Tal efeito positivo nos preços,

porém, desaparece com elevação da distância e passa a prevalecer o efeito acessibilidade (aumento da distância implica em queda na acessibilidade e portanto queda no preço do imóvel).

Para calcular a decomposição de Machado e Mata (2005), são estimados parâmetros de 97 regressões quantílicas, do $q = 0,02$ até o $q = 0,98$, com incrementos de 0,01, para os dois anos. Na Tabela 2 são apresentados os resultados das regressões quantílicas (Koenker e Bassett, 1978) para os percentis 25%, 50% e 75%. Os gráficos de dispersão dos coeficientes de regressão para cada quantil estimado são mostrados na Figura 3, tanto para as variáveis estruturais, quanto para as de amenidades. De maneira geral, as estimativas para as regressões quantílicas seguem qualitativamente aquelas obtidas por MQO em ambos os anos, ou seja, tanto as variáveis estruturais como as de amenidades são importantes para comportamento dos preços; os destaques ficam para *LogÁrea_Privada* e *Padrão*. Contudo, como se mostra na Figura 3, na maioria dos casos há grande variação dos coeficientes estimados das variáveis entre os quantis.

Tabela 2. Resultados das Regressões MQO e Quantílicas (percentil 25%, 50% e 75%)

		MQO		25%		50%		75%	
		Coef.	Desv.Pad.	Coef.	Desv.Pad.	Coef.	Desv.Pad.	Coef.	Desv.Pad.
		2002							
Estrutural	Andar	0.0164	****	0.0010	0.0167	****	0.0008	0.0139	****
	Idade	-0.0078	****	0.0004	-0.0114	****	0.0003	-0.0106	****
	LogÁrea_Privada	0.8121	****	0.0091	0.8290	****	0.0065	0.8372	****
	Padrão	0.2494	****	0.0124	0.1937	****	0.0096	0.2085	****
	Densidade	-0.0097	****	0.0012	-0.0042	****	0.0008	-0.0052	****
	Tipo	-0.0891	****	0.0142	0.0454	****	0.0108	-0.1013	****
Amenidades	dPraia	-0.00013	****	0.000005	-0.00013	****	0.000004	-0.00012	****
	dCBD	0.00025	****	0.000013	0.00027	****	0.000010	0.00023	****
	dCBD2	-1.24E-08	****	8.69E-10	-1.27E-08	****	6.7E-10	-1E-08	****
	dMetrô	-0.000003	0.000004	-0.000001	0.000003	0.000005	'	0.000003	0.000004
	dCapibaribe	-0.00013	****	0.000007	-0.00015	****	0.00001	-0.00012	****
	dZEIS	0.00027	****	0.000021	0.00028	****	0.00002	0.00024	****
	dParque	-0.000004	0.000005	-0.00002	****	0.000004	-0.00001	'	0.00004
	Constante	7.59	****	0.0544	7.25	****	0.0408	7.60	****
<i>R</i> ²		0.8247							
2012									
Estrutural	Andar	0.0181	****	0.0007	0.0158	****	0.0005	0.01237	****
	Idade	-0.0223	****	0.0009	-0.0404	****	0.0006	-0.0308	****
	LogÁrea_Privada	0.7152	****	0.0126	0.7771	****	0.0075	0.8017	****
	Padrão	0.2766	****	0.0269	0.1259	****	0.0190	0.11795	****
	Densidade	-0.0207	****	0.0031	-0.0113	****	0.0019	-0.0166	****
	Tipo	-0.1805	****	0.0316	0.0877	****	0.0212	-0.0321	'
Amenidades	dPraia	-0.00020	****	0.000006	-0.00020	****	0.000004	-0.00023	****
	dCBD	0.00037	****	0.000019	0.00029	****	0.000012	0.00026	****
	dCBD2	-1.50E-08	****	1.30E-09	-1.1E-08	****	8.5E-10	-7E-09	****
	dMetrô	-0.000004	0.000005	-0.00002	****	0.000003	-3E-09	0.000002	0.000002
	dCapibaribe	-0.00023	****	0.000009	-0.00023	****	0.00001	-0.00025	****
	dZEIS	0.00029	****	0.000027	0.00026	****	0.00002	0.00017	****
	dParque	0.000003	0.000006	-0.00002	****	0.000004	-0.00002	****	0.00003
	Constante	9.15	****	0.0789	9.04	****	0.0502	9.38	****
<i>R</i> ²		0.7068							

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

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

Nota: O separador decimal nesta tabela é o ponto ao invés da vírgula.

Segundo os resultados apresentados na Tabela 2 as diferenças de comportamento entre as regressões quantílicas e o MQO aparecem, no ano de 2002, no percentil 25% referente a variável *Tipo*, que passou a influenciar positivamente no comportamento do preço dos imóveis, indicando maior

preferência a apartamento para imóveis nessa faixa de preço do percentil 25%. Nos percentis 50% e 75%, a variável *Tipo* retornou a apresentar o comportamento do MQO, ou seja, a preferência por casa. Para a variável *dMetrô* no percentil 50%, aumentar distância das estações de metrô implica em preços mais altos dos imóveis com significância ao nível de 10%. Tendência presente no percentil 75% mas sem significância estatística (no percentil 25% tem o mesmo comportamento do MQO e sem significância estatística). Para a variável *dParque*, no percentil 25%, o comportamento é o mesmo do MQO (sinal negativo), ou seja, distanciar-se de parques irá fazer com que os imóveis nesse nível tenham um preço menor. A diferença reside no fato de que no quantil 25% existe significância estatística a 1%, enquanto que no MQO não há significância estatística. No percentil 50%, *dParque* tem o mesmo comportamento verificado no quantil 25%, influência negativa, mas apresenta significância estatística ao nível de 5%. Já no percentil 75% passa apresentar influência positiva, porém não apresenta significância estatística.

No ano de 2012, para a regressão quantílica no percentil 25%, a variável *Tipo* passou a influenciar positivamente no comportamento do preço, apresentando significância estatística ao nível de 1%. Nos percentis 50% e 75% *Tipo* retornou a apresentar coeficiente negativo, e com significância estatística. Ou seja, constata-se maior preferência por apartamento no percentil mais baixo. Quanto à variável *dMetrô*, no percentil de 25%, ela tem influência negativa como no MQO, mas agora no quantil 25% há significância estatística. Logo para imóveis nesse nível de preço e toda as outras características constantes, estar distante da estação de metrô impactará negativamente no preço do imóvel. Já no percentil 50%, *dMetrô* assume valor negativo mas sem significância estatística. E no percentil 75%, o coeficiente de *dMetrô* passa a ser positivo (e com significância estatística), indicando que em situação de todas as outras variáveis na mesma situação o fato do imóvel estar distante das estações de metrô levará a um maior valor de venda desses imóveis mais distantes, eles serão mais caros. Duas possíveis explicações para esse comportamento quanto a estações de metrô são: (1) a localização do metrô em Recife está próxima a bairros de casas mais populares (de preços muito mais próximo aos da calda esquerda da densidade de kernel (Figura 1)), e (2) o fato de que o metrô de Recife é de superfície e com trens que têm elevado nível de ruído, logo a medida que se aproxima das estações de metrô o nível de ruído aumentará; uma vez que imóveis de maior preço estão associados a famílias de maior poder aquisitivo e o fato de ter maior poder aquisitivo implicar em as famílias serem mais seletivas a amenidades negativas (no caso o ruído).

Quanto à variável *dParque*, ela apresenta (com significância estatística) relação inversa entre o aumento da distância aos parques e o aumento do preço do imóvel nos percentis 25% e 50%. Enquanto que, no percentil 75%, a relação passa ser direta. Portanto, apenas neste último caso o fato do imóvel aumentar a distância para amenidade representada por parques maiores que 10.000m² não é sinônimo de diminuir o preço do imóvel. A constatação de comportamentos diferentes entre quantis para as variáveis explicativas do modelo, mostra que ao se estudar o comportamento dos preços dos imóveis com medidas de tendência central (média, moda, mediana) deixa-se de captar particularidades presentes ao longo da distribuição. Ou seja, o emprego da regressão quantílica permite uma maior acurácia na compreensão do fenômeno em estudo. Isso torna-se mais claro ao se analisar o comportamento da distribuição quantílica de cada covariável do modelo, conforme pode-se ser visto na Figura 3.

A partir dos gráficos na Figura 3 tem-se que para a variável andar o seu efeito positivo vigora mais para os imóveis na calda inferior da distribuição, resultado devidamente conectado com a preferência por apartamento para o percentil 25% nos anos de 2002 e 2012 verificado na Tabela 2. Quanto à variável idade a dinâmica é oposta. Ou seja, o fator idade tende a reduzir o preço em todos os quantis tanto em 2002, como em 2012, porém isso se verifica com maior intensidade sobretudo no ano de 2012 para os imóveis de menor valor de venda. Nota-se, portanto, que o fator idade ganha importância relativa no impacto sobre o preço dos imóveis ao longo do tempo (a trajetória no ano de 2012 está em posição inferior a da trajetória de 2002 no eixo de valores negativos para os coeficientes). Um dos fatores que pode ter contribuído para isso é a mudança na política de financiamento habitacional⁵ nos anos 2000, a qual passou a privilegiar mais a aquisição de imóveis novos em detrimento dos imóveis usados.

⁵ Com essa nova política passou-se a disponibilizar mais recursos para o financiamento de imóveis. Sendo que a porcentagem do valor do imóvel que pode ser financiado era maior se o imóvel fosse novo. Chegou-se ao patamar de financiar até 95% do imóvel se ele fosse novo contra o financiamento de 80% se o imóvel fosse usado. Mais detalhes Cagnin (2012).

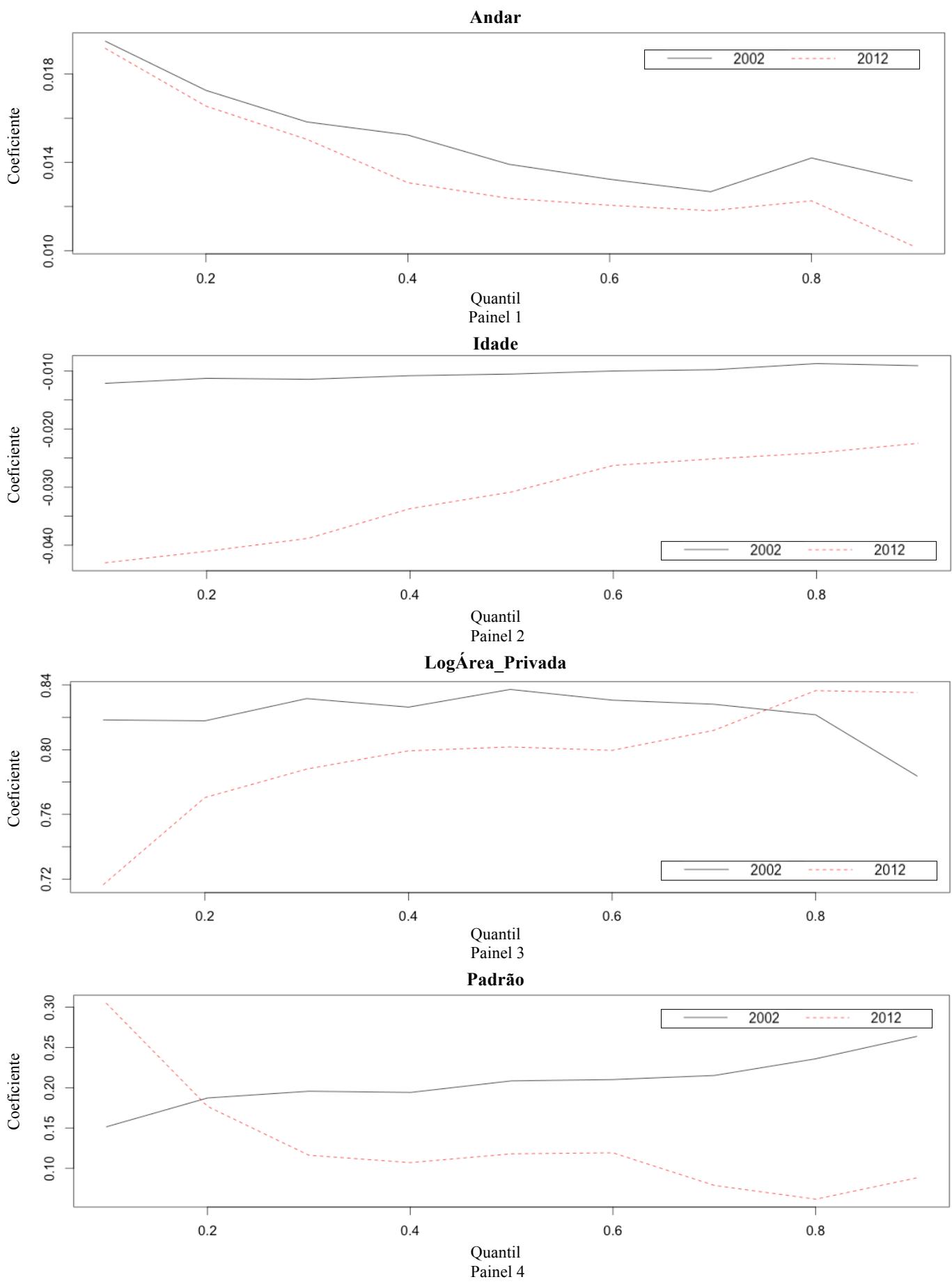


Figura 3. Coeficientes Estimados por Quantis (Parte 1 de 4)

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

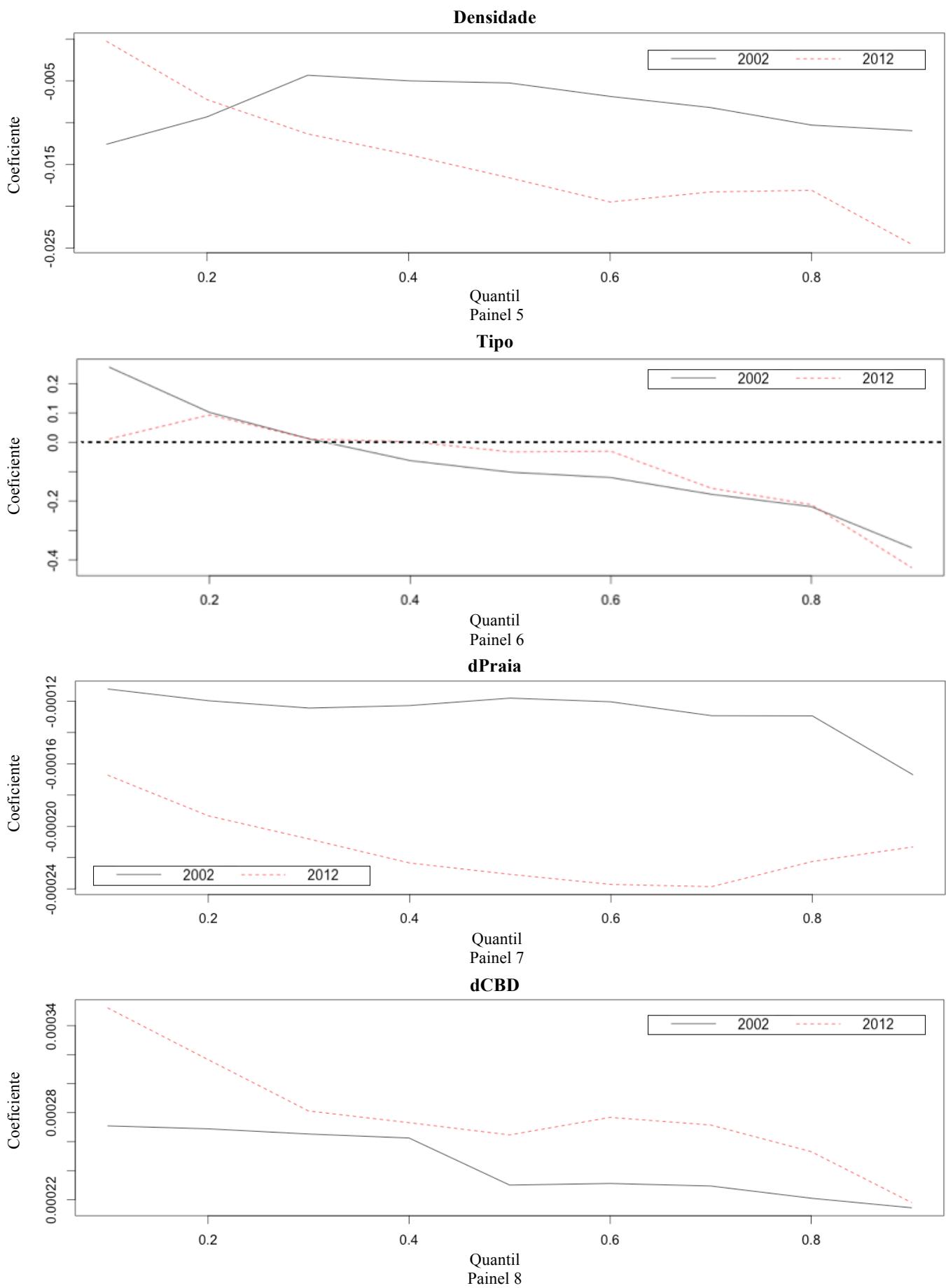


Figura 3. Coeficientes Estimados por Quantis (Parte 2 de 4)

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

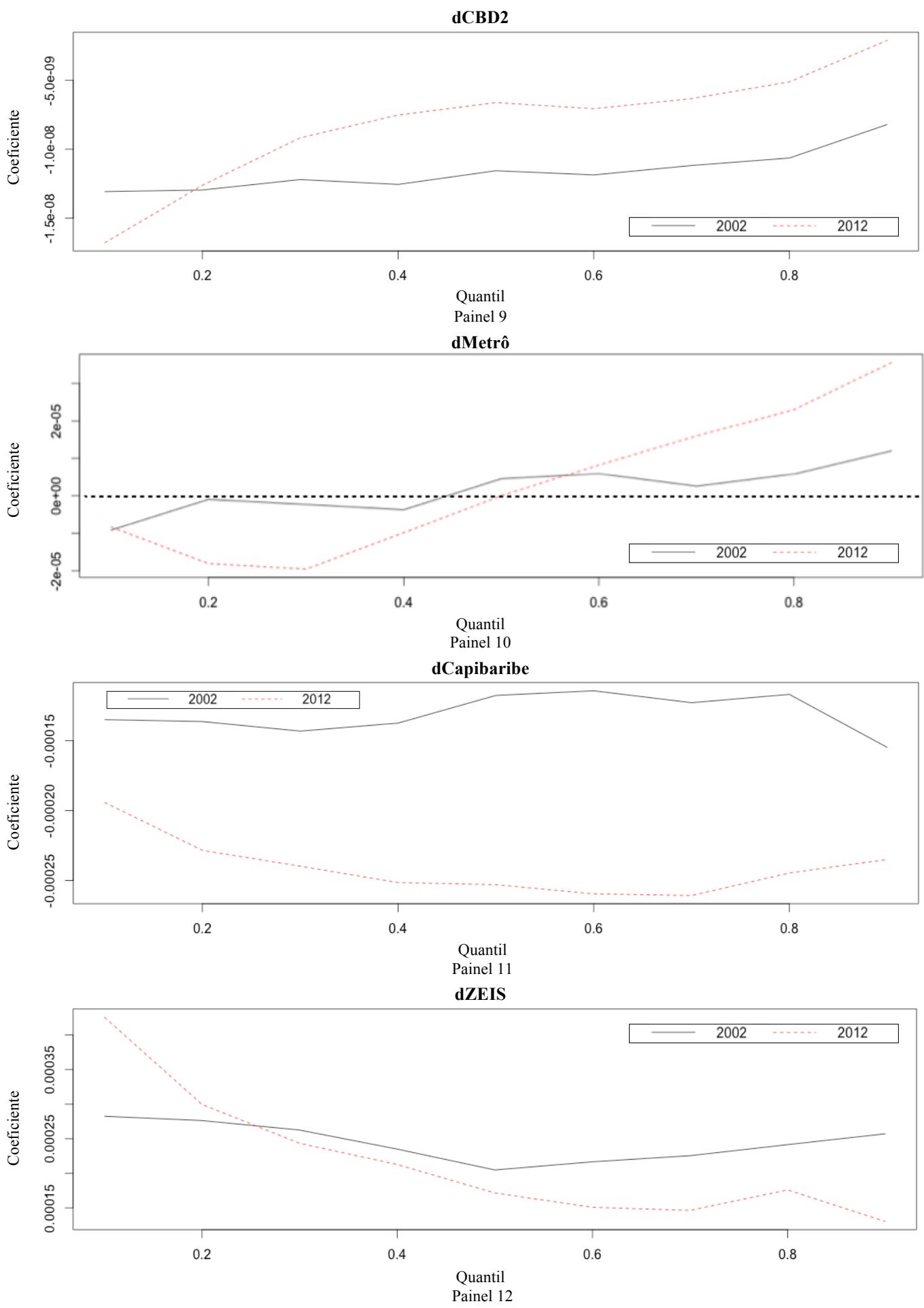


Figura 3. Coeficientes Estimados por Quantis (Parte 3 de 4)

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

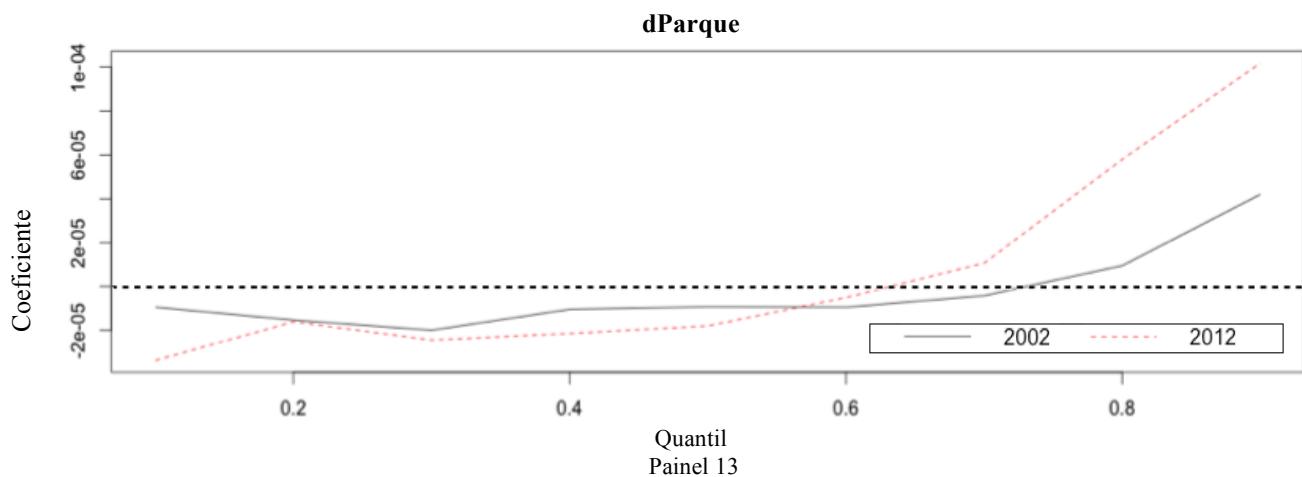


Figura 3. Coeficientes Estimados por Quantis (Parte 4 de 4)

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

Para a variável *LogÁrea_Privada* percebe-se que de uma forma geral essa variável perde importância na decisão de escolha do imóvel. A exceção é no segmento de casas mais caras, o qual, via de regra, não apresenta residências pequenas. Dado ao aumento real nos preços dos imóveis verificado ao longo dos anos, há uma maior procura por imóveis menores, sendo assim, é factível que a variável de área privada tenha queda na sua importância relativa.

Quanto à covariada *Padrão* verifica-se que ela era muito mais importante em 2002 do que em 2012. Provavelmente em decorrência da conjuntura de maior crédito imobiliário e do consequente rigor associado a aprovação do financiamento imobiliário, fizeram com que os imóveis apresentassem melhor qualidade tanto na categoria de padrão simples quanto de médio ou superior. Para a variável de *Densidade* o comportamento é semelhante ao de *Padrão*, ou seja, os condomínios com maior quantidade de unidade por andar tiveram uma queda na avaliação negativa. Sendo esse comportamento consistente com a redução verificada na área privada dos imóveis, e o consequente aumento do número de unidades habitacionais no mesmo andar.

Já com relação à variável *Tipo*, constata-se o já verificado na Tabela 2, que o mercado de imóveis de baixo valor valoriza mais apartamento do que casa, diferentemente do mercado para imóveis de maior valor. Quanto maior for os níveis dos valores do imóveis, maior é a preferência por casa. Indicando que os custos maiores associados a morar em casa não interferem nessa preferência por casa a medida que se caminha para o lado direito da distribuição (um custo bem presente a realidade brasileira é custo da segurança privada, outro custo é o de itens de lazer). Para os imóveis de posição central na distribuição de preços a apatia a apartamento reduziu ao se comparar os anos de 2002 e 2012. Possivelmente isso está associado à busca dos compradores em reduzir o custo privado da segurança e custo de acesso a itens de lazer (os quais estão cada vez mais presentes nos apartamentos).

Com respeito às variáveis de amenidades, verifica-se que o efeito de estar perto da praia (*dpraias*) tornou-se mais importante ao longo do tempo. Por exemplo, uma vez que a variável dependente preço do imóvel é em log, considerando um aumento da distância da praia em 1000 metros no quantil 0,2 e tudo ou mais constante, a redução do preço seria de cerca de 12% em 2002 e 18,3% em 2012. Isso pode ser resultante do fato de uma piora nas condições de uma mobilidade urbana ao longo do tempo (elevação do tempo gasto no trânsito na cidade⁶), da dinâmica da cidade não ter criado outros atenuantes para a amenidade praia, ou ainda de mudanças nas preferências dos indivíduos (o que pode ter ocorrido com a chegada de migrantes de outras regiões). Tais situações justificam a valorização relativa maior dos imóveis mais próximos a praia. Ou seja, verifica-se que os imóveis mais perto da praia elevaram seus preços de forma mais rápida ao se comparar a elevação de preços nos imóveis mais distantes da praia; implicando em aumento relativo da importância da praia.

⁶ Segundo empresa de tráfego TomTom em 2014 Recife era a cidade de pior mobilidade no trânsito de 146 cidades pesquisadas no Brasil. A mesma pesquisa revela que a mobilidade no trânsito do Brasil piorou em 50% ao longo da década.

Quanto à variável $dCBD$ verifica-se que quando se aumenta a distância ao CBD a tendência é de elevação no preço dos imóveis, principalmente para os casos com os níveis de preços do lado esquerdo da distribuição de kernel, em menores quantis. Há uma elevação desse efeito quando se compara 2012 a 2002. Já para $dCBD2$ o efeito é justamente o contrário, maior distância ao quadrado do CBD implica em queda do preço dos imóveis. Isso ratifica a teoria urbana, bem como, os estudos empíricos para Recife.

Quanto à distância ao metrô ($dMetrô$), há uma mudança de comportamento ao se comparar os anos de 2002 e 2012, tanto nos quantis da esquerda da distribuição, quanto à direita. No ano de 2012 os imóveis nos quantis mais baixos passam a valorar mais a proximidade a estações de metrô. Uma vez que, um aumento da distância em relação as estações de metrô para os imóveis nos quantis à esquerda da distribuição implicará em uma maior redução no preço do imóvel. Enquanto que nos imóveis na direita da distribuição, seus preços são alterados no sentido de ampliar a influência positiva nos preços dos imóveis ao se distanciar das estações de metrô. Resultado consistente com o verificado na Tabela 02.

Para a amenidade distância ao Rio Capibaribe ($dCapibaribe$) o comportamento é bastante semelhante ao verificado com a variável $dPraia$. Ou seja, as amenidades associadas ao rio Capibaribe e a praia ganharam importância relativa. Note que o ganho da importância relativa do rio Capibaribe e da praia é para todos os quantis. Para as ZEIS tem-se que, em geral, tanto em 2002, quanto em 2012 estar mais distantes dessas áreas aumenta o valor dos imóveis independentemente do percentil em que está o imóvel. Todavia, deve-se destacar que esse efeito é maior nas caldas da distribuição, em especial na calda da esquerda. Já para a variável $dParque$ tem-se que os parques são mais valorados do lado esquerdo da distribuição em ambos os anos (2002 e 2012), porém em 2012 esse efeito é maior. Esse efeito é o mesmo do verificado na Tabela 2.

4. Resultados das Decomposições

Na Figura 1 da subseção 2.2, foram apresentadas as distribuições do logaritmo do preço real de venda em 2002 e em 2012. A partir das estimativas para os parâmetros das regressões quantílicas, na Figura 4, a seguir, é apresentada a variação total da distribuição entre estes dois anos (linha em preto), De acordo com a variação total, percebe-se que, entre os dois anos, a quantidade de vendas de imóveis de alto valor aumenta e, por outro lado, ocorre redução no número de vendas de imóveis de menor valor.

O resultado do emprego da decomposição do preço dos imóveis em Recife também é apresentado na Figura 4. Nela há a ilustração do que pode ser atribuído ao efeito preço e ao dotação. A linha vermelha mostra o efeito atribuído as variáveis explicativas (efeito dotação, $\hat{f}_{11} - \hat{f}_{01}$). Ou seja, $M\hat{\delta}_q$ é avaliado para os níveis de $\hat{\delta}_q$ em 2012, porém para as mudanças em M ao longo do tempo. Já a linha em azul representa o efeito da mudança nos coeficientes ($\hat{f}_{01} - \hat{f}_{00}$). Ou seja, as estimativas foram avaliadas para os dados de M aos níveis de 2002, enquanto de $\hat{\delta}_q$ varia ao longo do tempo. Entre os dois anos, há a presença do efeito coeficiente e do efeito dotação nas mudanças da distribuição; nota-se, contudo, que o efeito preço ou coeficiente é mais importante para explicação para a mudança da distribuição dos preços das residências entre 2002 e 2012.

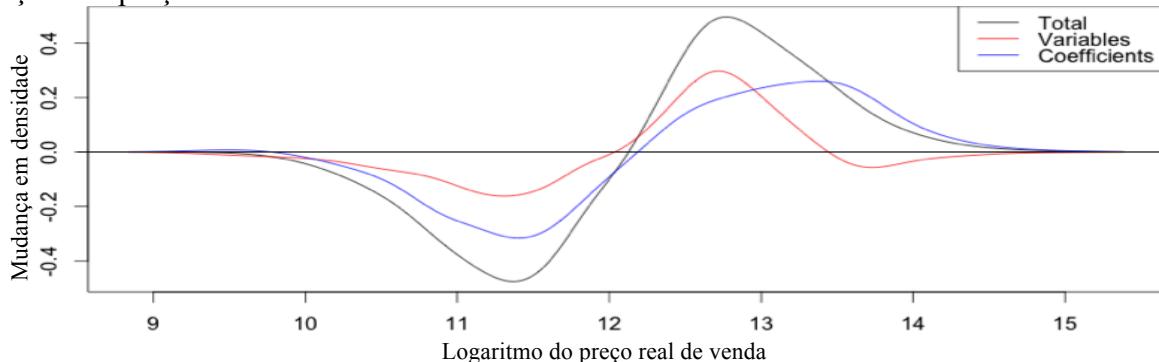


Figura 4. Decomposição das Mudanças da Densidade do Logaritmo do preço real de venda dos imóveis
Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados do ITBI e dos shapefiles das amenidades.

Além da decomposição com todos os fatores (decomposição global), também é possível e importante observar o comportamento do efeito preço e do efeito dotação separadamente para o grupo de

variáveis estruturais e para o grupo das variáveis de localização, afinal, como já argumentado, representam fatores absolutamente distintos na influência sobre os preços. Tais efeitos são apresentados a partir da Figura 5, a seguir, juntamente com o efeito associado ao intercepto.

Na Figura 5, o que é assinalado como total (linha preta) no gráfico de variáveis estruturais e no gráfico de variáveis de amenidades corresponde à mudança original da distribuição dos preços de venda. É possível verificar que o intercepto tem o mesmo comportamento da mudança original da distribuição.

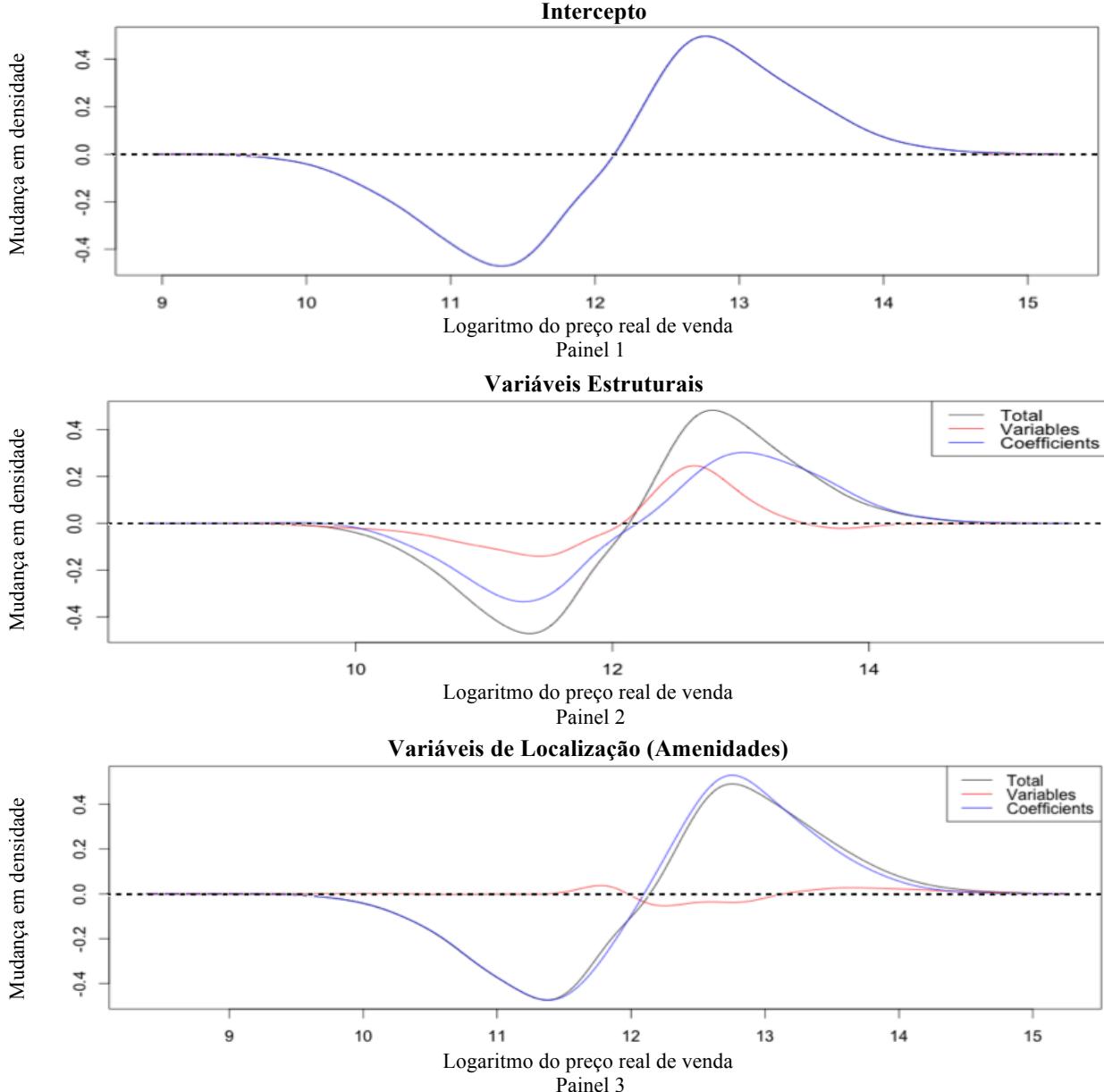


Figura 5. Decomposição das Mudanças da Densidade por grupo de variáveis

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

Percebe-se também a partir da Figura 5 que para as características estruturais, os efeitos coeficientes (linha azul, *coefficients*) e dotação (linha vermelha, *variables*) evoluem entre os dois anos de forma a aumentar o número de vendas do lado direito da distribuição (preços mais altos) e reduzir a queda das vendas no lado esquerdo da distribuição (menores preços). Isto significa que a elevação de preços causada por estas variáveis decorreu tanto de uma melhoria das características das residências vendidas, como da elevação do valor destas características nos imóveis de valores relativamente mais altos.

Já quando se analisa a contribuição das variáveis de localização (amenidades), percebe-se que a contribuição desta variável deriva sobretudo do efeito coeficiente (linha azul, *coefficients*), sendo a mudança das dotações (linha vermelha, *variables*) aqui muito menos relevante. Além disto, tais mudanças ocorreram no sentido de maior (menor) valor dos imóveis de mais alto (baixo) preço relativo na

distribuição. Tais evidências indicam a influência das amenidades da dinâmica de preços das residências da cidade do Recife entre 2002 e 2012 ocorreu essencialmente através da variação dos preços destas, sendo menos relevante as mudanças locacionais dos imóveis, que poderiam implicar alterações mais substanciais destas variáveis.

Além do mais, tais efeitos de preço (coeficientes) são bem mais significativos que os mesmos efeitos verificados para as variáveis estruturais. Tal resultado, aliás, é inteiramente consistente com o maior adensamento urbano observado na cidade do Recife a partir de informações do Censos 2000 e 2010, processo em que as áreas mais amenas da cidade apresentaram maior crescimento populacional (Barbosa, 2014). Na verdade, ainda na Figura 5, é possível notar que as variáveis de amenidades (via efeito coeficiente) apresentam o mais significativo efeito sobre a mudança da distribuição: seu pico de efeito na mudança da densidade ocorre no entorno de 0,5 para os coeficientes, valor que é de cerca de 0,22 para os coeficientes das variáveis estruturais e de cerca de 0,45 para o intercepto.

No sentido de apontar quais variáveis estruturais e de amenidades específicas tem maior responsabilidade nos movimentos apresentados a partir da Figura 5, resultados específicos da decomposição para estas variáveis são apresentados na Figura 6 e na Figura 7, respectivamente.

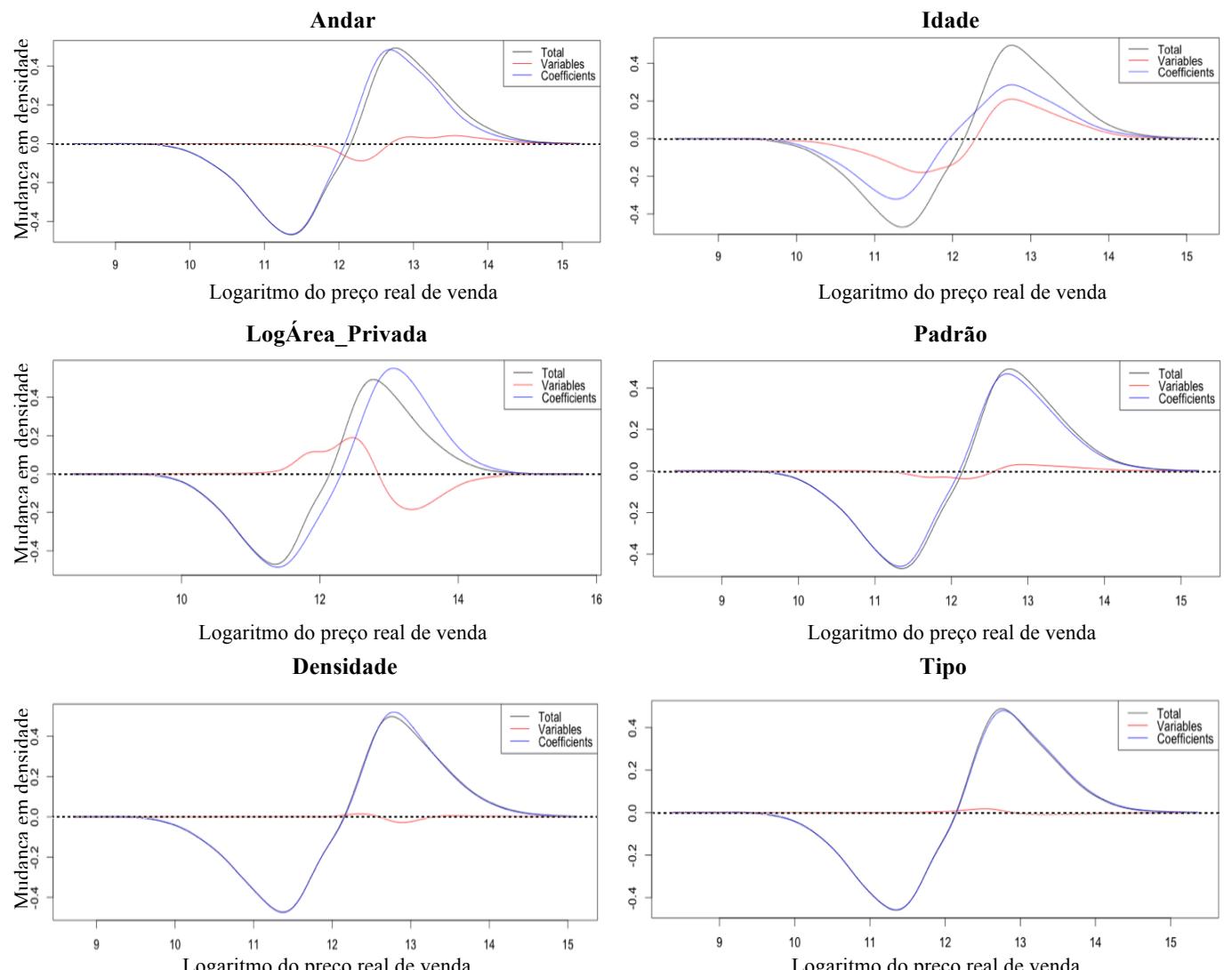


Figura 6. Decomposição das Mudanças da Densidade para cada variável do grupo de variáveis estruturais
Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados do ITBI.

A partir dos comportamentos relativos a cada variável quanto ao seu efeito coeficiente e quanto ao seu efeito dotação, verifica-se que eles não apresentam uma tendência comum (Figura 6 e Figura 7). Quanto às covariadas estruturais (Figura 6), nota-se que o efeito coeficiente, que atua no sentido de aumentar vendas de imóveis mais caros, é sempre mais importante que o efeito dotação, sendo este último pouco significante para os casos das variáveis *Andar*, *Padrão*, *Densidade* e *Tipo*. Para as variáveis *Idade*

e *LogÁrea_Privada*, o efeito dotação é também relevante, contudo, apresentam diferentes influências sobre a distribuição dos preços; enquanto no caso da *Idade* tal efeito basicamente atua reforçando o efeito coeficiente (no sentido de imóveis mais caros), no caso da *LogÁrea_Privada* tal efeito atua em sentido contrário (favorecendo imóveis de relativamente baixo valor).

Já para as variáveis de localização (Figura 7), nota-se que, para as variáveis *dMetrô*, *dZEIS* e *dParque*, o efeito preço tem comportamento semelhante ao da mudança global na distribuição e o efeito variável orbita muito próximo a zero (Figura 5), ou seja, as influências sobre a distribuição derivam essencialmente do efeito preço e este atua no sentido de elevar o valor dos imóveis na distribuição. A variável *dCBD2* apresenta comportamento muito próximo ao dessas três ultimas variáveis analisadas. Todavia, o seu efeito coeficiente apresenta-se levemente inferior ao efeito total do lado direito da distribuição e levemente acima no lado esquerdo da distribuição.

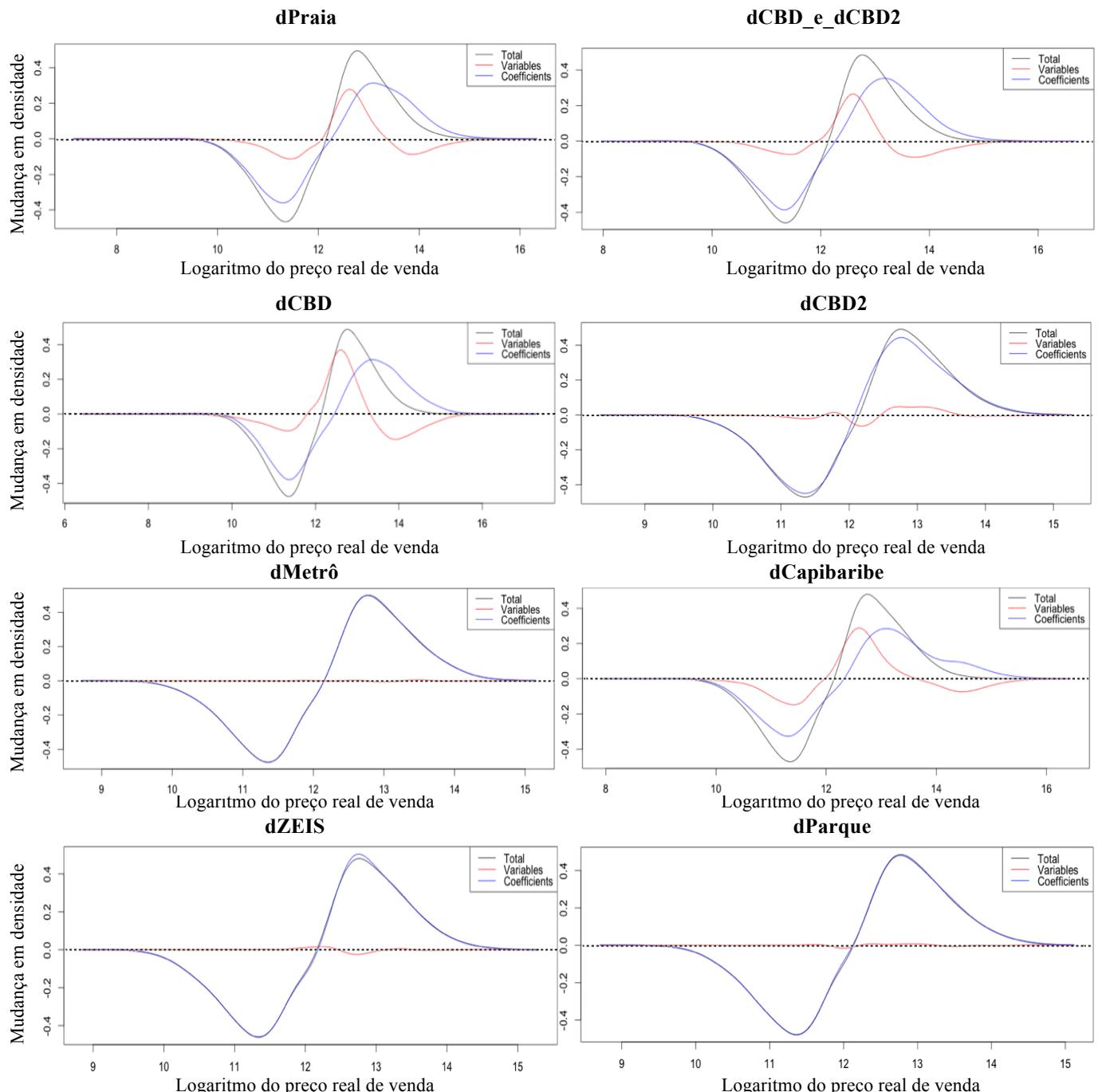


Figura 7. Decomposição das Mudanças da Densidade para cada variável do grupo de amenidades

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

As variáveis *dPraia*, *dCBD*, *dCBD_e_dCBD2* e *dCapibaribe*, embora também apresentem efeito preço no sentido de elevar o valor dos imóveis da distribuição, apresentam efeito dotação no sentido de diminuir tanto a importância dos imóveis mais valorizados, como dos imóveis menos valorizados, ou seja, tal efeito atua no sentido de elevar importância dos imóveis de preços intermediários na distribuição. Provavelmente, isto decorre do fato de que são os imóveis de padrão mediano que tendem a se beneficiar mais com proximidade a tais amenidades diante da expansão imobiliária, uma vez que tais localidades são extremamente adensadas e ocupadas.

Como sugerido por McMillen (2007), a importância dessas mudanças pode ser aferida utilizando os valores das influências das variáveis capturadas por $\Delta(x) = \hat{f}_1(x) - \hat{f}_0(x)$. Quanto maior o $|\Delta(x)|$ maior será o efeito sobre a mudança na distribuição dos preços. Pode-se, assim, comparar tais valores médios com aquele da mudança total na distribuição, apresentado por gráfico na Figura 4. Com o valor médio de $|\Delta(x)|$ foi 0,17 para a mudança total na distribuição do preço dos imóveis, os resultados numéricos para a influência relativa das variáveis são apresentados na Tabela 3, a seguir.

Quando essa mudança é decomposta na parcela devida ao efeito preço e ao efeito variável, tem-se que 39,78% da variação de 0,17 corresponde ao efeito dotação e 67,58% ao efeito preço. O percentual ou a soma de percentuais podem exceder 100% quando as mudanças na distribuição associada com o efeito preço e o efeito coeficiente movimenta-se em direções opostas. Nota-se, assim, que a maior parte das mudanças na distribuição dos preços decorrem do efeito preço, ou seja, do fato de que os valores das características dos imóveis mudaram ao longo do tempo, resultado válido tanto para o grupo de variáveis estruturais, como para o grupo das covariadas de amenidades. Mais reduzido, a maior parte do efeito das variáveis é de responsabilidade das variáveis estruturais (32,2% dos 39,78%) e no caso do intercepto, todo o efeito associado ao coeficiente: tem-se que mudanças no coeficiente estimado produz um valor médio de $|\Delta(x)|$ que é 100% superior ao valor para a distribuição global.

Tabela 3. Decomposição das mudanças da distribuição

	Dotação	Coeficientes
Todas as covariáveis	0.398	0.676
Intercepto	0	1
Variáveis estruturais	0.3219	0.7037
Amenidades	0.0742	1.0154
Estruturais	Andar	0.0917
	Idade	0.3959
	LogÁrea_Privada	0.3027
	Padrão	0.0607
	Densidade	0.0208
	Tipo	0.0205
	dPraia	0.3369
Amenidades	dCBD	0.5023
	dCBD2	0.0757
	dCBD_e_dCBD2	0.3125
	dMetrô	0.0059
	dCapibaribe	0.3987
	dZEIS	0.0195
	dParque	0.0131
		0.9945

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

Nota: O separador decimal nesta tabela é o ponto ao invés da vírgula.

Em relação às contribuições específicas das variáveis, percebe-se que, entre as variáveis estruturais, a variável associada à área do imóvel (*LogÁrea_Privada*) é aquela com maior contribuição no efeito preço (114,4%) e a idade é aquela com maior contribuição no efeito dotação (39,6%). Já para as variáveis de amenidades, aquela com maior efeito coeficiente é a distância às ZEIS (*dZEIS*), com 101% da variação total, e a com maior influência via efeito dotação é a distância ao rio Capibaribe (*dCapibaribe*), com 39,9% da variação.

5. Conclusões

No sentido de entender as forças por trás da dinâmica dos preços de imóveis da cidade do Recife entre 2002 e 2012, a presente pesquisa apresentou uma decomposição da variação destes preços que permitiu apontar, para cada quantil da distribuição destes preços, a importância de variações das características estruturais, da localização em relação às amenidades da cidade e da valorização no tempo de ambas as características. Neste sentido, ao considerar na análise as amenidades locais específicas ao imóveis a partir de seu georreferenciamento, o trabalho não só expande os resultados obtidos por McMillen (2007) aplicado para a cidade de Chicago utilizando a mesma técnica, como considera explicitamente amenidades fundamentais da cidade do Recife, como a praia e o rio Capibaribe.

De forma geral, tanto variações das características estruturais, como na localização quanto às amenidades tem importância na dinâmica de preços de imóveis na referida cidade entre 2002 e 2012, contudo, são as variações na valorização destas características (efeito preço) entre os dois anos as responsáveis pela maior parte da variação dos preços dos imóveis no período. Ou seja, o que explica a dinâmica de preços é, sobretudo, o fato de que tais características passaram a ser diferentemente valorizadas (com destaque para a área privada do imóvel e a distância das áreas pobres) e não as mudanças das características e ou localização dos imóveis na cidade com respeito às amenidades. O efeito das mudanças nas características dos imóveis, além disto, é muito mais importante quando ocorre com as características estruturais dos mesmo do que quando ocorre com as amenidades (mudanças de localidades). Tais resultados parecem consistentes com as características do mercado imobiliário e a dinâmica de ocupação da cidade em um cenário de expansão de crédito habitacional. Em um cenário onde as localidades mais amenas já se acham ocupadas (no caso do Recife, sobretudo, as proximidades da praia, do rio e do centro e o distanciamento das ZEIS), a dinâmica dos preços de imóveis tendem a refletir tanto a valorização das características dos imóveis, como as mudanças nas características estruturais dos mesmos, assumindo menor relevância as mudanças locacionais (associadas às amenidades).

A decomposição da variação para toda a distribuição de preços (Machado e Mata, 2005) permitiu descobrir, também, que tanto o efeito preço como o efeito dotação, de forma geral, atuam no sentido de elevar a importância dos imóveis de mais altos valores na variação da distribuição entre 2002 e 2012. Ou seja, a mudança na distribuição dos preços dos imóveis, que implica deslocamento para direita da mesma (isto é, no sentido de preços mais altos), ocorre porque, de forma geral, as características dos imóveis de mais alto valor são mais valorizadas e as mudanças em suas características se dão no sentido de torná-los mais valiosos.

Referências

- Barbosa, M.R., 2014. Condicionantes da Mobilidade Urbana: Uma Análise Empírica para a Região Metropolitana do Recife, *Disertação de Mestrado*, Economia, UFPE.
- Bailey, M.J., Muth, R.F., Nourse, H.O., 1963. A regression model for real estate price index construction. *Journal of the American Statistical Association* 58, 933–942.
- Blinder, A. S., 1973. Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *The Journal of Human Resources* VII, 436–455.
- Buchinsky, M., 1994. Changes in the US wage structure 1963–1987: Application of quantile regression. *Econometrica* 62, 405–458.
- Buchinsky, M., 1998a. The dynamics of changes in the female wage distribution in the USA: A quantile regression approach. *Journal of Applied Econometrics* 13, 1–30.
- Buchinsky, M., 1998b. Recent advances in quantile regression models: A practical guideline for empirical research. *Journal of Human Resources* 33, 88–126.
- Buchinsky, M., 2001. Quantile regression with sample selection: Estimating women's return to education in the US. *Empirical Economics* 26, 87–113.
- Case, K.E., Shiller, R.J., 1989. The efficiency of the market for single-family homes. *American Economic Review* 79, 125–137.
- Cagnin, R. F., 2012. A evolução do financiamento habitacional no Brasil entre 2005 e 2011 e o desempenho dos novos instrumentos financeiros. *Boletim de Economia* 11, 1-18.

- Deng, Yongheng, Sing Tien Foo, and Daniel P. McMillen, 2012. Private Residential Price Indices in Singapore, *Regional Science and Urban Economics*, 42, 485–494.
- Dickey, H., 2007. Regional earnings inequality in Great Britain: Evidence from quantile regressions. *Journal of Regional Science* 47, 775–806.
- Dye, R.F., McMillen, D.P., 2007. Teardowns and land values in the Chicago metropolitan area. *Journal of Urban Economics* 61, 45–64.
- Coelho Junior, A. F., Esteban Lopez, Silveira Neto, R.M., 2014. *Neighborhood Price Index: The Case of Recife, Brazil*, 61st NARSC, Washington D.C..
- Gosling, A., Machin, S., Meghir, C., 2000. The changing distribution of male wages in the UK. *Review of Economic Studies* 67, 635–666.
- Gyourko, J., Tracy, J., 1999. A look at real housing prices and incomes: Some implications for housing affordability and quality. *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review* 5, 63–77.
- Harding, J.P., Rosenthal, S.S., Sirmans, C.F., 2007. Depreciation of housing capital, maintenance, and house price inflation: Estimates from a repeat sales model. *Journal of Urban Economics* 61, 192–217.
- Helms, A.C., 2003. Understanding gentrification: An empirical analysis of the determinants of urban housing renovation. *Journal of Urban Economics* 54, 474–498.
- Ho, D., Imai, K., King, G., Stuart, E., 2007. Matching as Nonparametric Preprocessing for Reducing Model Dependence in Parametric Causal Inference, *Political Analysis* 15, 199–236.
- Ho, D., Imai, K., King, G., Stuart, E., 2011. MatchIt: Nonparametric preprocessing for parametric causal inference, *Journal of Statistical Software* 42, 1–28.
- Juhn, C., Murphy, K.M., Pierce, B., 1993. Wage inequality and the rise in returns to skill. *Journal of Political Economy* 101, 410–442.
- Katz, L.F., Murphy, K.M., 1992. Changes in the structure of wages 1963–1987: Supply and demand factors. *Quarterly Journal of Economics* 107, 35–78.
- Koenker, R., 2005. *Quantile Regression*. Cambridge Univ. Press, New York.
- Koenker, R., Bassett, G.W., 1978. Regression quantiles. *Econometrica* 46, 33–50.
- Koenker, R., Hallock, K.F., 2001. Quantile regression. *Journal of Economic Perspectives* 15, 143–156.
- Machado, J.A.F., Mata, J., 2005. Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. *Journal of Applied Econometrics* 20, 445–465.
- Martins, P.S., Pereira, P.T., 2004. Does education reduce wage inequality? Quantile regression evidence from 16 countries. *Labour Economics* 11, 355–371.
- McMillen, D.P., 2003. The return of centralization to Chicago: Using repeat sales to identify change in house price distance gradients. *Regional Science and Urban Economics* 33, 287–304.
- McMillen, D.P., Thorsnes, P., 2006. Housing renovations and the quantile repeat sales price index. *Real Estate Economics* 34, 567–587.
- McMillen, Daniel P., Repeat Sales as a Matching Estimator, *Real Estate Economics* 40 (2012), 743–771.
- Oaxaca, R.L., 1973. Male-female differentials in urban labor markets. *International Economic Review* 14, 693–709.
- McMillen, Daniel P., Changes in the distribution of house prices over time: Structural characteristics, neighborhood, or coefficients?, *Journal of Urban Economics* 64 (2008) 573–589.
- Silverman, A.W., 1986. Density Estimation for Statistics and Data Analysis. *Chapman & Hall*, New York.
- Sander, W., and Testa, W., in press. Education and household location in Chicago, *Growth and Change*.
- Seabra, D. M., Silveira Neto, R. M., 2014. *Amenidades urbanas e valor das residências: Uma análise empírica para a cidade do Recife*, 42º Encontro Nacional de Economia, Natal.
- Secovi, 2013. *Indicadores*. Disponível em: <http://www.secovi.com.br/pesquisas-e-indices/indicadores-do-mercado/> Acessado em dez. 2014.
- Sirmans, S. G., Macpherson D. A. e Zietz, E. N., 2005. The composition of hedonic pricing models. *Journal of Real Estate Literature*, 13(1), 1–44.
- Thorsen, J.A., 1994. The use of least median of squares in the estimation of land value equations. *Journal of Real Estate Finance and Economics* 8, 183–190.