



Revista Brasileira de Finanças

ISSN: 1679-0731

rbfin@fgv.br

Sociedade Brasileira de Finanças

Brasil

de Oliveira Alves, Denisard Cneio; Akira Yoshino, Joe; Carvalho Pereda, Paula; Jucá Amrein, Carla

Modelagem dos Preços de Imóveis Residenciais Paulistanos

Revista Brasileira de Finanças, vol. 9, núm. 2, 2011, pp. 167-187

Sociedade Brasileira de Finanças

Rio de Janeiro, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=305824887001>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal

Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Modelagem dos Preços de Imóveis Residenciais Paulistanos

(Modeling House Pricing in the Real Estate Market of São Paulo City)

Denisard Cneio de Oliveira Alves*

Joe Akira Yoshino**

Paula Carvalho Pereda***

Carla Jucá Amrein****

Resumo

Este artigo analisa a formação dos preços dos imóveis da cidade de São Paulo e considera em seu modelo hedônico, além das características intrínsecas, as características da vizinhança e o ambiente macroeconômico. O período analisado é de janeiro de 2001 a março de 2008. Os principais resultados foram: quanto mais longo for o período do financiamento imobiliário, maior será o preço do imóvel; a diminuição do *spread* dos juros bancários estimulam o mercado; e as interações entre a *dummy* de *boom* tanto com as características das moradias e com *spread* de juros mostram que as variáveis de risco de mercado ganham importância relativa no modelo. Assim, as evidências sugerem que para a modelagem do indexador de preços de imóveis, os métodos de médias simples, utilizados em diferentes países, são insuficientes. Precisa-se considerar variáveis de risco de mercado e de crédito.

Palavras-chave: precificação de imóveis em São Paulo – Brasil; modelo hedônico aplicado na precificação; certificado de potencial adicional de construção.

Códigos JEL: G12; R31; R33.

Abstract

Hedonic modeling has become a benchmark for pricing real assets with several intrinsic characteristics. This work tests also others dimensions for asset pricing: the quality of life in the housing neighborhood and macroeconomic variables. The data is about the real estate market in São Paulo city from January 2001 to March 2008. The main results were: the longer the maturity of mortgage financing, the larger the housing price, but decreasing interest rate spread stimulate the real estate market, and the interactions between the dummy

Submetido em agosto de 2010. Aceito em janeiro de 2011. O artigo foi avaliado segundo o processo de duplo anonimato além de ser avaliado pelo editor. Editor responsável: Ricardo P. C. Leal. Agradecemos as críticas e os comentários feitos pelos participantes do *due diligence* do Banco do Brasil no projeto EMURB/FIPE de Precificação do CEPAC (Certificado de Potencial Adicional de Construção) da Operação Urbana Consorciada Água Espraiada-SP, especialmente, ao Gilmar Rocha e Eduardo Rottmann, do Seminário do Banco Central do Brasil, em particular, Rafael Chaves Santos e Tito Nicias, do Workshop da FEA-USP, do X Encontro Brasileiro de Finanças, ao Marcelo Bianconi e aos dois pareceristas anônimos da Revista Brasileira de Finanças.

*Universidade de São Paulo, São Paulo, SP, Brasil. E-mail: dcoalves@usp.br

**Universidade de São Paulo, São Paulo, SP, Brasil. E-mail: pyoshino@usp.br

***Universidade de São Paulo, São Paulo, SP, Brasil. E-mail: paulapereda@gmail.com

****Universidade de São Paulo, São Paulo, SP, Brasil. E-mail: carla.amrein@gmail.com

for the boom period and either housing characteristics or bank interest rates spread show that the hedonic model loses its relative importance for pricing, while market risk variables become much more relevant. Thus, these new findings suggests that for modeling a house price index it is not sufficient to consider only average prices or a hedonic approach, but both the market and credit risks as well.

Keywords: asset pricing; corporate finance; price index.

1. Introdução

O setor imobiliário destaca-se, principalmente, por duas características: a primeira, pelo grande comprometimento patrimonial gerado na aquisição de um imóvel (ou comprometimento de renda gerado pela locação de imóvel); e, a segunda, pela complexidade dos bens transacionados neste mercado. Isto porque, ao adquirir um imóvel, o consumidor obtém não só o direito de usufruir das características intrínsecas deste bem como também passa a desfrutar de um amplo conjunto de amenidades ou externalidades negativas urbanas de acordo com a localização do seu imóvel.¹

A importância do setor imobiliário na vida das pessoas, assim como a inevitável formação de padrões claros de ocupação do solo, torna relevante o estudo deste mercado, sobretudo, para grandes cidades como São Paulo. Esta cidade concentra grande variedade de infra-estrutura e populações de todas as rendas constituindo um ambiente propício a desenvolver padrões de ocupação do solo mais segregados. Diante desta complexidade, um ponto de partida fundamental para análise da dinâmica do mercado imobiliário e seu equilíbrio é a compreensão das relações entre a demanda e a oferta de bens imobiliários.

Do lado da demanda, segundo a teoria econômica, sob a hipótese de racionalidade, dado que os indivíduos desfrutam de bem-estar com os serviços dos bens adquiridos, eles escolhem o caminho ótimo do fluxo de consumo sujeitos à sua restrição orçamentária. Desta forma, a decisão de consumo depende de uma série de fatores tais como: renda e preferências dos indivíduos, composição e preço do bem e também dos demais bens da economia, entre outros fatores que impactem o bem-estar dos agentes.

Já do lado da oferta dos bens, sob hipótese que as firmas maximizam seus lucros, analisa-se o comportamento estratégico das empresas de acordo com a estrutura do setor em que atuam e o poder de mercado de cada empresa. A racionalidade econômica, portanto, fornece fortes indícios de que as decisões de oferta dependem de variáveis de mercado, tais como, preços, condições de pagamento, e condições mercadológicas, tanto das empresas quanto do contexto econômico observado.

¹Entende-se por amenidades urbanas um conjunto de características de uma localidade que podem contribuir positiva ou negativamente para a satisfação dos indivíduos. Elas podem ser naturais (área verde, clima, praias), mas também criadas como poluição, trânsito, segurança, atividades de lazer, etc. Vide Herman & Haddad (2005).

De modo a melhorar as condições de oferta, muitas incorporadoras imobiliárias brasileiras fizeram IPO (*initial public offerings*) na BOVESPA. Esse movimento foi tão significativo que, em 2009, foi criado um índice específico para avaliar o desempenho das empresas do setor imobiliário na bolsa, o IMOB (Índice BMF&BOVESPA Imobiliário).²

Diante deste contexto, o presente artigo busca avançar no estudo dos fatores determinantes para a formação dos preços dos imóveis. O objetivo é entender como importantes indicadores específicos dos imóveis juntamente com as variáveis macroeconômicas brasileiras impactam o preço de equilíbrio no mercado de imóveis no município de São Paulo. Pretende-se encontrar, principalmente, a relação entre melhores condições de financiamento e investimentos com a valorização imobiliária. O período analisado, janeiro de 2001 a março de 2008, permite explorar o impacto de um importante período para as empresas do setor: o boom imobiliário no mercado acionário.³

O estudo está organizado em cinco seções. Além desta seção introdutória, a segunda descreve a revisão de literatura sobre preços hedônicos, modelo utilizado para a estimação dos impactos esperados. A terceira seção descreve brevemente a base de dados e mostra os resultados das estimações para que na quarta sejam feitas as considerações finais do artigo. A seção final apresenta as referências bibliográficas do estudo.

2. Revisão de Literatura

O método de preços hedônicos deriva da crença de que bens complexos ou heterogêneos podem ser descritos por um vetor de características mensuráveis (Lancaster, 1966). Por preço hedônico, entende-se o preço implícito dessas características dos bens complexos, revelado a partir da observação do montante específico de características associados a ele. O método hedônico procura estimar tais preços implícitos por meio da decomposição do preço de um bem complexo em relação aos seus diferentes atributos. A premissa básica é que os preços dos bens complexos dependem dos benefícios que oferecem, bem como de suas características.

²Este índice é composto pelas empresas mais representativas do setor imobiliário que atendem a certos critérios. Para mais informações vide o site da Bovespa.

³O banco de dados geo-referenciados cobre este período anterior, pois foi o utilizado no projeto EMURB/Fipe pelos autores deste artigo.

O artigo de Rosen (1974) expande a idéia desenvolvida por Lancaster (1966)⁴ argumentando que, uma vez observados os preços de dois bens substitutos e suas respectivas características observáveis, a diferença de preços entre eles no mercado pode ser claramente atribuída aos pacotes alternativos de características que eles apresentam. Desde então, os diferentes modelos de preços hedônicos se tornaram padrões na análise de preço de bens complexos, particularmente no caso das residências.

A metodologia é atrativa porque, ao contrário de outras, pode ser aplicada na avaliação do preço de atributos para os quais não existe um mercado explícito, como no caso dos bens públicos (Kanemoto, 1988)⁵

Para Cheshire & Sheppard (2004), a lição mais importante aprendida nas últimas três décadas de aplicação desses modelos de precificação nas residências é a de que o valor de qualquer imóvel varia sistemática e substancialmente com sua localização. As características da localização são pelo menos tão importantes quanto às suas características físicas da casa na determinação de seu preço de mercado. Segundo estes autores, a especificação dos modelos de preço hedônico é crucial na determinação dos preços estimados. Nesse aspecto, já se sabe que a relação entre o preço de mercado das casas e suas características é tipicamente não linear. Contudo, não existe nenhuma base teórica *a priori* para selecionar o conjunto de atributos das casas e da localidade que devem ser inseridos. Assim, costuma-se estimar os modelos com o maior número de variáveis possíveis de acordo, incluindo além de informações sobre as residências, características sócio-econômicas da vizinhança e amenidades.

Vale também citar o trabalho de Cheshire & Sheppard (1998), que a partir de informações residenciais das cidades da Inglaterra, regrid o preço dos imóveis sobre um vetor de características físicas e de localização, permitindo a obtenção de uma estimativa de preço implícito para cada um dos atributos. Para construir a base da função de preços hedônicos (equação (1)), os autores utilizaram uma transformação de Box-Cox⁶, o que conferiu flexibilidade à forma funcional da função além de permitir identificar a não linearidade presente na relação dos preços dos imóveis e seus atributos.

⁴Enquanto o trabalho de Lancaster (1966), assim como o de Becker (1965) e Muth (1966), enfatizava o comportamento de um consumidor/produzidor, Rosen (1974) insere o mercado entre os vendedores e compradores e analisa as propriedades de equilíbrio de mercado. Cabe destacar também que o modelo completo desenvolvido por Rosen (1974) possui 2 estágios, onde o primeiro consiste na estimação da função de preços hedônicos e o segundo na estimação da função de demanda a partir do preço estimado no primeiro estágio. Contudo, como a estimação da demanda a partir de preços implícitos mostrou-se ser bastante difícil e constituindo a estimação dos preços implícitos já um importante desafio, a estimação do primeiro estágio se tornou o foco da maioria dos trabalhos empíricos voltados para a análise do valor de bens públicos locais e outras amenidades da vizinhança (Gibbons & Machin, 2008). Dessa forma, o artigo também preferiu focar no primeiro estágio do modelo de Rosen (1974).

⁵Apesar da função de preços hedônicos fornecer estimativas para o desejo dos consumidores de pagar por mudanças marginais na quantidade de certo atributo, para a análise de bem-estar necessita-se da estimação da função de demanda, pelo menos para um consumidor representativo.

⁶Blackley *et al.* (1984) demonstram a importância de se analisar o viés gerado pela estimação da matriz de variância e covariância pelo método por interação de OLS da técnica de Box-Cox.

$$\frac{P^\psi - 1}{\psi} = K + \sum_{i \in D} \beta_i x_i + \sum_{j \in C} \beta_j \left(\frac{x_j^{\lambda_1} - 1}{\lambda_1} \right) + r(d, \theta) \frac{L^\xi - 1}{\xi} \quad (1)$$

Em (1), P reflete o preço do imóvel, x_i e x_j mensuram características estruturais ou locacionais específicas, K , β_i , β_j , ψ , λ e ξ são parâmetros⁷ a serem estimados, L representa a área ocupada pelo imóvel, D indica um conjunto de variáveis representando características dicotômicas, C é igual ao conjunto de características que são variáveis contínuas. Para captar a estrutura espacial do modelo os autores inserem a função de aluguel da terra $r(d, \theta)$ que depende da distância em relação ao centro da cidade (d) e do ângulo de direção ao centro da cidade (θ).⁸

Os autores concluem que essa forma funcional confere generalidade à estimação.

O trabalho de Rosier *et al.* (1999), por sua vez, enfatiza que parte das críticas aos modelos de preço hedônico também deriva tanto da falta de explicação de grande parcela da variabilidade dos preços, assim como da não correção de problemas econométricos, como alta multicolinearidade, heterocedasticidade estrutural e autocorrelação espacial dos resíduos.⁹ De maneira a reduzir a falta de explicação da variabilidade dos preços, os autores adicionaram ao modelo as variáveis de acessibilidade, ligadas à capacidade do indivíduo de viajar e participar de atividades em diferentes localidades. Os resultados, para a cidade de Quebec, no Canadá, entre os anos de 1993 e 1997, permitiram aos autores afirmarem que a inclusão de variáveis de acessibilidade melhora as estimativas obtidas com o modelo hedônico de preços de imóveis. As variáveis de vizinhança também foram consideradas de grande relevância para a explicação dos preços.

Nessa mesma linha, Cheshire & Sheppard (2004) concederam grande relevância à inclusão de variáveis de vizinhança e localidade em seus modelos hedônicos. Cabe ressaltar que as variáveis utilizadas para captar a conjuntura macroeconômica foram a taxa de desemprego, o *dummy* de boom econômico, o prazo de financiamento imobiliário e o *spread* das taxas de juros.

Outro artigo que analisou mais detalhadamente essa questão do papel da acessibilidade no preço dos imóveis foi o de Herman & Haddad (2005). Os autores estimam um modelo de preços hedônicos para a cidade de São Paulo com objetivo de verificar o efeito de variáveis ambientais e de vizinhança nos preços de aluguéis de imóveis. O destaque do artigo está na utilização de diferentes configurações ur-

⁷ ψ , λ e ξ são parâmetros padrões da forma funcional de Box-Cox.

⁸ As variáveis com características contínuas ou discretas utilizadas na estimação de (1) por máxima-verossimilhança envolveram desde características físicas, tais quais quantidade de banheiros e dormitórios dos imóveis, presença de garagem e espaço acessível, e locacionais, como acesso a ônibus.

⁹ A multicolinearidade não representa problema sério para as estimações, a menos que seja perfeita, e a presença de heterocedasticidade estrutural pode ser suavizada com o uso de estimadores robustos dos erros-padrões dos parâmetros. Já a autocorrelação espacial dos resíduos exige o uso de metodologia mais sofisticada de análise espacial, possível de aplicar quando os dados são em cross-section ou em painel.

banas para medir o efeito na acessibilidade. As classificações de configurações utilizadas foram a monocêntrica, que considerou o preço do aluguel como uma função negativa da distância ao centro, e a duocêntrica, endógena ao modelo.

Tabela 1

Diferentes configurações urbanas para medir o efeito de acessibilidade

Configurações	Acessibilidade (A)
Monocêntrica	$A_i = d_i$ ou $A_i = \ln(d_i)$
Duocêntrica	$A_i = \min(d_{i1}, d_{i2})$ ou $\alpha_A = \alpha_1 d_{i1} + \alpha_2 d_{i2}$

Fonte: Herman:2005. Elaboração própria

Além das diferentes medidas de acessibilidade, estes autores testaram, por meio das equações representadas por (2) e (3), a presença de dependência e/ou heterogeneidade espacial, respectivamente, com o objetivo de melhor captar o efeito no preço de características distintas do imóvel.

$$p(S, A, E) = a_0 + \gamma Wp + a_1 S + a_2 A + a_3 E + u \quad (2)$$

$$p(S, A, E) = a_0 + a_1 S + a_2 A + a_3 E + u, u = \gamma W u + e \quad (3)$$

Nas equações (2) e (3), $p(S, A, E)$ foi utilizado para denotar o preço dos imóveis, S as características físicas do imóvel, A as características de acessibilidade e E as variáveis ambientais. Wp é o componente de auto-correlação espacial do modelo, que caracteriza o uso do Modelo Espacial Autoregressivo (SAR) e Wu é o componente de auto-correlação espacial dos erros, que caracteriza o uso do Modelo de Erro Espacial (SEM). São parâmetros a serem estimados os coeficientes a_0, a_1, a_2 e a_3 .

As variáveis físicas dos imóveis, de vizinhança ou de acessibilidade empregadas pelos autores foram o aluguel em R\$, o número de salas do imóvel, o número de garagens, dormitórios, cozinhas e banheiros, a presença de áreas externas, a distância à Praça da Sé, ao centro histórico, à estação de trem mais próxima e à estação de metrô mais próxima, a presença de área arbórea, a taxa de criminalidade, a presença de população favelada e outras.

Uma descoberta destacada pelos autores se refere à redução da dependência espacial quando incluídas a(s) variável(s) de acessibilidade no modelo e o seu desaparecimento quando também são acrescentadas as variáveis de vizinhança. Além disso, constatou-se que a especificação do modelo que melhor corrige o problema de dependência espacial é o que considera a distância aos dois centros principais da cidade: Praça da Sé e Berrini/Faria Lima. Além deste resultado, foi encontrado que a proximidade a estações de trem, a presença de áreas verdes e o zoneamento estritamente residencial valorizam o imóvel para fins residenciais, enquanto a criminalidade reduz o seu valor.

Para minimizar o problema da estrutura espacial dos dados e a tendência dos preços no tempo, uma das metodologias indicadas consiste na estimação do mode-

lo hedônico controlando pelos efeitos fixos dos bairros e do tempo.¹⁰ Destacam-se os trabalhos de Clapp *et al.* (2008) e Brasington & Haurin (2006). Ambos os trabalhos estimaram o impacto da proximidade a uma escola de qualidade nos preços dos imóveis, o primeiro para o estado de Connecticut e o segundo para o de Ohio. Nos dois foi encontrado que estar próximo a escola de qualidade valoriza o preço dos imóveis. A crítica a esses modelos consiste em identificar a área específica que deve ser considerada como homogênea a um grupo de imóveis. Considerar divisões administrativas, como bairros e distritos nem sempre consiste na melhor alternativa.

Do acima exposto, a metodologia de preços hedônicos, empregada para mensurar o impacto no valor de imóveis de diferentes características, evoluiu tanto no sentido de incluir novas variáveis, como as de acessibilidade e de vizinhança, como no sentido de empregar diferentes técnicas de estimação que possibilitaram captar a presença de dependências e/ou heterogeneidades espaciais, além da autocorrelação dos resíduos. Entretanto, pouco destaque foi dado em relação ao papel das condições econômicas, tais como, de financiamento e do desempenho do mercado acionário na precificação dos imóveis. A bolha no mercado imobiliário dos EUA nos anos recentes comprovou a importância destes fatores de risco. Por isso, o presente trabalho, visa avançar na análise de precificação dos imóveis, fazendo uma primeira investigação sobre o impacto do desempenho do mercado acionário do Brasil no preço de equilíbrio dos lançamentos residenciais.

3. Descrição dos Dados e Estimação do Modelo

A base de dados utilizada para a obtenção de informações sobre os preços dos imóveis e suas características foi disponibilizada pela Empresa Brasileira de Estudos de Patrimônio (Embraesp). Esta empresa coleta dados na mídia de lançamentos residenciais e comerciais do Município de São Paulo, assim como as principais características destes imóveis e outras informações sobre a obra.¹¹ A base de dados da Embraesp coleta os preços de oferta de lançamentos imobiliários, e não os preços efetivos de mercado da transação imobiliária.

Para este artigo, serão utilizadas apenas as informações sobre lançamentos residenciais verticais, uma vez que a base de dados é representativa para estes empreendimentos. Serão considerados os empreendimentos lançados de janeiro de 2001 a março de 2008. A base de dados acerca dos lançamentos residenciais na cidade possui 1254 observações.^{12, 13}

¹⁰Ver Gibbons & Machin (2008) e Cervero & Landis (1995).

¹¹Os dados dos novos empreendimentos cadastrados pela Embraesp baseiam nas seguintes fontes: Grandes jornais e revistas da região; Panfletagem & afins; Comunicação por escrito; e Secretaria da Habitação. Vide <http://www.embraesp.com.br/> Apesar da Embraesp também coletar informações sobre lançamentos na Região Metropolitana de São Paulo, a representativa da amostra é para a capital

¹²Para maiores detalhes, vide http://www.cvm.gov.br/dados/cepac/RJ-2004-02403/20080731_PROSPECTO_ATUALIZADO.pdf

¹³Empreendimentos com mais de um bloco foram excluídos, optando-se por apenas deixar as informações sobre os blocos "A" destes imóveis.

Além das informações da Embraesp, foram coletadas variáveis secundárias de outras instituições (vide Tabela 2) para compor as características relevantes dos imóveis, da região e do mercado.

3.1 Análise descritiva das variáveis

A Tabela 2 apresenta a descrição e fonte dos dados utilizados na estimação do modelo hedônico, assim como as principais estatísticas descritivas destas variáveis, tais como: média, mediana, mínimo e máximo (medidas de posição); e desvio-padrão (medida de dispersão).

Tabela 2

Descrição das variáveis, lançamentos residenciais, jan/2001 a mar/2008

Variáveis	Mínimo	Mediana	Média	Máximo	Descrição
<i>pm2u_incc</i>	1160,4	3272	3603,6	17782,4	Preço do imóvel por metro quadrado útil, deflacionado por INCC, março de 2008 (IBGE)*
<i>dorm</i>	1	3	3	6	No. de dormitórios do empreendimento*
<i>banh</i>	1	2	2,3	6	No. de banheiros do empreendimento*
<i>garag</i>	0	2	2,3	12	No. de garagens por imóvel do empreendimento*
<i>elev_bloco</i>	0	2	2,5	12	No. de elevadores do empreendimento por bloco*
<i>area_util</i>	24,3	95,6	126,8	877,9	Área útil do imóvel*
<i>rel_area</i>	0,3	0,5	0,5	0,9	Relação área útil sobre área total*
<i>unid_andar</i>	0	4	3,7	60	Unidades por andar do empreendimento*
<i>dist_se</i>	761,8	6971,5	7825	26727,8	Distância à Praça da Sé, em metros
<i>dist_berrini</i>	388,6	6776,9	7912,2	33835,2	Distância à Berrini, em metros
<i>ln_favela</i>	2,4	6,9	6,7	8,2	Logaritmo da distância à favela mais próxima (CM)
<i>ln_parque</i>	1,9	7,1	6,9	8,6	Logaritmo da distância ao parque mais próximo (SMA)
<i>ln_metro</i>	3,3	7,5	7,4	9,7	Logaritmo da distância à estação de metrô mais próxima (LUME)
<i>ln_cptm</i>	4,9	7,8	7,7	9,3	Logaritmo da distância à estação de trem mais próxima (LUME)
<i>boom</i>	0	0	0,3	1	Dummy pra o período de ago/2005 a dez/2008
<i>spread</i>	2,5	3,4	3,4	4,4	Diferença entre a taxa de financiamento imobiliário PF e a taxa de poupança ao mês (BCB)
<i>prazo</i>	1322,5	1707,3	1877,4	4753,9	Prazo, em dias, para financiamento imobiliário, Pessoa Física (BCB)
<i>dorm_boom</i>	1	3	3,1	6	Interação variáveis <i>dorm</i> e <i>boom</i>
<i>banh_boom</i>	1	2	2,3	6	Interação variáveis <i>banh</i> e <i>boom</i>
<i>rel_area_boom</i>	0,3	0,6	0,6	0,9	Interação variáveis <i>rel_area</i> e <i>boom</i>
<i>elev_bloco_boom</i>	0	2	2,5	8	Interação variáveis <i>elev_bloco</i> e <i>boom</i>
<i>spread_boom</i>	2,5	2,9	2,9	3,4	Interação variáveis <i>spread</i> e <i>boom</i>
<i>Z1-Z103</i>	N/C	N/C	N/C	N/C	Dummies para a zona de valor do empreendimento, segundo EMBRAESP.
<i>dist1-dist82</i>	N/C	N/C	N/C	N/C	Dummies para o distrito do empreendimento, segundo IBGE.
<i>M1-M12</i>	N/C	N/C	N/C	N/C	Dummies para os meses do ano, Janeiro a Fevereiro.

As variáveis da base de dados da Embraesp representam as características físicas dos imóveis. Vale destacar que o segmento de mercado a que os lançamentos correspondiam, ao menos entre os anos de 1985 e 2000, era referente ao das

famílias com renda mensal superior a R\$ 800,00 no ano de 2000. No Censo do ano 2000, cerca de 65% da população tinha renda maior que este valor no município de São Paulo. Dessa forma, ainda que nos anos recentes os empreendimentos tenham avançado em direção às camadas de menores rendas por diferentes fatores, espera-se que para este grupo da população a amostra não seja ainda representativa.

As variáveis sobre parques e favelas trazem informações importantes sobre amenidades urbanas da região do entorno do imóvel e foram calculadas a partir da distância euclidiana entre os parques/favelas e os imóveis. O mesmo raciocínio foi utilizado para a criação das variáveis de distância com relação às estações de metrô. As variáveis de oferta consideradas foram o prazo médio de financiamento imobiliário para pessoa Física e o *spread* de juros bancário.¹⁴

Como o cálculo do IMOB (Índice BMF&BOVESPA Imobiliário)¹⁵ iniciou-se apenas em janeiro de 2009, foi criada a variável *boom* como *proxy* do desempenho das empresas do setor imobiliário no mercado de ações. Esta variável binária foi construída com base na análise da evolução do Ibovespa. Constatou-se que a partir de Junho de 2005 até final de 2008, o mercado acionário como um todo apresentou crescimento médio bastante superior aos meses anteriores de forma consistente. Sendo assim, atribui-se o valor 1 para esse período, e zero para os demais períodos. Além disso, foi a partir de 2005 que se iniciaram as IPO (*inicial public offer*) das empresas imobiliárias. De fato, os testes estatísticos de significância das variáveis demonstraram ser a variável *boom* a melhor *proxy* possível com os dados disponíveis. O apêndice I mostra detalhes para a identificação da mudança de regime, conforme o teste de raiz unitária com quebra estrutural: *Clemente-Montañe's-Reyes unit-root test with single mean shift*.

Ainda em relação a esta variável, considerou-se também a possibilidade do boom causar mudanças na valorização das diferentes características do imóvel. Por isso, foram feitas interações desta variável com as demais características, intrínsecas, da vizinhança e condições de financiamento.

Por fim, adicionou-se dummies de mês, para controlar a possível sazonalidade do setor, e de zonas de valor ou distritos,¹⁶ como efeitos específicos regionais para controlar as valorizações especulativas da região e/ou problemas de variável omitida.

3.2 Análise espacial dos dados

A Figura 1 ilustra a distribuição espacial dos lançamentos residenciais verticais no município. Constata-se uma concentração dos lançamentos nas regiões sudoeste e outras próximas ao centro. Entretanto cabe lembrar que, por esta base constituir apenas imóveis verticais, a distribuição também fica sujeita a lei de zoneamento da cidade.

¹⁴O *spread* foi calculado pela diferença entre a taxa pós-fixada de financiamento imobiliário para Pessoa Física e o rendimento da poupança para o mesmo período.

¹⁵Para mais detalhes, veja Nota de Rodapé 2 na seção 1.

¹⁶Zona de Valor é a subdivisão da EMBRAESP atribuída aos bairros da cidade de São Paulo. Esta medida é mais precisa e específica para delimitar zonas de valorização imobiliária.

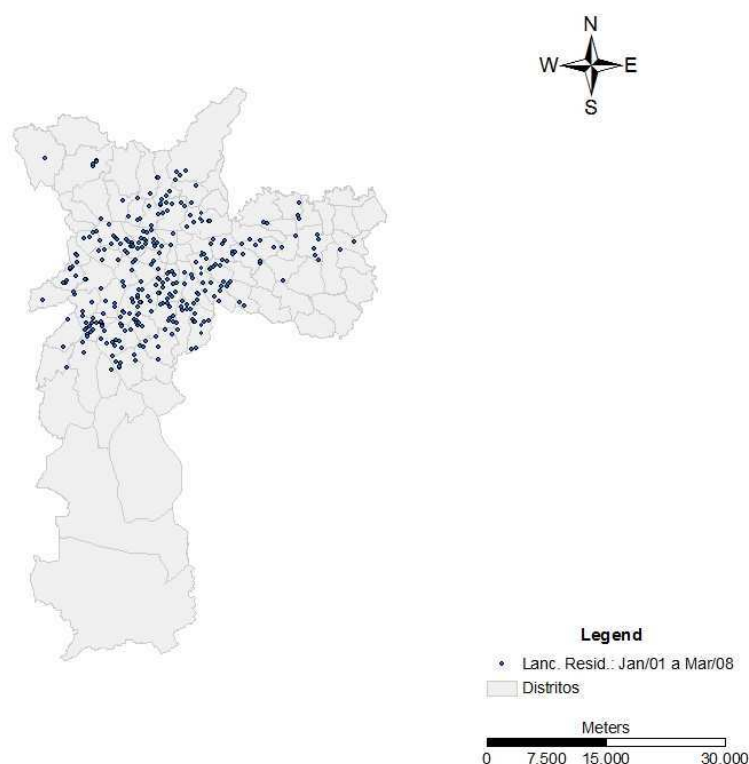


Figura 1
Distribuição dos lançamentos residenciais, jan/2001 a mar/2008

A análise de correlação espacial local, disponível com os autores a pedido, por sua vez, permite identificar a presença de um cluster de alto valor: na porção centro-oeste da cidade. Os de baixo valor se localizaram não apenas na periferia como também em parte do centro histórico da cidade. Cabe ressaltar, que esta análise descritiva da presença de clusters está sendo feita para todo o período analisado.¹⁷ Assim, estão sendo observadas áreas que em todo período contemplaram lançamentos de alto valor ou de baixo valor, de janeiro de 2001 a março de 2008.

¹⁷Foram calculados, também, os valores do índice “I” de Moran para diferentes matrizes de contiguidade considerando de 100 a 5000 metros para definição do raio de vizinhança. A dependência espacial aumenta e atinge seu máximo quando se considera vizinhos imóveis localizados até 500 metros de distância. A partir de então ela decresce, mas permanece positiva e significativa em todos os demais raios considerados. Esse problema pode ser corrigido pela inclusão de variáveis específicas de localização e utilização do estimador robusto da matriz de variância-covariância por cluster (variáveis são independentes entre os grupos, mas não dentro dos grupos).

Constata-se que a região centro-oeste é a única que apresenta a formação de clusters de alto-valor, ou seja, um imóvel e seus vizinhos são empreendimentos de alto valor. Já os clusters de baixo valor estão mais dispersos em torno do centro da cidade. Não foi observada uma população significativa aos imóveis de baixo valor rodeado por imóveis de alto valor, nem o oposto.

3.3 Resultados das estimações

Dentre as opções de métodos de estimação possíveis e com a configuração da base de dados disponível, a abordagem utilizada neste trabalho foi a *Pooled OLS* (POLS)¹⁸ controlando por efeitos específicos dos distritos e a correção da matriz de variância-covariância por cluster. A hipótese assumida é a de compartilhamento de amenidades urbanas. Retirando as características de vizinhança mensuradas no modelo, todas as demais características estão disponíveis na mesma quantidade para os imóveis de um mesmo distrito, como por exemplo, poluição do ar, taxas de criminalidade, etc. Os resíduos captam as variáveis omitidas que variam de um ano para o outro.

As variáveis de características da vizinhança estão na forma logarítmica de forma a captar a não linearidade da relação entre elas e o preço do imóvel, conforme pontuado por Cheshire & Sheppard (1998).¹⁹ Além disso, a partir das conclusões do trabalho de Herman e Haddad (*op.cit*), foi aplicada ao município de São Paulo a configuração urbana duocêntrica.

A Tabela 3 mostra os coeficientes estimados, a informação sobre a significância destes coeficientes. Nota-se que foram suprimidos da Tabela 3 os resultados das *dummies* que descrevem as zonas de valor e os distritos de São Paulo. Os resultados completos podem ser visualizados no Anexo 2.

¹⁸Esta metodologia consiste na estimação de um OLS com dados empilhados (várias unidades de cross-section ao longo do tempo). Como não se observa a mesma unidade ao longo do tempo, a heterogeneidade específica é dada pela localização das unidades dentro do mesmo distrito.

¹⁹A especificação log-lin foi indicada de acordo com o resultado do teste da especificação Box-cox do modelo.

Tabela 3

Resultado das estimações com efeitos específicos

Modelo hedônico		
Variável dependente: <i>ln_pm2u_incc</i>		
	Efeitos específicos: Zonas de valor	Efeitos específicos: Distritos IBGE
	Coefficientes	Coefficientes
<i>Constante</i>	8.061***	8.236***
<i>dorm</i>	-0.0554***	-0.0666***
<i>dorm_boom</i>	0.0513***	0.0631***
<i>banh</i>	0.0449***	0.0453***
<i>banh_boom</i>	-0.0487***	-0.0532***
<i>garag</i>	0.0579***	0.0572***
<i>elev_bloco</i>	0,01940	0,01850
<i>elev_bloco_boom</i>	-0,00438	-0,00166
<i>unid_andar</i>	-0,00142	-0,00549
<i>area_util</i>	0.00101***	0.00118***
<i>rel_area</i>	-0.611***	-0.606***
<i>rel_area_boom</i>	0.391***	0.444***
<i>prazo</i>	0,00002	0,00005
<i>spread</i>	-0,01400	-0,03000
<i>spread_boom</i>	-0,0730*	-0,04580
<i>boom</i>	-8,13E-03	-1,56E-01
<i>ln_favela</i>	0.0493***	0.0576***
<i>ln_parque</i>	-0.0222**	-0.0346***
<i>ln_metro</i>	-0.0195*	-0,01140
<i>ln_cptm</i>	0.00576	-0,00111
<i>dist_berrini</i>	-0.00001	-3.96e-05***
<i>dist_se</i>	0.000109***	0.00005
<i>dist_se2</i>	-1.17e-08***	-7.50e-09**
<i>dist_se3</i>	2.98e-13***	2.66e-13***
<i>M2</i>	0.0661**	0.0724***
<i>M3</i>	0.0882***	0.101***
<i>M4</i>	0.0830***	0.0790***
<i>M5</i>	0.0665**	0.0794***
<i>M6</i>	0.0623**	0.0691***
<i>M7</i>	0.0527*	0.0524**
<i>M8</i>	0.0521**	0.0595**
<i>M9</i>	0.0625***	0.0756***
<i>M10</i>	0.0652***	0.0703***
<i>M11</i>	0.0701***	0.0868***
<i>M12</i>	0.0765***	0.0782***

Erros-padrão robustos em parênteses.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Antes de analisar os resultados, vale ressaltar que a variável dependente – preço por metro quadrado útil do imóvel – foi utilizada na forma logarítmica e com valores reais (preço nominal do imóvel deflacionado pelo INCC) referentes ao último período dos dados, março de 2008. Assim, os coeficientes estimados representam mudanças percentuais no preço dos imóveis frente às variações nos respectivos atributos.

Com relação aos dois modelos estimados, incluindo efeitos específicos por zonas de valor e por distritos do IBGE, os resultados das estimações foram bastante convergentes. Acredita-se que o modelo com as *dummies* para zonas de valor seja sensivelmente superior, uma vez que esta classificação é feita de acordo com aspectos mercadológicos, ou seja, pode abranger áreas mais homogêneas do mercado imobiliário da cidade.

Primeiramente, em relação às características intrínsecas dos imóveis, grande parte dos efeitos estimados foi estatisticamente significativa e com sinal de acordo com o esperado. Entre as características que afetam positivamente o preço do imóvel destacam-se banheiro, garagem e área de lazer (captada na variável relação área útil/área total do empreendimento). O aumento de uma garagem, por exemplo, gera um aumento em torno de 5,8% no preço do metro quadrado. Entre aquelas que afetam negativamente, destaca-se o número de dormitórios que reduz mais que 5,5% o preço do imóvel quando amplia em uma unidade, considerando os demais fatores constantes.

Para as características da vizinhança, a distância do imóvel a parques apresentou efeito negativo e significativo no preço por metro quadrado dos novos empreendimentos: o aumento de 10% da distância ao parque reduz o preço do metro quadrado um pouco acima de 0,22%, em outras palavras, quanto mais próximos a parques, mais valorizados os imóveis. Já para as favelas, como esperado, o efeito foi positivo: o distanciamento de 10% à favela valoriza o preço do metro quadrado em aproximadamente 0,5%. A proximidade ao metrô também foi significativa, com valorização de 0,02% a cada percentual de aproximação da estação mais próxima de metrô.

O resultado mais interessante foi o efeito do *boom* nas decisões no mercado imobiliário. Conforme mostram as variáveis de interação, as características dos imóveis mais relevantes no período sem grande valorização da bolsa perdem importância na definição do preço de equilíbrio em períodos de *boom*, enquanto que as variáveis referentes às condições de financiamento ganham importância, em particular, o efeito negativo do *spread* bancário torna-se significativo estatisticamente. No período de *boom*, diminui o *spread* dos juros bancário que inclui o prêmio de risco do crédito imobiliário do tomador. Um dos possíveis motivos para esse comportamento é que a probabilidade de default no crédito imobiliário diminui no *boom*, pois os trabalhadores teriam mais chance de continuarem empregados e continuar pagando a hipoteca. Este fenômeno foi documentado na recente crise de crédito subprime norte-americano no relatório do FMI “*Financial Stability Report*”, de Outubro de 2010. Por outro lado, na crise, com o aumento da inadimplência no crédito imobiliário *sub-prime*, houve necessidade de capitalização dos bancos, segundo mostra o *stress test* realizado pelo US FED. A alta na inadimplência do crédito deve-se à elevação da taxa de desemprego. Assim, aumenta o prêmio de risco embutido no *spread* dos juros bancários, com consequente aumento do juro cobrado nos empréstimos e queda nos juros pagos na poupança, com menos recursos bancários destinados ao setor imobiliário, fazendo deprimir a demanda por imóveis e, conseqüentemente, provocando uma queda dos seus preços. Por outro lado, no boom, o motivo para que a diminuição do *spread* dos juros aumente o preço do imóvel seria o aumento da intermediação bancária com a diminuição do prêmio de risco da intermediação em função da menor taxa de desemprego. Assim, no mercado financeiro ocorre um aumento de recursos intermediados ao setor de real estate. Este fato estilizado é bem documentado na

literatura de economia monetária e bancária. Para maiores detalhes vide o recente *working paper* de Bianconi & Yoshino (2011), Yoshino (1993), Lucas (1993), Haslag & Young (1998), e Lucas (2000).

4. Considerações Finais

Este estudo pretendeu identificar de que formas as condições de financiamento e, sobretudo, o *boom* no preço das ações das empresas do mercado imobiliário impactaram no preço dos imóveis residenciais na cidade de São Paulo. É importante destacar que os preços considerados são os preços de lançamento dos empreendimentos, ou seja, não refletem completamente os preços de mercado das transações imobiliárias.

O modelo de preços hedônicos foi utilizado inserindo, além das características intrínsecas dos imóveis e da vizinhança (infra-estrutura urbana e de localização), as variáveis econômicas: prazo de financiamento do imóvel e *spread* das taxas de juros bancárias (risco de crédito da hipoteca). Outro diferencial foi a análise da interação da *dummy* que capta o período de *boom* da Bovespa com as demais variáveis do modelo.

Os resultados dos coeficientes de impacto das variáveis de interesse de condições de financiamento e do *boom* da BOVESPA foram semelhantes nos dois modelos estimados. As interações da variável *boom* com as características dos imóveis e *spread* (risco de crédito) mostraram que, em períodos de *boom*, algumas das características dos imóveis perdem importância na formação dos preços, enquanto que as condições de financiamento imobiliário ganham relevância.

Esse resultado oferece evidências de que em períodos de alta valorização no mercado de capitais existem importantes mudanças na formação dos preços dos imóveis. Essas mudanças podem estar refletindo tanto os impactos da melhoria nas condições de oferta das incorporadoras e construtoras, como também no risco de crédito do financiamento imobiliário.

Dessa forma, a modelagem de preços dos imóveis apresentada neste artigo mostra inúmeras utilidades: 1) Para as incorporadoras: permite realizar um melhor *valuation* dos lançamentos imobiliários; 2) Para a Prefeitura Municipal de São Paulo/ EMURB: a modelagem do preço do imóvel deste trabalho foi utilizada no prospecto do Estudo de Viabilidade Econômico-Financeira da Operação Urbana Consorciada Água Espraiada – SP para o leilão de definição do preço de mercado do CEPAC (Certificado de Potencial Adicional de Construção) na BOVESPA em Julho de 2008; 3) Tributário: permite indexar os impostos IPTU, ITBI e ITCMD com o desenvolvimento de índices de preços de imóveis em vez de se utilizar o IPC, IGPM etc.; 4) Mercado Financeiro: desenvolver a chamada “marcação-a-mercado” do crédito imobiliário; 5) O modelo de precificação de imóveis deste trabalho pode servir de base para o desenvolvimento do índice de preço de imóveis residenciais.

Contudo, cabe lembrar que a amostra utilizada não está segmentada ou estratificada por grupos com perfil de anseios semelhantes no que tange ao produto residencial, isto é, por faixa de renda, ciclo de vida familiar, perfil profissional, ou outros critérios comumente usados no mercado de imobiliário residencial. Os estimadores refletem uma média do comportamento de diferentes grupos e, por isso, conclusões sobre as preferências quanto aos atributos da residência para segmentos específicos do mercado residencial será bastante precipitada.

Finalmente, com relação às limitações deste trabalho, acredita-se que pesquisas futuras devam buscar novas formas de estruturas espaciais para corrigir o problema de dependência espacial existente no modelo hedônico e avançar nos estudos das preferências dos seguimentos específicos do mercado residencial. Outra nítida melhoria seria a construção de uma melhor fonte de dados com preços de mercado tanto do fluxo de lançamentos como de *valuation* do estoque de imóveis.

Referências

- Becker, Gary. 1965. A Theory of the Allocation of Time. *Economic Journal*, **75**, 493–517.
- Bianconi, Marcelo, & Yoshino, Joe A. 2011. *House Price Indexes and Cyclical Behavior*. Working paper. Workshop do BC: Medidas Alternativas de Custo de Vida. Acesso em 2 de Fevereiro 2011. Disponível em http://www.bcb.gov.br/Pec/Depep/Seminarios/2011_IWorkshopBCB/Arquivos/2011_IWorkshopBCB_JoeYoshino.pdf.
- Blackley, Paul, Follain, James, & Ondrich, Jan. 1984. Box-Cox Estimation of Hedonic Models: How Serious is the Iterative Ols Variance Bias? *The Review of Economics and Statistics*, **66**, 348–353.
- Brasington, David, & Haurin, Donald Richard. 2006. Educational Outcomes and House Values: A Test of the Value Added Approach. *Journal of Regional Science*, **46**, 245–268.
- Cervero, Robert, & Landis, John. 1995. Development Impacts of Urban Transport: A US Perspective. In: Banister, D. (ed), *Transport and Urban Development*. London, E & F. N. Spon.
- Cheshire, Paul, & Sheppard, Stephen. 1998. *Estimating the Demand for Housing, Land, and Neighbourhood Characteristics*. Oxford: Blackwell Publishers.
- Cheshire, Paul, & Sheppard, Stephen. 2004. Capitalising the Value of Free Schools: The Impact of Supply Characteristics and Uncertainty. *The Economic Journal*, **114**, F397–F424.
- Clapp, John, Nanda, Anupam, & Ross, Stephen. 2008. Which School Attributes Matter? The Influence of School District Performance and Demographic Composition on Property Values. *Journal of Urban Economics*, **63**, 451–466.

- Gibbons, Stephen, & Machin, Stephen. 2008. Valuing School Quality, Better Transport and Lower Crime: Evidence from House Prices. *Oxford Review of Economic Policy*, **24**, 99–119.
- Haslag, Joseph H., & Young, Eric R. 1998. Money Creation, Reserve Requirements, and Seigniorage. *Review of Economic Dynamics*, **1**, 677–698.
- Herman, Bruno M., & Haddad, Eduardo A. 2005. Mercado Imobiliário e Amenidades Urbanas: A View Through the Window. *Estudos Econômicos*, **35**.
- Kanemoto, Yoshitsugu. 1988. Hedonic Prices and the Benefits of Public Projects. *Econometrica*, **56**, 981–989.
- Lancaster, Kelvin J. 1966. A New Approach to Consumer Theory. *Journal of Political Economy*, **74**.
- Lucas, Robert E., Jr. 1993. *On the Welfare Costs of Inflation*. Working paper, Chicago: University of Chicago, Dept. of Economics.
- Lucas, Robert E., Jr. 2000. Inflation and Welfare. *Econometrica*, **68**, 247–274.
- Muth, Richard F. 1966. Household Production and Consumer Demand Functions. *Econometrica*, **34**, 699–708.
- Rosen, S. 1974. Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy*, 34–55.
- Rosier, François, Thériault, Marius, & Villeeuvre, Paul. 1999. Sorting Out Access and Neighborhood Factors in Hedonic Price Modelling. *Journal of Property Investment & Finance*, **18**, 291–315.
- Yoshino, Joe A. 1993. *Money and Banking Regulation: The Welfare Costs of Inflation*. The University of Chicago. Department of Economics. Ph.D. Thesis Dissertation.

Apêndice I

Tabela A.1

Definição da Dummies dos Períodos de boom e antes

```
. clemiol Ibovespa, maxlag(6) trim(0.05) graph
Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with single mean shift, IO model
Series: Ibovespa
Ibovespa  $T = 79$  optimal breakpoint: 66
AR( 0)          du1          (rho - 1)          const
Coefficient:    1704.89      -0.02711          58.911.351
t-statistic:    2.161        -1.116
t-statistic:    0.034        -4.270          (5% crit. value)
```

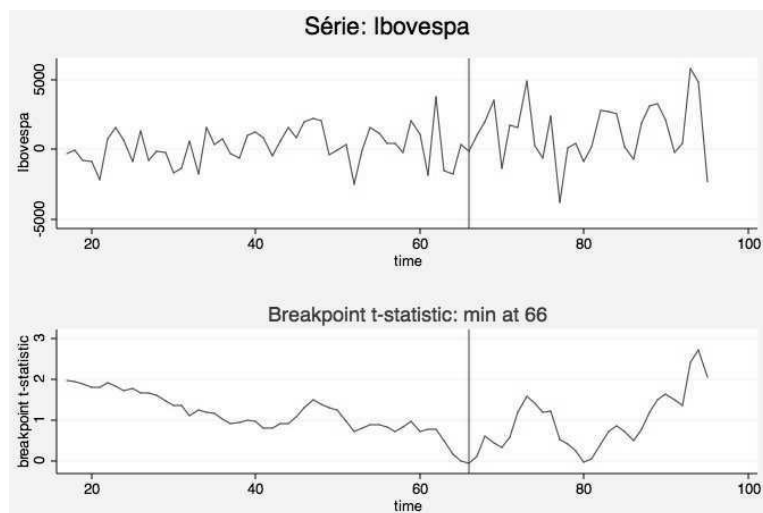


Figura A.1

Clemente-Montañés-Reyes single IO test for unit root

Apêndice II

Tabela A.2: Resultados completos das estimações com efeitos específicos espaciais: *dummies* de zona de valor e distrito

	Coeficientes	Coeficientes
	Modelo Hedônico	
Variável dependente: <i>ln_pm2u_incc</i>		
	Efeitos específicos: Zonas de valor	Efeitos específicos: Distritos IBGE
Observações	1254	1254
R-quadrado	0.890	0.879
	Coeficientes	Coeficientes
Constante	8.061***	8.236***
dorm	-0.0554***	-0.0666***
dorm_boom	0.0513***	0.0631***
banh	0.0449***	0.0453***
banh_boom	-0.0487***	-0.0532***
garag	0.0579***	0.0572***
elev_bloco	0.01940	0.01850
elev_bloco_boom	-0.00438	-0.00166
unid_andar	-0.00142	-0.00549
area_util	0.00101***	0.00118***
rel_area	-0.611***	-0.606***
rel_area_boom	0.391***	0.444***
prazo	0.00002	0.00005
spread	(0.01400)	(0.03000)
spread_boom	-0.0730*	(0.04580)
boom	-8.13E-03	-1.56E-01
ln_favela	0.0493***	0.0576***
ln_parque	-0.0222**	-0.0346***
ln_metro	-0.0195*	(0.01140)
ln_cptm	0.00576	(0.00111)
dist_berrini	(0.00001)	-3.96e-05***
dist_se	0.000109***	0.00005
dist_se2	-1.17e-08***	-7.50e-09**
dist_se3	2.98e-13***	2.66e-13***
M2	0.0661**	0.0724***
M3	0.0882***	0.101***
M4	0.0830***	0.0790***
M5	0.0665**	0.0794***
M6	0.0623**	0.0691***
M7	0.0527*	0.0524**
M8	0.0521**	0.0595**
M9	0.0625***	0.0756***
M10	0.0652***	0.0703***
M11	0.0701***	0.0868***
M12	0.0765***	0.0782***
zv1	-0.201***	
zv2	-0.267***	
zv3	-0.392***	
zv4	-0.268***	
zv5	-0.105*	
zv6	-0.340***	
zv8	-0.340***	
zv9	-0.311***	
zv10	-0.0311	
zv11	-0.290***	
zv12	0.02	
zv13	-0.288**	
zv14	-0.246***	
zv15	-0.311***	
zv16	-0.414***	

Continued on next page

	Coeficientes	Coeficientes
zv17	-0,0339	
zv18	-0.285***	
zv19	-0.316**	
zv20	-0,0375	
zv21	-0.179**	
zv22	-0.276***	
zv23	-0.442***	
zv24	-0.199**	
zv25	-0.407***	
zv26	-0.266*	
zv27	-0.182**	
zv28	-0,0922	
zv29	-0,0235	
zv30	-0.231***	
zv31	-0,182	
zv32	-0.391***	
zv33	-0,157	
zv34	0.163**	
zv35	0,104	
zv36	0	
zv37	-0.264***	
zv38	0.172***	
zv39	-0.819**	
zv40	-0,168	
zv41	-0.277***	
zv42	-0,0894	
zv43	-0.232**	
zv44	-0.260**	
zv45	-0.248***	
zv46	0.594***	
zv47	-0,066	
zv48	0	
zv49	0.166**	
zv50	-0,094	
zv51	-0.260***	
zv52	-0,133	
zv53	-0.356***	
zv54	-0.642***	
zv55	-0.332***	
zv56	0,023	
zv57	-0.364***	
zv58	-0.316***	
zv59	-0.136*	
zv60	0,0298	
zv61	0	
zv62	-0.525***	
zv63	-0.465***	
zv64	-0.338***	
zv65	-0.183***	
zv66	-0.385***	
zv67	-0.109*	
zv68	-0.230***	
zv69	-0,0297	
zv70	-0.247***	
zv71	-0.188***	
zv72	-0,0444	
zv73	-0.589***	
zv74	-0.255***	
zv75	-0,0614	
zv76	-0.286***	
zv77	-0,0826	
zv78	-0.472***	
zv79	-0,121	
Continued on next page		

	Coefficientes	Coefficientes
zv80	-0.593***	
zv81	-0.214***	
zv82	-0.198***	
zv83	-0.256***	
zv84	-0.396***	
zv85	-0.225**	
zv86	-0.268**	
zv87	-0.0886	
zv88	-0.344***	
zv89	-0.279**	
zv90	-0.385***	
zv91	-0.294***	
zv92	-0,0589	
zv93	0,00339	
zv94	-0.413***	
zv95	-0,0915	
zv96	-0,0978	
zv97	-0.439***	
zv98	0	
zv99	-0.343***	
zv100	0.264***	
zv101	0,0198	
zv102	-0.411***	
zv103	-0,116	
dist2		0.321***
dist3		0.169**
dist4		-0,0133
dist5		0.435***
dist6		0.868***
dist7		0.163*
dist8		0.190*
dist9		0,128
dist10		-0,0706
dist11		0.803***
dist12		-0,156
dist13		0.259***
dist14		0,0642
dist15		0,156
dist16		0,135
dist17		-0,102
dist18		0.238***
dist19		-0,177
dist20		0.381***
dist21		0,0124
dist22		0.409***
dist23		0,18
dist24		0
dist25		0.268***
dist26		0,0645
dist27		0.470***
dist28		0.140**
dist29		0,28
dist30		0.276**
dist31		0,0914
dist32		0.212*
dist33		-0,579
dist34		0.451***
dist35		0,135
dist36		-0.211***
dist37		0.187**
dist38		0.261***
dist39		0,034
dist40		-0,157

Continued on next page

	Coeficientes	Coeficientes
dist41		0.280***
dist42		0,13
dist43		-0,0284
dist44		0.154**
dist45		0.258***
dist46		0,0975
dist47		0,109
dist48		0
dist49		0.507***
dist50		0.328***
dist51		0.177**
dist52		0.248**
dist53		0,0757
dist54		0.397***
dist55		-0,0724
dist56		-0,0595
dist57		0,0626
dist58		0,0254
dist59		0.267**
dist60		0.272***
dist61		0,111
dist62		0.107*
dist63		0
dist64		0,121
dist65		0,0113
dist66		0.259***
dist67		0
dist68		0.258***
dist69		0,0773
dist70		0
dist71		0.385***
dist72		0.179***
dist73		0.466***
dist74		0.300***
dist75		0.172***
dist76		0.188**
dist77		0.256***
dist78		0.237***
dist79		0.158***
dist80		0,0128
dist81		0.247***
dist82		0