

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE E
CIÊNCIA DA INFORMAÇÃO E DOCUMENTAÇÃO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

Modelo de Preços Hedônicos para Apartamentos em Brasília

Felipe Turatto Baptista

Orientador: Prof. Dr. Victor Gomes

Brasília

2008

À minha família.

Agradecimentos

Gostaria de agradecer ao meu orientador Victor Gomes por ter me apresentado o divertido mundo da Organização Industrial Empírica. Foi a descoberta de um mundo de possibilidades, uma caixa de ferramentas que me ajuda a organizar as informações e separar as relações de causa e efeito do mundo a minha volta.

Ao Eduardo Nali, pela grande amizade, pelo companheirismo, pela ajuda nos momentos de aperto, por ter segurado a barra, pelas horas de carro Ribeirão Preto-Brasília, por me agüentar, pelos puxões de orelha e por me ensinar muito.

Ao Marco Antônio, pela disposição para o debate e pelas discussões nas aulas de OIE.

Ao Paulo, o primeiro a me explicar o que era uma regressão hedônica.

Aos amigos Raphael, Saulo, Marcelo, André, Gustavo, Eduardo, Marco Antônio e Daniela por dois anos de companheirismo, amizade, debates acalorados, estudos, muitos estudos, agonia, provas, *stress*, discussões, festas, copa do mundo e viagens.

Aos amigos Érica, Philippe, Samir, Bahia e Léo, ótimos companheiros de república.

E acima de tudo à minha família. É sempre neles que penso a cada passo que dou, a cada escolha que faço, sempre na intenção de orgulhá-los e de um dia dar o melhor para eles.

Sumário

| | |
|--|----|
| Lista de Tabelas | 5 |
| Resumo | 7 |
| Abstract | 8 |
| Introdução | 9 |
| 1. Revisão Bibliográfica | 11 |
| 2. Modelo Teórico | 15 |
| 3. Descrição dos Dados e das Variáveis | 20 |
| 4. Modelo Empírico | 25 |
| 4.1. Descrição do Modelo Empírico | 25 |
| 4.2. Problemas na Estimação de Modelos Lineares | 26 |
| 5. Resultados | 30 |
| 5.1. Regressão Hedônica por Setores | 30 |
| 5.2. Regressão Hedônica por Setores – Apartamentos | 31 |
| 5.3. Regressão Hedônica por Setores – Quitinetes | 32 |
| 5.4. Regressão Hedônica por Agregado de Quadras | 34 |
| 5.5. Regressão Hedônica por Agregado de Quadras – Apartamentos | 37 |
| 5.6. Regressão Hedônica por Agregado de Quadras – Quitinetes | 39 |
| 5.7. Distância à Esplanada dos Ministérios | 41 |
| 5.8. Distância à Esplanada dos Ministérios Utilizando SQ's e CLN's | 42 |
| Considerações Finais | 44 |
| Bibliografia | 46 |
| ANEXO | 48 |

Lista de Tabelas

| | |
|---|----|
| Tabela 1 – Resumo Estatístico..... | 21 |
| Tabela 2 – Resumo Estatístico – Apartamentos | 22 |
| Tabela 3 – Resumo Estatístico – Quitinetes | 22 |
| Tabela 4 – Resumo Estatístico por Setor – Asa Norte..... | 23 |
| Tabela 5 – Resumo Estatístico por Setor – Asa Sul | 23 |
| Tabela 6 – Resumo Estatístico por Setor – Sudoeste..... | 23 |
| Tabela 7 – Resumo Estatístico por Setor – Lago Norte..... | 23 |
| Tabela 8 – Resumo Estatístico por Setor – Octogonal | 24 |
| Tabela 9 – Coeficientes de Correlação | 28 |
| Tabela 10 – Coeficientes de Correlação – apartamentos..... | 28 |
| Tabela 11 – Coeficientes de Correlação – Quitinetes..... | 28 |
| Tabela 12 – Regressão por Setores | 30 |
| Tabela 13 – Regressão por Setores – Apartamentos..... | 32 |
| Tabela 14 – Regressão por Setores – Quitinetes..... | 33 |
| Tabela 15 – Regressão por Setores – Quitinetes AN, LN e SW..... | 34 |
| Tabela 16 – Lista de Variáveis..... | 35 |
| Tabela 17 – Regressão por Agregado de Quadras | 36 |
| Tabela 18 – Regressão por Agregado de Quadras – Apartamentos..... | 38 |
| Tabela 19 – Regressão por Agregado de Quadras – Quitinetes..... | 40 |
| Tabela 20 – Regressão pela Distância da Esplanada | 42 |
| Tabela 21 – Distância da Esplanada SQ's e CL's..... | 43 |
| | |
| Tabela A 1 – Variáveis Locacionais | 48 |
| Tabela A 2 – Resumo Estatístico – Asa Norte – Apartamentos | 49 |
| Tabela A 3 – Resumo Estatístico – Asa Sul – Apartamentos | 49 |
| Tabela A 4 – Resumo Estatístico – Sudoeste – Apartamentos | 49 |
| Tabela A 5 – Resumo Estatístico – Lago Norte – Apartamentos | 49 |
| Tabela A 6 – Resumo Estatístico – Octogonal – Apartamentos..... | 50 |
| Tabela A 7 – Resumo Estatístico – Asa Norte – Quitinetes | 50 |
| Tabela A 8 – Resumo Estatístico – Asa Sul – Quitinetes | 50 |
| Tabela A 9 – Resumo Estatístico – Sudoeste – Quitinetes | 50 |

| | |
|--|----|
| Tabela A 10 – Resumo Estatístico – Lago Norte – Quitinetes | 51 |
| Tabela A 11 – Resumo Estatístico – Octogonal – Quitinetes..... | 51 |

Resumo

Este trabalho busca entender o funcionamento da demanda no mercado imobiliário, as necessidades e preferências dos consumidores por habitação em Brasília. Para isso o autor utiliza o método dos preços hedônicos para estimar a disposição a pagar dos consumidores por imóveis residenciais na cidade. Foi construído um banco de dados com 850 observações a partir de ofertas de aluguéis de imóveis retirados de um classificados virtual. A amostra inclui os preços, as localizações e as características que são normalmente anunciadas e, portanto, relevantes para a valoração de imóveis. A localização mostrou ser uma variável importante, como era esperado, com destaque para as quadras mais próximas ao “eixão” e à beira lago Paranoá. As áreas residenciais de Brasília são mais valorizadas que as comerciais e a qualidade e idade dos imóveis se revelaram variáveis estruturais (omitidas na regressão) determinantes na escolha do consumidor.

Palavras-chave: modelos hedônicos, bens diferenciados, preços implícitos e característica dos imóveis.

Abstract

This article tries to understand, the consumers' preference and how the demand size of the real estate market works in Brasília. For that, it applies the technique of hedonic pricing model to estimate the households' willingness to pay for renting houses in Brasília. In order to do that, it was constructed an 850 observations-database from announces of a virtual classifieds. The sample includes prices, locations and others normally announced variables. The result indicates that location is important, places near "eixão" and Paranoá lake are highly valued and residential region are more valuable than commercial.

Keywords: hedonic models, differentiated products, implicit prices and housing attributes.

Introdução

Uma das necessidades básicas de consumo das pessoas é a habitação. Satisfazer esta necessidade e universalizar o acesso a moradia sempre esteve na pauta das políticas públicas do governo federal (Santos; 1999). Um relativo sucesso pode ser atribuído a algumas destas políticas, no entanto, ainda há muito a ser feito neste campo. Políticas habitacionais e de estímulos ao desenvolvimento do mercado imobiliário requerem um profundo entendimento da natureza e das variáveis que determinam a demanda por habitação em cada cidade, porém, estudos regionais sobre as preferências dos consumidores ainda são pouco difundidos no Brasil. Além da importância para a política pública, entender as necessidades e os desejos dos consumidores pelo local e pelas características de sua habitação pode ser uma ferramenta extremamente útil para incorporadores imobiliários, pois estes podem adequar de maneira mais satisfatória o seu produto e as estratégias de marketing às preferências dos clientes.

A escolha de onde morar depende da análise de uma cesta de atributos com as características físicas e de localização que definem um imóvel. Com base nesta cesta de atributos o agente é capaz de escolher qual é o conjunto de características que mais se adequa ao seu perfil de consumo, ou seja, o que maximiza a sua utilidade. Isto ocorre devido à natureza diferenciada do bem, imóvel. Cada bem é único e pode ser descrito por um vetor de atributos objetivamente medidos. Ao escolher um imóvel, o consumidor está decidindo o local em que irá morar, a distância ao trabalho, o nível de conforto e a segurança que oferecerá à sua família, entre outras características.

A análise da disposição a pagar do consumidor por um bem diferenciado pode ser decomposta no estudo da disposição a pagar por cada característica do bem. Em outras palavras, cada atributo possui um preço marginal implícito – não observável – que pode ser estimado por meio da metodologia apropriada. O método mais utilizado para a estimação de preços implícitos é o modelo de preços hedônicos. Uma função preço hedônico determina a importância de cada atributo para a composição do preço do bem diferenciado. Nas palavras de Heckman (2006), as funções de preços hedônicos

are empirical summaries of the relationship between the prices and the characteristics of goods sold in differentiated product markets.

O objetivo desta dissertação é estimar a disposição a pagar dos consumidores por imóveis residenciais em Brasília. Para isso, será utilizada a abordagem dos preços hedônicos ou implícitos de Rosen (1974).

A evolução da organização industrial empírica, campo da ciência econômica aonde os modelos hedônicos foram desenvolvidos, está baseada no avanço e na construção de bancos de dados cada vez mais poderosos e informativos. Para utilizar as técnicas de estimação mais precisas é necessário pagar o preço, ou seja, construir bancos de dados com mais informações sistematizadas. Esta pesquisa tem o mérito de introduzir a utilização de banco de dados construído a partir de ofertas públicas – e de fácil acesso – de aluguéis de imóveis retirados de um classificados virtual. A amostra inclui os preços, as localizações e as características que são normalmente anunciadas e, portanto, relevantes para a valoração de imóveis. Além disso, a preocupação em estimar as áreas e quadras mais valorizadas na cidade de Brasília ajuda a entender este mercado tão peculiar e pouco estudado.

O restante do trabalho está organizado como segue: a próxima seção apresenta um breve histórico da literatura de preços hedônicos; em seguida será apresentado o arcabouço teórico subjacente a este trabalho; a quarta seção descreverá os dados e as variáveis utilizadas no modelo empírico, que, por sua vez, será apresentado na quinta seção; por fim, serão apresentados os resultados e as considerações finais.

1. Revisão Bibliográfica

A literatura de preços hedônicos é rica e vasta. Ela vem sendo aplicada há muitos anos na estimação da demanda e oferta por produtos heterogêneos, na precificação de amenidades ambientais, na determinação dos atributos relevantes dos bens diferenciados, entre outras aplicações não menos interessantes. Em vista da importância deste arcabouço teórico para a economia empírica, e para embasar teoricamente o modelo econométrico que será estimado neste trabalho, esta seção apresentará sucintamente alguns dos desenvolvimentos mais marcantes na história das funções hedônicas, não tendo a pretensão de ser exaustivo.

Um dos estudos pioneiros na análise de demandas por bens diferenciados é Waugh (1928)¹. Neste trabalho, o autor incorpora à análise da variação de preços de vegetais em Boston a diferença na qualidade ou aparência de lotes individuais vendidos. Uma das conclusões do estudo é que

Há uma tendência distinta para os preços de mercado de várias mercadorias variarem com certas características físicas as quais os consumidores identificam com qualidade, e a relação dessas características com o preço poderiam em muitos casos ser determinadas por análises estatísticas. Se esta generalização for aceita como verdadeira, está aberto um novo campo na teoria dos preços que praticamente tem sido intocado (Negri Neto; 2003).

Em artigo de 1939, Court nota que os preços hedônicos poderiam ser usados para melhorar a construção de índice de preços. Revivendo o trabalho pioneiro de Court, Griliches (1961) relaciona os preços de automóveis a uma cesta de atributos para a construção de índice de preços ajustado por mudanças na qualidade dos bens².

Lancaster (1966) e (1971), dando continuidade ao estudo do comportamento do consumidor por meio das características dos bens de Houthakker (1952), propõe uma nova abordagem para a teoria do consumidor. Nesta abordagem, os bens são valorizados de acordo com os atributos que carregam (a utilidade dos consumidores é derivada das características dos bens, e não do bem em si), cada bem pode possuir mais de um atributo e alguns deles estão presentes em mais de um produto.

¹ Ver Morais e Cruz (2003) e Negri Neto (2003)

² Como novos modelos geralmente têm uma grande quantidade de características desejáveis, a diferença entre o preço dos novos e velhos não deveriam ser inteiramente atribuídos à inflação (Pakes, 2005).

As contribuições de Lancaster explicitaram a curva de utilidade do agente que se defronta com o consumo de um bem diferenciado, mas foi Rosen (1974) quem pela primeira vez colocou os modelos hedônicos em um contexto de mercado (Sartoris Neto, 1996). Rosen formula a teoria dos preços hedônicos como um problema de equilíbrio espacial no qual um conjunto de preços implícitos leva produtores e consumidores a uma decisão locacional em um espaço de característica dos bens. Em outras palavras, consumidores e produtores tomam sua decisão locacional baseados na quantidade – consumida e ofertada – ótima para cada característica. Em equilíbrio, as quantidades demandadas e produzidas estão perfeitamente casadas e, junto ao preço do bem diferenciado, revelam o preço implícito de cada atributo³.

A abordagem de Rosen, amplamente utilizada na literatura, consiste em uma estimação em dois estágios. No primeiro, os preços dos bens são regredidos em relação às características dos bens. Os coeficientes desta regressão são geralmente interpretados como preços implícitos de cada atributo, ou como a propensão marginal a pagar do consumidor por cada característica. No segundo estágio, são estimadas curvas de oferta e demanda por meio de um modelo de equações simultâneas utilizando o preço implícito de cada atributo como variável dependente e as características dos bens, dos consumidores e dos produtores como variáveis independentes.

Não obstante o grande sucesso que o trabalho de Rosen obtém após sua publicação, Brown e Rosen (1982), Epple(1987) e Bartik (1987), apontam problemas de simultaneidade no segundo estágio que levam a estimativas inconsistentes dos coeficientes. A natureza do problema é descrito por Brown e Rosen (1982):

Because such constructed prices [preço implícito de cada atributo] are created only from observed sample quantities, any new information that they may provide (i.e., any information beyond that already provided directly by observed sample quantities) can only come from a priori restrictions placed on the functional form of the price function $P(z)$. In the absence of such additional restrictions, second-stage "structural" estimation of the sort suggested by Rosen may only reproduce the information already provided by the first-stage estimation of the $P(z)$ function.

Brown e Rosen (1982), Palmquist (1984) e Epple (1987) sugerem que problemas desta natureza podem ser evitados se o *locus* do mercado puder ser de m -ésima ordem, ou seja, se os dados puderem ser coletados de maneira segmentada, e as preferências dos

³ Rosen (1974) também determina as condições sob as quais o modelo pode ser identificado e estimado.

consumidores nos diferentes mercados permanecerem constantes. O artigo de Palmquist estima a demanda por atributos e imóveis para sete cidades norte-americanas, considerando cada uma um mercado distinto.

Bajari e Benkard (2005) e Bajari e Kahn (2005) estendem a abordagem dos preços hedônicos generalizando o primeiro estágio e incorporando recentes avanços da literatura de Organização Industrial Empírica. O modelo deles relaxa a hipótese de competição perfeita de Rosen, leva em conta as características do produto observadas pelos agentes mas não observadas pelo economista, permite que o primeiro estágio seja uma função não paramétrica e utiliza uma abordagem alternativa no segundo estágio que evita as críticas ao método de Rosen. Bajari e Kahn (2005) desenvolvem um procedimento de três passos para estimar a demanda por habitação e a segregação racial em Atlanta, Chicago e Dallas. No primeiro estágio, estimam uma função preço hedônico não-paramétrica por meio de métodos polinomiais locais; em seguida, inferem os parâmetros de preferência pelas características dos produtos utilizando uma condição de primeira ordem que maximiza a função utilidade do agente; por fim, encontram as distribuições dos coeficientes aleatórios da preferência como uma função das características demográficas da família e choques de preferência (especificidade de cada família). Esta metodologia é o mais recente avanço na estimação de funções hedônicas para se estudar o setor de habitação. No entanto, este método requer um banco de dados bastante poderoso, o que inviabiliza sua popularização como alternativa à abordagem de Rosen.

No Brasil, as técnicas de preços hedônicos têm sido bastante utilizadas para estimar o preço de atributos e amenidades físicas dos bens diferenciados. Fávero *et alli* (2008) utilizam uma técnica multivariada de análise fatorial para selecionar variáveis sócio-demográficas na Região Metropolitana de São Paulo e estimar os dois estágios de Rosen. Hermann (2003) utiliza uma equação hedônica para estimar o preço implícito de amenidades urbanas a partir de dados do mercado de imóveis no Município de São Paulo. Angelo e Fávero (2008) aplicam um modelo semi-logarítmico de preços hedônicos para identificar os atributos mais importantes na formação do preço de veículos. Morais e Cruz (2003) estimam uma função preço hedônico para serviços urbanos e habitação nas principais regiões metropolitanas do Brasil, utilizando dados da Pnad. Dantas, Magalhães e Vergolino (2007) utilizam dados do Censo Demográfico do

IBGE e de financiamento de habitação da Caixa Econômica Federal para estimar um modelo de preço hedônico no Município de Recife levando em consideração a defasagem e a dependência espacial.

Como visto ao longo desta seção, há diversas abordagens ao arcabouço teórico da função preço hedônico. Pela simplicidade, melhor adequação aos dados e atendimento aos objetivos propostos, este estudo seguirá a abordagem de Rosen (1974). Na próxima seção será apresentado o modelo teórico subjacente ao modelo empírico deste trabalho.

2. Modelo Teórico

Muitas são as dificuldades que um econometrista encontra ao tentar precificar ou mensurar a demanda por um imóvel ou suas características. Por se tratar de um bem com atributos físicos estruturais – como número de quartos e banheiros – atributos da comunidade e localidade, cada bem se torna único; uma cesta de característica sob a qual cada agente toma sua decisão de consumo conforme suas preferências⁴. Uma maneira de estimar o preço implícito de cada atributo de um produto é utilizar uma função preço hedônico; esta relaciona o preço de um bem diferenciado às características dele. Desta forma, busca-se determinar a contribuição marginal de cada atributo para o preço final do bem.

Seguindo Rosen (1974), o modelo de preços hedônicos determina um equilíbrio espacial em um plano onde um vetor de coordenadas $z = (z_1, z_2, \dots, z_n)$ representa cada ponto do plano; cada coordenada i mede a quantidade da i -ésima característica do bem. Cada preço $p(z) = p(z_1, z_2, \dots, z_n)$ é definido em cada ponto do plano e guia consumidores e produtores para uma escolha locacional em que pacotes de características são comprados e vendidos de tal sorte que, em equilíbrio, a quantidade ofertada de cada atributo corresponde exatamente à quantidade demandada. Na formulação básica de Rosen cada consumidor adquire apenas um bem e maximiza uma função utilidade da forma

$$U(x, z_1, z_2, \dots, z_n, \alpha) \quad (1)$$

sujeito à restrição

$$y = x + p(z)$$

Nas equações acima a função utilidade é estritamente côncava, cada z_i corresponde à quantidade adquirida do atributo i , α é o parâmetro da preferência de cada consumidor, x é a quantidade consumida de todos os outros bens, tomado como o bem numérico, e y é a renda do consumidor. Derivando o lagrangeano abaixo em relação à z_i e x ,

$$\mathcal{L} = U(x, z_1, z_2, \dots, z_n, \alpha) - \lambda(y - x - p(z))$$

⁴ Ver Bajari e Kahn (2005).

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial z_i} = \frac{\partial U}{\partial z_i} - \lambda \left(-\frac{\partial p}{\partial z_i} \right) = 0$$

$$\frac{\partial U}{\partial z_i} = -\lambda \frac{\partial p}{\partial z_i}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial x} = \frac{\partial U}{\partial x} + \lambda = 0$$

a condição de primeira ordem requer

$$\frac{\partial U}{\partial z_i} = \frac{\partial U}{\partial x} \frac{\partial p}{\partial z_i}$$

$$\frac{\partial p}{\partial z_i} \equiv p_i = \frac{U_{z_i}}{U_x} \quad (2)$$

em que p_i é o preço hedônico do atributo i .

Para sublinhar a essência espacial do modelo, Rosen define uma função dispêndio $\theta(z_1, \dots, z_n; u, y, \alpha)$ de maneira que

$$U(x, z_1, \dots, z_n, \alpha) = u, \quad (3)$$

onde o bem numerário x é igual a $y - \theta$.

Desta forma, a função dispêndio representa o quanto o consumidor está disposto a pagar por valores alternativos de (z_1, \dots, z_n) dado um nível de utilidade u e renda y .

Diferenciando (3) em relação à z_i obtemos

$$\frac{\partial U}{\partial z_i} - \frac{\partial U}{\partial x} \frac{\partial \theta}{\partial z_i} = 0$$

$$\frac{\partial \theta}{\partial z_i} = \frac{\frac{\partial U}{\partial z_i}}{\frac{\partial U}{\partial x}}$$

$$\theta_{z_i} = \frac{U_{z_i}}{U_x} = p_i \quad (4)$$

onde θ_{z_i} é a taxa marginal de substituição entre o atributo z_i e todos os outros bens, ou a taxa marginal implícita que o consumidor atribui a z_i dado um nível de utilidade e renda. Ele indica o preço de reserva do consumidor para uma unidade adicional do atributo z_i .

Para um dado nível de utilidade e renda, a disposição a pagar do consumidor por z é $\theta(z; u, y, \alpha)$, enquanto $p(z)$ é o preço mínimo que ele deve pagar no mercado. Desta forma, a utilidade é maximizada quando

$$\theta(z^*; u^*, y, \alpha) = p(z^*) \quad (5)$$

e

$$\theta_{z_i} = p_i \quad (6)$$

em que $i = 1, \dots, n$, e z^* e u^* são quantidade ótimas. Assim, $\theta(z_1^*, z_2^*, \dots, z_n^*; u, y, \alpha)$ define uma família de curvas de indiferença para cada consumidor, e a escolha ótima ocorre quando $\theta(z, u^*, y, \alpha)$ e $p(z)$ são tangentes.

Para determinar o equilíbrio de mercado é necessário modelar a decisão de produção. Seja M o número de unidades produzidas do bem diferenciado e $C(M, z; \beta)$ a função de custo total, onde β é um parâmetro de características do produtor. O problema de cada produtor é maximizar a função lucro

$$\pi = Mp(z) - C(M, z_1, \dots, z_n; \beta) \quad (7)$$

escolhendo M e z ótimamente. As condições de primeira ordem requerem

$$\frac{\partial \pi}{\partial z_i} = M \frac{\partial p}{\partial z_i} - \frac{\partial C}{\partial z_i} = 0$$

$$p_i(z) = \frac{\partial p}{\partial z_i} = \frac{C_{z_i}(M, z_1, \dots, z_n, \beta)}{M}, \quad (8)$$

e

$$\frac{\partial \pi}{\partial M} = p(z) - \frac{\partial C}{\partial M} = 0$$

$$p(z) = C_M(M, z_1, \dots, z_n, \beta). \quad (9)$$

onde $i = 1, \dots, n$. No ponto ótimo, a receita marginal de atributos adicionais – ou, o preço hedônico do atributo – iguala o seu custo marginal de produção por unidade vendida. Além disso, quantidades de cada bem são produzidas até o ponto em que a receita marginal $p(z)$ se iguala ao custo marginal de produzir, avaliado na cesta de características ótima.

Analogamente ao tratamento da demanda, é definida uma função oferta $\varphi(z_1, \dots, z_n; \pi, \beta)$ indicando os preços unitários que uma firma está disposta a aceitar sob as várias combinações de atributos, dado um lucro constante, quando as quantidades produzidas são otimamente escolhidas. Assim, a função lucro ótima é

$$\pi = M\varphi - C(M, z_1, \dots, z_n; \beta) \quad (10)$$

e requer

$$\varphi = C_M(M, z_1, \dots, z_n, \beta). \quad (11)$$

Diferenciando (10) e (11) obtém-se

$$\varphi_{z_i} = \frac{C_{z_i}}{M} = p_i(z). \quad (12)$$

Nota-se que φ_{z_i} é o preço de reserva do produtor pelo atributo i a um lucro constante. Dessa forma, como $p(z)$ é o preço máximo obtido pela cesta de atributos z no mercado, a maximização do lucro será alcançada quando

$$\varphi(z^*; \pi^*, \beta) = p(z) \quad (13)$$

e

$$\varphi_{z_i}(z^*; \pi^*, \beta) = p_i(z^*) \quad (14)$$

onde $i = 1, \dots, n$. O equilíbrio do produtor é caracterizado pela tangência entre uma família de curvas de oferta e a função preço hedônico do mercado.

No equilíbrio de mercado, compradores e vendedores estão perfeitamente casados e o vetor gradiente daquele ponto coincide com o da função preço hedônico implícita que equilibra o mercado. A função preço hedônico representa uma curva envoltória que tangencia tanto as curvas de dispêndio quanto as curvas de oferta. Hermann (2003) nota que

é preciso que compradores e vendedores se encontrem perfeitamente em todos os lugares no plano n dimensional. Qualquer variação exógena nas quantidades de características compele a uma substituição em todos os lugares do plano.

Ao contrário deste trabalho, cujo escopo é estimar a importância marginal de cada atributo ao valor do imóvel (primeiro estágio de Rosen), Rosen segue analisando o equilíbrio do mercado e determinando as condições para estimar as equações de oferta e demanda por cada atributo (segundo estágio de Rosen).

Antes de proceder à estimação da função preço hedônico será apresentado, a título de curiosidade, a relação que determina as curvas de oferta e demanda e o segundo estágio de Rosen. Após a primeira etapa do modelo, em que $p(z)$ é estimado pelo método tradicional de preços hedônicos regredindo o preço observado do bem diferenciado aos seus atributos, cada \hat{p}_i é utilizado como variável dependente para a estimação do modelo de equações simultânea

$$p_i(z) = F^i(z_1, \dots, z_n, \alpha) \quad (\text{demanda}) \quad (15)$$

$$p_i(z) = G^i(z_1, \dots, z_n, \beta) \quad (\text{oferta}) \quad (16)$$

em que $F^i(z_1, \dots, z_n, \alpha)$ e $G^i(z_1, \dots, z_n, \beta)$ são respectivamente os preços marginais de demanda e de oferta do atributo z_i , p_i e z_i são todas variáveis conjuntamente dependentes e α e β variáveis de preferência dos consumidores e características dos produtores exógenas ao modelo.

A estimação dos parâmetros de oferta e demanda é feita como se os preços marginais dos atributos fossem observados no mercado. Não obstante a engenhosidade do método, a crítica de Brown e Rosen (1982) revela a inconsistência do método.

Na próxima seção será apresentada a descrição dos dados e das variáveis que serão utilizadas no modelo empírico.

3. Descrição dos Dados e das Variáveis

O modelo empírico estimará funções preço hedônico de imóveis na cidade de Brasília. Para isso, uma amostra contendo informações habitacionais de cinco setores foi coletada no site *wimoveis*, um classificados virtual⁵. Os setores estudados serão: Asa Sul, Asa Norte, Sudoeste, Octogonal e Lago Norte⁶. Foram utilizados dados de apartamentos⁷ para fins residenciais⁸ (de quadras residenciais e comerciais) pertencentes ao plano piloto e adjacências. A opção pelos setores foi feita de forma discricionária, baseado na proximidade e relativa padronização dos imóveis na região estudada. Esta padronização diminui a heterogeneidade dos apartamentos da amostra e ajuda a diminuir o viés da estimação por omissão de variáveis relevantes.

A variável dependente é o valor do preço do *aluguel* anunciado no dia da coleta. Não obstante as imperfeições existentes no mercado de aluguel de imóveis no Brasil (excesso de regulamentação e mercado relativamente pequeno) este trabalho utilizará preços de aluguéis, ao invés de aquisição, para evitar uma série de complicações decorrentes de políticas de financiamento⁹ e custo transacional. Hermann (2003) e Morais e Cruz (2003) também trabalham com o valor do aluguel como variável dependente, e argumentam que o valor de compra de um imóvel pode ser visto como o valor presente de um número infinito de aluguéis pagos para si mesmo. Desta forma, pode-se interpretar a regressão empírica deste trabalho como a regressão hedônica para serviços de aluguéis residenciais.

As variáveis explicativas foram divididas entre aquelas que buscam captar os efeitos dos atributos físicos dos imóveis (variáveis estruturais) e as que determinam as características de vizinhança e de localização do imóvel (variáveis locacionais). As variáveis estruturais utilizadas neste trabalho são: número de *quartos*, *suítes*, *garagens* e uma *dummy* captando a presença de *mobília*; as variáveis locacionais são *dummies* para os setores e *dummies* para agregados de quadras (conjunto de quadras).

⁵ Colhido no dia 06 de novembro de 2007.

⁶ Somente as quadras conhecidas como CA.

⁷ O termo apartamentos aqui está sendo empregado em oposição a casas. Mais adiante este trabalho se referirá a apartamentos em contraposição a quitinetes (apartamentos conjugados ou de um quarto localizados quase sempre em áreas comerciais).

⁸ Optou-se por trabalhar apenas com apartamentos pela preponderância deles na região de estudo.

⁹ Existe um valor máximo do imóvel que pode ser adquirido por meio de financiamento da Caixa Econômica Federal, por exemplo.

Atributos importantes para a precificação de um imóvel foram omitidos devido a não disponibilidade dos dados. O preço de um imóvel, por exemplo, fatalmente está correlacionado com a sua idade e o seu tamanho, no entanto, o modelo estimado não contém estas informações. Em decorrência disto, deve-se ter em mente ao interpretar os resultados que variáveis estruturais como número de *quartos*, *suítes* e *garagens* podem estar superestimadas (ou subestimadas) e captando efeitos decorrentes do tamanho do imóvel, por exemplo. Por sua vez, as variáveis locais podem estar captando efeitos decorrentes não só das características da vizinhança (como é esperado e desejado), mas também da idade dos imóveis de uma quadra ou de um setor¹⁰.

A estimação do modelo será feita inicialmente utilizando como variáveis locais as *dummies* dos setores. Posteriormente, utilizar-se-á um agregado representativo de quadras. Este agregado foi construído arbitrariamente, com base na sensibilidade do pesquisador¹¹, e busca agrupar as quadras de acordo com seus atributos locais. A tabela A1 no anexo apresenta as quadras que pertencem a cada agregado. Basicamente, a agregação levou em consideração a distância a determinado ponto de referência (“eixão”¹², Lago Paranoá, etc) e a idade média dos imóveis das quadras.

O resumo estatístico da variável dependente e das variáveis estruturais está descrito na tabela 1.

Tabela 1 – Resumo Estatístico

| Variável | Obs | Média | Desv Pad | Min | Max |
|-----------------|------------|--------------|-----------------|------------|------------|
| aluguel | 850 | 1.093,67 | 1.121,35 | | |
| quartos | 850 | 1,424 | 1,124 | 0 | 6 |
| suítes | 850 | 0,302 | 0,681 | 0 | 5 |
| garagens | 850 | 0,621 | 0,653 | 0 | 4 |
| mobília | 850 | 0,218 | 0,425 | 0 | 1 |

¹⁰ Quadras mais antigas como as do setor Octogonal, Asa Sul e algumas da Asa Norte teriam seus resultados subestimado em relação aos de quadras mais novas como o CA do lago norte, as quadras do Sudoeste e determinadas regiões da Asa Norte.

¹¹ Sendo assim, o agrupamento está sujeito a discussões sobre a melhor maneira de se agregar as quadras de acordo com suas características locais.

¹² Uma das vias (e um dos dois eixos) principais de Brasília, corta a cidade de Norte a Sul.

Nota-se a baixa média do número de quartos dos imóveis, 1,424. Este valor decorre da majoritária presença de quitinetes na amostra. Como a grande quantidade de quitinetes pode subestimar alguns resultados, optou-se por estimar também modelos para amostras contendo somente apartamentos e amostras contendo apenas quitinetes. As tabelas 2 e 3 apresentam os resumos estatísticos para as amostras de apartamentos e quitinetes.

Tabela 2 – Resumo Estatístico – Apartamentos

| Variável | Obs | Média | Desv Pad | Min | Max |
|-----------------|------------|--------------|-----------------|------------|------------|
| aluguel | 352 | 1.755,68 | 1.499,06 | | |
| quartos | 352 | 2,384 | 1,093 | 0 | 6 |
| suítes | 352 | 0,597 | 0,923 | 0 | 5 |
| garagens | 352 | 0,705 | 0,812 | 0 | 4 |
| mobília | 352 | 0,144 | 0,383 | 0 | 1 |

Tabela 3 – Resumo Estatístico – Quitinetes

| Variável | Obs | Média | Desv Pad | Min | Max |
|-----------------|------------|--------------|-----------------|------------|------------|
| aluguel | 498 | 625,75 | 176,49 | 250,00 | 1.500,00 |
| quartos | 498 | 0,745 | 0,450 | 0 | 2 |
| suítes | 498 | 0,094 | 0,293 | 0 | 1 |
| garagens | 498 | 0,562 | 0,505 | 0 | 2 |
| mobília | 498 | 0,271 | 0,445 | 0 | 1 |

As tabelas 4 a 6 apresentam o resumo estatístico por setores. É possível notar que alguns setores estão pouco representados em relação a outros. Enquanto a Asa Norte e o Sudoeste possuem mais de duas centenas de observações na amostra o Lago Norte possui noventa e nove e o Octogonal, por sua vez, apenas quinze observações. Obviamente não poderia ser diferente, uma vez que a CA do Lago Norte e as AOS do Octogonal são bem menores do que a Asa Norte, por exemplo. Além do mais, a grande presença de quitinetes no Sudoeste e na Asa Norte aumenta sobremaneira o número de observações destes dois setores. As quitinetes também diminuem a média do valor dos *aluguéis* e do número de *quartos* da Asa Norte, do Sudoeste e do Lago Norte em relação à Asa Sul e o Octogonal. Por conta disto, o modelo empírico será estimado com e sem quitinetes na amostra.

Tabela 4 – Resumo Estatístico por Setor – Asa Norte

| Variável | Obs | Média | Desv Pad | Min | Max |
|-----------------|------------|--------------|-----------------|------------|------------|
| aluguel | 279 | 963,49 | 912,54 | 250,00 | 12.000,00 |
| quartos | 279 | 1,362 | 1,004 | 0 | 4 |
| suítes | 279 | 0,225 | 0,490 | 0 | 4 |
| garagens | 279 | 0,444 | 0,552 | 0 | 3 |
| mobília | 279 | 0,161 | 0,405 | 0 | 1 |

Tabela 5 – Resumo Estatístico por Setor – Asa Sul

| Variável | Obs | Média | Desv Pad | Min | Max |
|-----------------|------------|--------------|-----------------|------------|------------|
| aluguel | 133 | | 1.251,94 | 450,00 | |
| quartos | 133 | 2,300 | 1,243 | 0 | 5 |
| suítes | 133 | 0,436 | 0,643 | 0 | 4 |
| garagens | 133 | 0,518 | 0,713 | 0 | 3 |
| mobília | 133 | 0,135 | 0,343 | 0 | 1 |

Tabela 6 – Resumo Estatístico por Setor – Sudoeste

| Variável | Obs | Média | Desv Pad | Min | Max |
|-----------------|------------|--------------|-----------------|------------|------------|
| aluguel | 324 | | | | |
| quartos | 324 | 1,243 | 1,109 | 0 | 6 |
| suítes | 324 | 0,379 | 0,880 | 0 | 5 |
| garagens | 324 | 0,805 | 0,701 | 0 | 4 |
| mobília | 324 | 0,311 | 0,463 | 0 | 1 |

Tabela 7 – Resumo Estatístico por Setor – Lago Norte

| Variável | Obs | Média | Desv Pad | Min | Max |
|-----------------|------------|--------------|-----------------|------------|------------|
| aluguel | 99 | 626,06 | 255,46 | 350,00 | 1.500,00 |
| quartos | 99 | 0,888 | 0,532 | 0 | 2 |
| Suítes | 99 | 0,101 | 0,302 | 0 | 1 |
| garagens | 99 | 0,626 | 0,506 | 0 | 2 |
| mobília | 99 | 0,191 | 0,395 | 0 | 1 |

Tabela 8 – Resumo Estatístico por Setor – Octogonal

| Variável | Obs | Média | Desv Pad | Min | Max |
|-----------------|------------|--------------|-----------------|------------|------------|
| aluguel | 15 | 1.462,00 | 954,58 | 500,00 | |
| quartos | 15 | 2,200 | 0,941 | 1 | 4 |
| suítes | 15 | 0,200 | 0,414 | 0 | 1 |
| garagens | 15 | 0,800 | 0,560 | 0 | 2 |
| mobília | 15 | 0,200 | 0,414 | 0 | 1 |

Os sumários estatísticos por setor para a amostra de apartamentos e de quitinetes se encontram no Anexo. Quando se trabalha apenas com a amostra de apartamentos, o número de observações de setores como o Sudoeste e o Lago Norte diminui consideravelmente; o Sudoeste deixa de ser o setor mais representado, de 324 observações passa a ter 75, o Lago Norte, por sua vez, de 99 observações passa a ter 16. Já setores majoritariamente representados por apartamentos, como a Asa Sul e o Octogonal, passam de 133 para 117 e de 15 para 14 observações, respectivamente. Como era de se esperar, as médias do valor do aluguel e do número de quartos de todos os setores crescem bastante, e setores como Sudoeste e Asa Norte passam a ter valores médios relativos aos outros setores mais altos. O aluguel no setor Sudoeste passa de R\$ 1.089,82 para R\$ 2.449,86, valor bem mais elevado que o aluguel na Asa Sul, R\$ 1.816,36. O número médio de quartos na Asa Norte e no Sudoeste passam de 1,36 e 1,24 para 2,10 e 2,85, respectivamente. E a média de suítes no Sudoeste chega a ser maior que 1,00.

Ao contrário do que ocorre quando se trabalha com apartamentos, ao se considerar apenas as quitinetes na amostra, os setores Asa Sul e Octogonal passaram a ser pobremente representados. O Octogonal chega a ter apenas uma observação na amostra¹³. As médias do valor do aluguel e do número de quartos da Asa Norte, Lago Norte e Sudoeste passam a serem R\$ 559,60 e 0,71, R\$ 562,65 e 0,78 e R\$ 680,17 e 0,76, respectivamente. Nota-se que estes setores exibem uma média de número de quartos relativamente semelhante. O mesmo não acontece com a média de suítes, a do Lago Norte (0,048) é bastante baixa relativa a média do Sudoeste (0,124), que por sua vez é apenas um quinto da média da Asa Norte (0,604).

¹³ Razão pela qual os modelos empíricos também serão estimados sem estes setores na amostra.

4. Modelo Empírico

Esta seção está dividida em duas partes: a primeira descreve de forma sucinta o modelo empírico que será estimado neste trabalho, enquanto a segunda discute se, e como, a heterocedasticidade e a multicolinearidade podem prejudicar as estimativas do modelo.

4.1. Descrição do Modelo Empírico

Um dos problemas para especificar modelos hedônicos é que a teoria não determina a forma funcional mais adequada. Tradicionalmente, os trabalhos empíricos utilizam especificações logarítmicas (Fávero *et alli*; 2008), semi-logarítmicas (Morais e Cruz; 2003 e Angelo e Fávero; 2008) e, não obstante a não linearidade da função preço hedônico¹⁴, alguns estudos também utilizam especificação linear (Hermann; 2003 e Hai-zhen *et alli*; 2005). A partir da década de 80 a transformação Box-Cox passa a ganhar importância na determinação da melhor forma funcional. A vantagem da transformação, segundo Hermann (2003), é permitir que os dados revelem a especificação mais adequada, no entanto, o método sofre fortes críticas por tornar a estimativa dos coeficientes da função pouco confiáveis e não muito intuitivos. No desenvolvimento mais recente, Bajari e Kahn (2005) utilizam um método não paramétrico baseado em métodos polinomiais locais para estimar os coeficientes do modelo hedônico. Porém, esta metodologia ainda é pouco difundida e consagrada na literatura de preços hedônicos.

Por revelar um melhor ajuste aos dados amostrais, e para evitar as críticas ao método de transformação Box-Cox, este trabalho utilizará a especificação linear¹⁵. A forma funcional utilizada será

$$p = X\beta + \varepsilon \quad (17)$$

onde $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$, p é o valor do aluguel do imóvel, X é a matriz de atributos, β é o vetor de coeficientes e ε o vetor de resíduos. O método de mínimos quadrados ordinários aplicado à equação (17) resultará em coeficientes que revelarão qual a variação marginal estimada no preço do aluguel dado uma variação marginal observada no valor (na quantidade) de um atributo.

¹⁴ Ver Rosen (1974).

¹⁵ O modelo logarítmico também foi evitado pelo grande número de variáveis *dummies* explicativas.

4.2. Problemas na Estimação de Modelos Lineares

Nesta subseção serão relatados dois problemas para o qual o pesquisador deve se atentar ao estimar funções preço hedônicos por meio do método de mínimos quadrados ordinários: a heterocedasticidade e a multicolinearidade.

A primeira questão que surge durante a estimação de modelos lineares pelo método descrito na seção anterior é se a variância do erro amostral é constante para todas as observações na amostra. Ou seja, deve-se atentar para se o erro amostral segue a especificação hipotética do erro teórico. Se esta hipótese é violada diz-se que há heterocedasticidade. Na presença de heterocedasticidade as estimativas dos coeficientes da regressão hedônica continuam não-viesados, no entanto, o estimador de mínimos quadrados ordinários deixa de ser o mais eficiente, ou seja, deixa de ter a menor variância dentro da sua classe de estimadores.

Os problemas que decorrem desta ineficiência recaem sobre a inferência das estimativas. A maior variância torna inconfiáveis os testes de significância estatística dos modelos. Nas palavras de Hill *et alli* (2000).

Os desvios padrão comumente calculados para o estimador de mínimos quadrados são incorretos. Os intervalos de confiança e os testes de hipóteses que utilizam esses desvios padrão podem ser enganosos.

A heterocedasticidade poderia tornar muito difícil extrair conclusões dos modelos estimados, pois a maioria dos testes e métodos de correção necessitam especificar a natureza do problema. No entanto, White (1980) desenvolve um método para a estimação das variâncias assintóticas dos modelos de mínimos quadrados ordinários sem a necessidade de especificar a natureza da heterocedasticidade. Estas estimativas são chamadas variância robusta. Assim, podem-se utilizar as variâncias robustas para realizar inferências nas estimativas de mínimos quadrados ordinários. Para Hayashi (2000)

With the advent of robust standard errors allowing us to do inference without specifying the conditional second moment (...), testing conditional homoskedasticity is not as important as it used to be;

Greene (2003), por sua vez, afirma que:

This result is extremely important and useful. It implies that without actually specifying the type of heteroscedasticity, we can still make appropriate inferences based on the results of least squares.

Sendo assim, com base no grande número de observações da amostra, este trabalho utilizará a técnica de White para estimar os desvios padrão robustos dos parâmetros.

O segundo problema que será tratado nesta subseção é a colinearidade. Diz-se que há colinearidade¹⁶ quando duas variáveis explicativas apresentam comportamento conjunto (relação linear) sistemático, ou seja, quando se têm duas variáveis explicativas correlacionadas entre si. A colinearidade torna-se problemática para as estimativas de mínimos quadrados quando há relações lineares quase exatas¹⁷ entre as variáveis explicativas. Neste caso, o estimador de mínimos quadrados ainda é não-viesado e eficiente, porém, a matriz de variância e covariância dos estimadores pode conter resultados bastante elevados. Desta forma, podem existir intervalos de informações dilatados e imprecisos, o que inviabiliza a inferência estatística, pois levam a conclusões que determinadas estimativas não são significativamente diferente de zero, mesmo que a regressão tenha valores bastante elevados de R quadrado ou F. Além disso, os estimadores podem ser muito sensíveis ao acréscimo ou à retirada de poucas observações e os coeficientes podem ter sinal diferente do esperado, magnitudes implausíveis e uma elevada sensibilidade em relação a pequenas variações na amostra.

Ocorre que variáveis fortemente colineares não carregam informação suficiente para que o pesquisador separe o efeito que cada uma produz sobre a variável dependente e em relações lineares exatas o modelo sequer pode ser estimado. No entanto, Hill *et alli* (2000) lembram que

A despeito das dificuldades em isolar os efeitos de variáveis individuais em tal amostra, ainda é possível fazer previsões precisas se a natureza da relação de colinearidade permanece a mesma dentro das novas (futuras) observações amostrais. Por exemplo, em uma função agregada de produção em que os insumos trabalho e capital são quase colineares, é possível fazer previsões precisas da produção para uma determinada proporção entre os insumos, mas não para várias combinações de insumos.

Muito embora a principal preocupação deste trabalho recaia sobre os coeficientes das variáveis de localização – que não teriam suas magnitudes afetadas em caso de forte

¹⁶ Multicolinearidade quando envolve mais do que duas variáveis explicativas.

¹⁷ Coeficientes de correlação próximo a 1.

grau de colinearidade entre as variáveis estruturais – as tabelas 9, 10 e 11 apresentam os coeficientes de correlação amostral entre as variáveis explicativas estruturais para o banco de dados completo, a amostra de apartamentos e a de quitinetes.

Tabela 9 – Coeficientes de Correlação

| (obs=850) | quartos | suítes | garagens | mobília |
|-----------------|----------------|---------------|-----------------|----------------|
| quartos | 1,0000 | | | |
| suítes | 0,6420 | 1,0000 | | |
| garagens | 0,4161 | 0,5840 | 1,0000 | |
| mobília | -0,1202 | 0,0153 | 0,0911 | 1,0000 |

Tabela 10 – Coeficientes de Correlação –

| (obs=352) | quartos | suítes | garagens | mobília |
|-----------------|----------------|---------------|-----------------|----------------|
| quartos | 1,0000 | | | |
| suítes | 0,6710 | 1,0000 | | |
| garagens | 0,6227 | 0,7573 | 1,0000 | |
| mobília | -0,1534 | 0,0368 | 0,0830 | 1,0000 |

Tabela 11 – Coeficientes de Correlação – Quitinetes

| (obs=498) | quartos | suítes | garagens | mobília |
|-----------------|----------------|---------------|-----------------|----------------|
| Quartos | 1,0000 | | | |
| suítes | 0,1526 | 1,0000 | | |
| garagens | 0,1542 | 0,0896 | 1,0000 | |
| mobília | 0,1651 | 0,1894 | 0,1442 | 1,0000 |

Segundo Hill *et alli*:

Uma regra empírica de uso comum é que um coeficiente de correlação entre duas variáveis explicativas superior a 0,8 ou 0,9 em valor absoluto indica forte associação linear e uma relação de colinearidade potencialmente prejudicial.

Segundo esta regra de bolso o modelo estimado não terá problemas com a colinearidade, pois os coeficientes mais elevados reportados nas tabelas acima são de 0,7573 e 0,6710, abaixo de 0,8 ou 0,9. Como poderá ser visto na próxima seção, as variáveis estruturais também se mostraram significativas e com um *p-value* igual ou

próximo a zero para a maioria das especificações utilizadas. Além disso, exibiram sempre coeficientes com sinais esperado e magnitudes razoáveis.

A próxima seção apresenta os resultados das estimativas do modelo empírico.

5. Resultados

O modelo hedônico descrito na seção quatro será estimado utilizando diferentes composições de variáveis explicativas. Em todas as especificações ter-se-ão como regressores as variáveis estruturais – número de quartos, de suítes, de garagens e uma *dummy* para captar a presença de mobília – e um conjunto de variáveis de localização. As variáveis de localização estão agrupadas inicialmente por setores – o equivalente a bairros em Brasília –, em seguida trabalhar-se-á com um agregado de quadras – na tentativa de obter uma representatividade da comunhão de amenidades de cada conjunto de quadras – e, por fim, os imóveis estarão agrupados conforme a distância à esplanada dos ministérios. Além disso, serão estimadas as diversas especificações para o banco de dados completo, para um banco composto somente por apartamentos e para um banco contendo apenas quitinetes. Desta forma, busca-se evitar que localizações em que predominam um tipo de residência tenham seus coeficientes sub ou superestimados.

5.1. Regressão Hedônica por Setores

Neste primeiro modelo, regredir-se-á a variável dependente *aluguel* em relação às variáveis independentes número de *quartos*, *suítes*, *vagas na garagem* e *dummies* representando os setores de Brasília: Asa Sul, Asa Norte, Sudoeste, Octogonal e Lago Norte¹⁸. A tabela abaixo apresenta os resultados estimados.

Tabela 12 – Regressão por Setores

| Variáveis | Beta | P-Value | |
|------------|-----------|-----------|--------|
| quartos | 304.1575 | 0.000 | sig |
| suítes | 773.0243 | 0.000 | sig |
| garagem | 392.2476 | 0.000 | sig |
| mobilia | 165.4631 | 0.001 | sig |
| Asa Sul | dropped | | |
| Octogonal | -128.5216 | 0.358 | nsg |
| Lago Norte | -419.6699 | 0.000 | sig |
| Sudoeste | -369.3976 | 0.000 | sig |
| Asa Norte | -246.2305 | 0.000 | sig |
| cons | 419.8795 | 0.000 | sig |
| F(9, 841) | 100.18 | R-squared | 0.7732 |
| Prob > F | 0.0000 | Num obs | 850 |

¹⁸ Por Lago Norte entende-se apenas os apartamentos da CA.

De acordo com a tabela 12, os coeficientes das variáveis estruturais *quartos*, *suítes*, *garagem* e *mobília* são todos significantes, com destaque para a expressiva valorização que uma suíte a mais pode trazer ao valor do aluguel do imóvel. Esta variável provavelmente está captando características relacionadas ao *status* e ao tamanho do imóvel (variáveis omitidas), uma vez que, normalmente, apenas os apartamentos considerados luxuosos e grandes possuem mais de uma suíte.

A não significância estatística do Octogonal pode ser explicada, em parte, pelo reduzido número de observações deste setor na amostra¹⁹. Os coeficientes das variáveis Sudoeste, Asa Norte e Lago Norte provavelmente estão bastante subestimados em relação ao Octogonal e a Asa Sul. Isso pode ser explicado pelo grande número de quitinetes e apartamentos em áreas comerciais naqueles bairros. A Asa Sul não possui apartamentos em áreas comerciais, apenas em áreas residenciais – mais valorizadas como opção de moradia.

Por conta da grande proporção de quitinetes que bairros como Asa Norte (149 de 279 observações) e Sudoeste (249 de 324 observações) possuem na amostra em relação ao Octogonal e a Asa Sul, nas próximas duas subseções serão estimados o mesmo modelo utilizando um banco de dados com apenas apartamentos e outro com apenas quitinetes na amostra.

5.2. Regressão Hedônica por Setores – Apartamentos

No intuito de melhorar o ajuste da regressão, esta subseção utilizará apenas as observações de apartamentos – excluindo as quitinetes. A princípio, esta separação pode parecer um pouco arbitrária, no entanto, ela está baseada na forma como o site *wimóveis* classifica os imóveis. A tabela 13 resume o resultado da estimação.

¹⁹ Como mencionado anteriormente, a principal razão pelo menor número de observações do Octogonal na amostra é o seu menor tamanho relativo aos outros setores.

Tabela 13 – Regressão por Setores – Apartamentos

| Variáveis | Beta | P-Value | |
|------------|-----------|-----------|--------|
| quartos | 239.1371 | 0.000 | sig |
| suites | 747.8857 | 0.000 | sig |
| garagem | 649.192 | 0.000 | sig |
| mobilia | 430.4394 | 0.001 | sig |
| Asa Sul | dropped | | |
| Octogonal | -238.463 | 0.160 | nsg |
| Lago Norte | -685.3208 | 0.000 | sig |
| Sudoeste | -480.1816 | 0.000 | sig |
| Asa Norte | -269.341 | 0.001 | sig |
| cons | 462.1747 | 0.000 | sig |
| F(9, 343) | 71.08 | R-squared | 0.7833 |
| Prob > F | 0.0000 | Num obs | 352 |

As variáveis estruturais continuam todas significativas; *suites* e *garagens* contribuem com destaque para o valor do aluguel do imóvel. Novamente, pode-se atribuir este resultado ao fato de *suites* e *garagem* estarem captando efeitos relativos às variáveis omitidas tamanho e qualidade do apartamento²⁰. Na média, as *mobílias* acrescentam aproximadamente R\$ 430,00 ao valor do aluguel de um apartamento nos setores estudados.

Pela tabela 13, pode-se inferir também que morar em um apartamento alugado na Asa Sul é, na média, aproximadamente R\$ 270,00 mais caro do que morar em um apartamento alugado na Asa Norte, R\$ 480,00 mais caro que um apartamento no Sudoeste e R\$ 685,00 mais caro que um imóvel no Lago Norte. O coeficiente da variável Lago Norte pode refletir a maior distância deste setor aos locais de trabalho e socialização de Brasília.

5.3. Regressão Hedônica por Setores – Quitinetes

A tabela 14 apresenta o resultado da estimação do modelo por setores utilizando as observações relativas às quitinetes.

²⁰ Infelizmente, por conta da limitação do banco de dados, não foi possível dar o tratamento adequado ao problema de omissão de variável relevante. Por isso, deve-se ter em mente que os coeficientes das variáveis invariavelmente apresentaram algum viés. No entanto, ainda é possível retirar valiosos *insights* sobre as preferências dos consumidores por características dos imóveis das variáveis locais.

Tabela 14 – Regressão por Setores – Quitinetes

| Variáveis | Beta | P-Value | |
|------------|-----------|-----------|--------|
| quartos | 47.93219 | 0.000 | sig |
| suites | 71.72529 | 0.006 | sig |
| garagem | 79.44083 | 0.000 | sig |
| mobilia | 170.365 | 0.000 | sig |
| Asa Sul | dropped | | |
| Octogonal | 37.03227 | 0.459 | nsg |
| Lago Norte | -123.1749 | 0.015 | sig |
| Sudoeste | -45.54929 | 0.353 | nsg |
| Asa Norte | -98.86425 | 0.042 | sig |
| cons | 565.2297 | 0.000 | sig |
| F(9, 841) | - | R-squared | 0.4403 |
| Prob > F | - | Num obs | 498 |

Quando se utiliza apenas quitinetes, a *mobília* passa a ganhar destaque relativo entre as variáveis estruturais. Este resultado é bastante intuitivo, pois geralmente as quitinetes são padronizadas no que tange ao número de quartos – são quarto-sala ou possuem apenas um quarto –, banheiros e garagens, e mesmo efeitos de variáveis omitidas captados pelas variáveis estruturais, como o tamanho do imóvel, são relativamente padronizado entre as quitinetes de Brasília. Além disso, este resultado evidencia o caráter provisório das quitinetes, pois as pessoas que costumam optar por elas são estudantes ou jovens solteiros iniciando a vida profissional.

Os coeficientes dos setores Sudoeste e Octogonal não apresentaram significância estatística. O Octogonal está representando por apenas uma observação (um loft) na amostra, enquanto a Asa Sul possui apenas quitinetes na SGAS, ou seja, com características bem distintas das quitinetes das áreas comerciais da Asa Norte e do Sudoeste e dos *studios* do Sudoeste e Lago Norte. Portanto, o resultado da tabela acima deve ser analisado com cuidado. Para tentar obter um resultado mais confiável, a tabela 15 apresenta as estimativas do mesmo modelo levando em conta observações apenas da Asa Norte, Sudoeste e Lago Norte, setores em que as quitinetes são mais disseminadas.

De acordo com os dados, o aluguel de uma quitinete no Sudoeste é, na média, R\$ 78,00 mais elevado que no Lago Norte. Por sua vez, o aluguel no Lago Norte é aproximadamente R\$ 25,00 mais baixo que na Asa Norte. Este resultado pode ser

explicado pelo custo do deslocamento entre o Lago Norte e o setores de Brasília em que estão concentradas as oportunidades de trabalho e opções de lazer. Como as quitinetes são geralmente demandadas por jovens e grupos de renda mais baixa, estes custos passam a ter bastante importância ao se escolher um local para morar. A facilidade de deslocamento e melhor localização provavelmente devem compensar a maior idade e a menor qualidade das quitinetes da Asa Norte em relação às do Lago Norte.

Tabela 15 – Regressão por Setores – Quitinetes AN, LN e

| Variáveis | Beta | P-Value | |
|------------------|-------------|----------------|--------|
| quartos | 45.6167 | 0.001 | sig |
| suites | 64.96807 | 0.006 | sig |
| garagem | 83.87136 | 0.000 | sig |
| mobilia | 167.9068 | 0.000 | sig |
| Lago Norte | dropped | | |
| Sudoeste | 78.26277 | 0.000 | sig |
| Asa Norte | 25.24826 | 0.211 | nsg |
| cons | 441.9157 | 0.000 | sig |
| F(9, 841) | 59.85 | R-squared | 0.4386 |
| Prob > F | 0.0000 | Num obs | 481 |

5.4. Regressão Hedônica por Agregado de Quadras

Nesta subseção, as variáveis locacionais serão agrupadas de maneira alternativa. Ao invés de serem discriminadas por setores, elas serão agrupadas em conjunto de quadras. Não obstante a agregação seja feita de maneira *ad hoc* – seguindo critérios estabelecidos pelo pesquisador²¹ –, espera-se que as variáveis estejam captando efeitos de amenidades e atributos que apenas as quadras representadas no agregado comungam. As variáveis estruturais do modelo, bem como as demais especificações, permanecem iguais aos da subseção anterior. As variáveis locacionais agregadas estão descritas na tabela 16 e as quadras que compõem cada agregado estão descritas na tabela A1 no anexo. A SQN 200 foi particionada em A e B, sendo as quadras SQN 208 à SQN 215 agrupadas na SQN 200A e a SQN 201 à SQN 206 e SQN 216 representadas pela SQN 200B. O motivo

²¹ Como mencionado anteriormente, as quadras foram agregadas de acordo com a distância a determinado ponto de referência, como o “eixão” e o Lago Paranoá, e a idade média dos imóveis das quadras.

dessa separação é a clara diferença na idade e na qualidade dos apartamentos destes dois grupos de quadras.²²

Tabela 16 – Lista de Variáveis

| | |
|-----------|-----------|
| AOS | CRS |
| CA | QRSW |
| CCSW | SHCGN 700 |
| SQN 100 | SHTN |
| SQN 200 A | QMSW |
| SQN 300 | SCLRN 700 |
| SQN 400 | SGAN 900 |
| SCRN 700 | CLN 100 |
| SQS 100 | CLN 400 |
| SQS 200 | CLN 200 |
| SQS 300 | CLN 300 |
| SQS 400 | SGAS 900 |
| SQN 200 B | STN |
| SQSW 100 | CLSW |
| SQSW 300 | |

A tabela 17 resume os resultados da estimativa dos preços hedônicos das variáveis números de *quartos*, *suítes* e *garagens*, *mobília* e dos agregados de quadras em que o imóvel se localiza, utilizando o banco de dados completo.

²² A SQN 207 ainda não foi construída.

Tabela 17 – Regressão por Agregado de Quadras

| Variável | Beta | P-Value | | Setor |
|-----------------|-------------|----------------|--------|--------------|
| quartos | 211.9433 | 0.000 | sig | |
| suites | 712.1227 | 0.000 | sig | |
| garagens | 451.5512 | 0.000 | sig | |
| mobília | 173.3523 | 0.000 | sig | |
| SHTN | dropped | 0.000 | sig | ASA NORTE |
| SQS 200 | -341.4348 | 0.138 | nsg | ASA SUL |
| SQS 100 | -384.1451 | 0.127 | nsg | ASA SUL |
| SQN 100 | -415.1873 | 0.330 | nsg | ASA NORTE |
| SQS 300 | -551.9099 | 0.007 | sig | ASA SUL |
| SQSW 300 | -646.6038 | 0.040 | sig | SUDOESTE |
| SHCGN 700 | -742.0578 | 0.000 | sig | ASA NORTE |
| AOS | -797.4885 | 0.000 | sig | OCTOGONAL |
| SQS 400 | -798.2857 | 0.000 | sig | ASA SUL |
| CLSW | -856.3217 | 0.000 | sig | SUDOESTE |
| SCRN 700 | -903.628 | 0.000 | sig | ASA NORTE |
| SQN 400 | -905.4251 | 0.000 | sig | ASA NORTE |
| SCLRN 700 | -915.4527 | 0.000 | sig | ASA NORTE |
| CRS | -928.8044 | 0.000 | sig | ASA SUL |
| QRSW | -929.8218 | 0.000 | sig | SUDOESTE |
| CLN 200 | -943.6553 | 0.000 | sig | ASA NORTE |
| CLN 100 | -946.3311 | 0.000 | sig | ASA NORTE |
| CLN 300 | -951.3661 | 0.000 | sig | ASA NORTE |
| SQN 300 | -953.3322 | 0.000 | sig | ASA NORTE |
| CLN 400 | -985.7878 | 0.000 | sig | ASA NORTE |
| SGAS 900 | -1019.57 | 0.000 | sig | ASA SUL |
| SQSW 100 | -1035.477 | 0.000 | sig | SUDOESTE |
| SQN 200 A | -1048.319 | 0.000 | sig | ASA NORTE |
| SQN 200 B | -1153.134 | 0.000 | sig | ASA NORTE |
| STN | -1171.366 | 0.000 | sig | ASA NORTE |
| CA | -1205.102 | 0.000 | sig | LAGO NORTE |
| QMSW | -1217.874 | 0.000 | sig | SUDOESTE |
| CCSW | -1236.133 | 0.000 | sig | SUDOESTE |
| SGAN 900 | -1257.962 | 0.000 | sig | ASA NORTE |
| cons | 1254.877 | 0.000 | sig | |
| F(9, 841) | 53.11 | R-squared | 0.8000 | |
| Prob > F | 0.0000 | Num obs | 850 | |

A tabela acima apresenta alguns resultados bastante intuitivos: o mais alto custo relativo de se morar no SHTN (setor de hotéis de turismo norte), provavelmente devido às amenidades dos flats a beira lago; o alto custo de se alugar imóveis nas quadras mais próximas ao “eixão”, como as *SQS 200*, *SQS 100* e *SQN 100* (embora estes coeficientes não sejam estatisticamente significativos); e o valor relativamente mais reduzido das quadras comerciais para fins habitacionais. Na média, o preço do aluguel de um imóvel na CLN 100 custa aproximadamente R\$ 531,00 a menos que o aluguel de um imóvel na SQN 100; por sua vez, morar na CLSW é R\$ 209,00 mais barato do que morar na SQSW 300. O resultado da regressão também revela que um imóvel na área comercial do setor Sudoeste tem um aluguel aproximadamente R\$ 100,00 mais caro do que um imóvel com as mesmas características nas áreas comerciais da Asa Norte; esta diferença pode ser atribuída à melhor qualidade dos imóveis das áreas comerciais do Sudoeste.

Resultados menos intuitivos também podem ser encontrados: a SQSW 300 apresenta coeficientes menores que as *SQS*'s 100, 200 e 300 e as *SQN*'s 100 e 200 – aqui, a melhor qualidade dos imóveis do Sudoeste relativo aos do plano piloto pode não estar compensando a maior distância dos locais de trabalho –; a SCLRN 700 apresenta um coeficiente mais elevado que as *CLN*'s e *QRSW* – provavelmente devido à existência de amenidades não percebidas pelo pesquisador²³ ou problemas na qualidade da estimação e do banco de dados –; a posição relativa da *SQN* 300 e 200 é contra-intuitiva e pode revelar problemas na qualidade das informações ou da agregação utilizada.

5.5. Regressão Hedônica por Agregado de Quadras – Apartamentos

Faz-se agora a estimativa dos preços hedônicos separando o banco de dados entre apartamentos e quitinetes. A tabela 18 apresenta os resultados para a regressão hedônica utilizando os agregados de quadras como variáveis locacionais e um banco composto apenas por apartamentos.

²³ Distância à via W3, por exemplo.

Tabela 18 – Regressão por Agregado de Quadras – Apartamentos

| Variável | Beta | P-Value | | Setor |
|------------|-----------|-----------|--------|------------|
| quartos | 209.242 | 0.002 | sig | |
| suites | 719.0256 | 0.000 | sig | |
| garagens | 762.3679 | 0.000 | sig | |
| mobília | 477.1802 | 0.001 | sig | |
| SHTN | dropped | | sig | ASA NORTE |
| SQS 200 | -114.3188 | 0.673 | nsg | ASA SUL |
| SQN 100 | -224.1019 | 0.607 | nsg | ASA NORTE |
| SQS 100 | -252.9893 | 0.373 | nsg | ASA SUL |
| SHCGN 700 | -286.623 | 0.264 | nsg | ASA NORTE |
| QRSW | -302.6623 | 0.245 | nsg | SUDOESTE |
| SQS 400 | -323.626 | 0.212 | nsg | ASA SUL |
| SQS 300 | -359.6164 | 0.175 | nsg | ASA SUL |
| SQN 400 | -370.569 | 0.188 | nsg | ASA NORTE |
| CRS | -425.2225 | 0.097 | nsg | ASA SUL |
| SCRN 700 | -442.5757 | 0.098 | nsg | ASA NORTE |
| SCLRN 700 | -476.9964 | 0.065 | nsg | ASA NORTE |
| CLN 200 | -486.5697 | 0.044 | sig | ASA NORTE |
| CLN 100 | -514.0105 | 0.038 | sig | ASA NORTE |
| AOS | -552.142 | 0.046 | sig | OCTOGONAL |
| CLN 400 | -573.2525 | 0.030 | sig | ASA NORTE |
| SQN 300 | -686.175 | 0.010 | sig | ASA NORTE |
| SQN 200 A | -772.1891 | 0.003 | sig | ASA NORTE |
| SQSW 300 | -817.6714 | 0.015 | sig | SUDOESTE |
| SQN 200 B | -961.3642 | 0.000 | sig | ASA NORTE |
| SQSW 100 | -988.3642 | 0.000 | sig | SUDOESTE |
| CA | -1013.612 | 0.000 | sig | LAGO NORTE |
| CCSW | -1170.121 | 0.000 | sig | SUDOESTE |
| QMSW | -1483.587 | 0.000 | sig | SUDOESTE |
| SGAN 900 | -1981.739 | 0.000 | sig | ASA NORTE |
| cons | 754.7685 | 0.002 | sig | |
| F(9, 841) | - | R-squared | 0.8108 | |
| Prob > F | - | Num obs | 352 | |

Ao analisar a tabela acima, nota-se um aumento dos coeficientes das variáveis *garagem* e *mobília* em relação ao modelo anterior. Uma garagem a mais no imóvel passa a determinar o aumento de aproximadamente R\$ 762,00 no valor do aluguel, em

comparação com os R\$ 451,00 da regressão com o banco completo. A mobília passa de aproximadamente R\$ 173,00 para R\$ 477,00. A diferença no coeficiente da *garagem* pode ser atribuída ao maior número de pessoas com carros por imóvel em apartamentos; o público alvo das quitinetes tem um poder aquisitivo menor e geralmente moram sozinhas – não devem precisar de mais de uma garagem. Por sua vez, o aumento no coeficiente da variável *mobília* pode ser atribuído à melhor qualidade das mobílias dos apartamentos relativo às das quitinetes. O beta da constante diminuiu em aproximadamente quinhentos reais em relação ao modelo anterior.

As variáveis locacionais retiradas da regressão não possuem apartamentos entre suas observações – notadamente quadras comerciais e aquelas em que predominam os *studios*. Alguns resultados, como a posição relativa dos coeficientes das *SQN 100* e das *SQS's*, corresponderam ao esperado, embora não tenham apresentado significância estatística. Outros, embora bastante contra-intuitivo, como a posição relativa dos coeficientes das *SQN 200* e *300* e *SQSW 100* e *300*, apresentaram significância estatística.

Pela tabela 18 também é possível notar o aumento do coeficiente de quase todas as variáveis locacionais (excetuando *SGAN 900* e *QMSW*) no modelo de apartamentos.

5.6. Regressão Hedônica por Agregado de Quadras – Quitinetes

Para estimar o modelo utilizando uma amostra que contenha apenas quitinetes foram retiradas da amostra as quadras que não contém nenhum imóvel deste tipo e as variáveis *AOS* e *SHCGN 700*, que contém apenas uma observação classificada desta maneira. A tabela 19 apresenta os resultados da regressão.²⁴

²⁴ A presença da variável *SQN 400* neste modelo se deve a observação de duas quitinetes na amostra das quadras residenciais e pelas *EQN's* – Entre Quadra Norte – estarem agregadas neste subgrupo.

Tabela 19 – Regressão por Agregado de Quadras – Quitinetes

| Variável | Beta | P-Value | | Setor |
|-----------------|-------------|----------------|--------|--------------|
| quartos | 54.50205 | 0.000 | sig | |
| suites | 61.97832 | 0.014 | sig | |
| garagens | 60.06168 | 0.000 | sig | |
| mobília | 170.1907 | 0.000 | sig | |
| SGAS 900 | dropped | | | ASA SUL |
| QMSW | -19.12122 | 0.702 | nsg | SUDOESTE |
| CLSW | -31.18591 | 0.590 | nsg | SUDOESTE |
| SGAN 900 | -34.69666 | 0.487 | nsg | ASA NORTE |
| SQN 400 | -61.36344 | 0.279 | nsg | ASA NORTE |
| CCSW | -63.50949 | 0.197 | nsg | SUDOESTE |
| CA | -118.3496 | 0.019 | sig | LAGO NORTE |
| QRSW | -119.287 | 0.059 | nsg | SUDOESTE |
| SCRN 700 | -129.9137 | 0.015 | sig | ASA NORTE |
| STN | -130.8723 | 0.016 | sig | ASA NORTE |
| CLN 200 | -140.0168 | 0.016 | sig | ASA NORTE |
| SCLRN 700 | -149.0283 | 0.036 | sig | ASA NORTE |
| CLN 400 | -157.9931 | 0.002 | sig | ASA NORTE |
| CLN 100 | -166.4622 | 0.002 | sig | ASA NORTE |
| CLN 300 | -167.815 | 0.003 | sig | ASA NORTE |
| cons | 576.3728 | 0.000 | sig | |
| F(9, 841) | 25.70 | R-squared | 0.4756 | |
| Prob > F | 0.0000 | Num obs | 496 | |

Novamente, a estimação do modelo para as quitinetes revela a importância da variável *mobília* em relação às demais variáveis estruturais.

O coeficiente dos agregados de quadras pertencentes a Sudoeste e Lago Norte são mais elevados que os da Asa Norte; a intuição leva a crer que o motivo esteja nos imóveis mais novos e modernos daqueles setores. É interessante notar que, entre as quitinetes, o atributo localização (distância da esplanada dos ministérios) parece preponderar nos modelos com setores como variáveis locais enquanto que a qualidade do imóvel parece ser preponderante nos modelos que utilizam os agregados de quadra.

Pela tabela 19 é possível perceber que no modelo com quitinetes a distância relativa entre os coeficientes das variáveis locais são bem menores do que nos modelos

com apartamentos. A localização com o menor preço marginal implícito possui um valor apenas R\$ 167,00 mais barato que a localização mais valorizada, enquanto nos modelos com dados de apartamentos esta diferença pode chegar a quase R\$ 2000,00. O responsável por esta diferença podem ser os valorizados atributos positivos do *SHTN* a beira Lago Paranoá, à relativa semelhança das quadras comerciais²⁵ em qualquer localização e à relativa semelhança das quitinetes.

O ajuste da regressão dos modelos com agregado de quadras foi pior que o ajuste dos modelos utilizando setores como variáveis explicativas. As próximas duas subseções estimarão o modelo de preços hedônicos com os dados agrupados de acordo com a distância à esplanada dos ministérios.

5.7. Distância à Esplanada dos Ministérios

Para tentar captar o efeito da distância e do custo do deslocamento ao trabalho sobre o valor do aluguel, esta subseção estima o modelo hedônico utilizando como variáveis explicativas: *quartos*, *suítes*, *garagem* e *mobília* acrescidas de três *dummies* que objetivam captar uma relação de distância entre grupos de quadras. Para isso, foram utilizadas apenas as observações das quadras pertencentes ao plano-piloto (Asa Norte e Asa Sul). Os dados foram reagrupados em três subgrupos: *perto*, *meio* e *longe*. As quadras 100, 200, 300, 400, 500, 700 e 900 com finais entre 2 e 6, sul ou norte, foram classificadas como *perto* (por estarem mais próximas a esplanada dos ministérios e aos setores comerciais, bancários e de autarquias)²⁶; as quadras com finais 7 a 11, sul ou norte, foram classificadas como *meio* e as quadras com finais 12 a 16 foram classificadas como *longe*. Exemplos de quadras *perto*: SQN 102, SQS 203, CLN 404 e SCLRN 705; exemplos de quadra *meio*: SGAS 910, CRS 509, SQS 407 e CLN 411; exemplos de quadra *longe*: SQN 216, SQS 115, SGAN 912 e CRS 513.

A tabela abaixo sumariza os resultados encontrados.

²⁵ Locais em que se encontram a maioria das quitinetes em Brasília.

²⁶ Locais em que se encontram a maioria das oportunidades de trabalho em Brasília.

Tabela 20 – Regressão pela Distância da Esplanada

| Variável | Beta | P-Value | |
|------------|-----------|-----------|--------|
| quartos | 335.1289 | 0.000 | sig |
| suites | 696.722 | 0.006 | sig |
| garagem | 489.1132 | 0.000 | sig |
| mobilia | 160.9823 | 0.062 | nsg |
| perto | -69.1558 | 0.431 | nsg |
| meio | dropped | | sig |
| longe | -237.5436 | 0.001 | sig |
| cons | 297.899 | 0.000 | sig |
| F(9, 841) | 75.98 | R-squared | 0.7197 |
| Prob > F | 0.0000 | Num obs | 394 |

A estimação não produz o resultado esperado. Embora a variável *longe* tenha um beta expressivamente menor que as variáveis *meio* e *perto* esta não possui significância estatística. Além disso, esperava-se que a variável *perto* tivesse um beta superior ao da variável *meio*, o que não ocorre. Novamente, os coeficientes podem estar captando diferenças na idade e modernidade dos prédios, posto que os imóveis das SQN's 208 a 211 são mais novos e modernos que os das SQN 203 e SQN 204²⁷, por exemplo. Uma análise na composição da amostra também revelará uma majoritária concentração de observações pertencentes às 700 e 900 nos grupos *meio* e *longe*²⁸ que podem estar comprometendo a qualidade dos resultados.

Na tentativa de melhorar o ajuste e verificar se as observações das 700 e 900 estão prejudicando os resultados, a próxima subseção estimará o mesmo modelo, porém, utilizando apenas os dados pertencentes às SQN's, SQS's e CLN's 100, 200, 300 e 400.

5.8. Distância à Esplanada dos Ministérios Utilizando SQ's e CLN's

A tabela 21 sumariza os resultados encontrados.

²⁷ As quadras em Brasília começaram a ser construídas das mais centrais para as mais distantes.

²⁸ Como visto anteriormente, as quadras pertencentes às 700 e 900 tendem a ser menos valorizado que as pertencentes as demais quadras do plano piloto devido a maior distância ao “eixão”.

Tabela 19 – Distância da Esplanada SQ's e CL's

| Variável | Beta | P-Value | |
|-----------------|-------------|----------------|--------|
| quartos | 276.7352 | 0.001 | sig |
| suites | 654.8815 | 0.024 | sig |
| garagem | 709.5912 | 0.000 | sig |
| mobilia | 442.3573 | 0.004 | sig |
| perto | -15.44815 | 0.884 | nsg |
| meio | dropped | | sig |
| longe | -192.0172 | 0.045 | sig |
| cons | 308.0637 | 0.003 | sig |
| F(9, 841) | 72.06 | R-squared | 0.7340 |
| Prob > F | 0.0000 | Num obs | 264 |

Excetuando o aumento da disposição marginal a pagar do consumidor (beta) por mais uma garagem e pela presença de mobília no imóvel – esta variável inclusive torna-se estatisticamente significativa – não ocorreu nenhuma mudança esperada no coeficiente das três *dummies* de distância em relação à estimativa da seção anterior. Desta forma, a explicação mais plausível para os resultados destas duas estimativas recai sobre as diferenças na idade e modernidade dos imóveis. Uma curiosidade, o coeficiente da variável *mobília* na tabela 20 é quase 161, na tabela 21 passa a ser 442, uma mudança bastante expressiva.

Considerações Finais

Este trabalho utilizou uma especificação linear para estimar o preço implícito de atributos estruturais e locacionais de imóveis em Brasília por meio de um modelo de preços hedônico. Foi construído um banco de dados com informações de preço de oferta de aluguel e características dos bens a partir de um site de classificados na internet como alternativa aos bancos de dados tradicionais (PNAD e Censo) que, apesar de bastante informativos, não são adequados para estudar o mercado imobiliário. Desta forma, este trabalho introduz uma nova e rica fonte de informações para pesquisas de preços hedônicos de atributos de imóveis.

Os modelos estimados exibiram uma boa adequação aos dados estruturais e revelaram as diferenças na valoração dos atributos para apartamento e quitinetes. Como esperado, a localização mostrou-se uma variável importante, com destaque para as quadras mais próximas ao “eixão” e as beira lago Paranoá. Morar nas quadras do plano piloto (Asa Sul e Asa Norte) é mais caro que morar nos setores mais afastados da Esplanada dos Ministérios. O modelo também mostrou que as áreas residenciais são mais valorizadas que as comerciais e que a qualidade e idade dos imóveis são variáveis estruturais (omitidas na regressão) determinantes na escolha do consumidor. Entre as quitinetes, os custos de deslocamento passam a ter bastante importância ao se escolher um local para morar.

O trabalho atentou também para os problemas clássicos de estimação de mínimos quadrados ordinários, a heterocedasticidade e a multicolinearidade. Para evitar problemas de inferência estatística em decorrência da heterocedasticidade, foram estimados os desvios padrão robustos de White, aproveitando a grande disponibilidade de observações na amostra. A multicolinearidade também não foi um problema para as estimações dos modelos, pois os coeficientes de correlação entre as variáveis estruturais da amostra não apresentaram valores absolutos muito elevados.

Novas possibilidades e especificações para o estudo do mercado imobiliário por meio de modelos hedônicos se encontram em aberto a partir deste trabalho e do banco de dados construído. O escopo da pesquisa pode ser ampliado para incorporar novos mercados (outras cidades) ou até ampliar o número de observações por meio de dados colhidos em diferentes pontos no tempo. A incorporação de micro-dados contendo

informações individuais de cada consumidor, como o utilizado em Bajari e Kahn (2005), melhoraria dramaticamente os resultados das estimativas. Como é sabido, o desenvolvimento dos trabalhos empíricos depende menos de modelos ultra-avançados que de um poderoso banco de dados. Sites de classificados, bem como imobiliárias e associações de imobiliárias, prestariam um valioso serviço ao desenvolvimento de estudos do mercado de imóveis se organizassem e disponibilizassem o grande número de informações que produzem. Este trabalho, bem como futuras pesquisas neste campo, pode ainda aprimorar suas estimativas e tornar seus resultados mais confiáveis incorporando novas variáveis explicativas, que retire o viés por omissão de variável relevante, e novas técnicas de estimação que levem em conta possíveis problemas de correlação espacial entre as observações da amostra. Uma extensão deste trabalho também poderia sugerir melhores maneiras de se agregar o banco de dados, pois o ajuste da regressão dos modelos com agregado de quadras saiu-se pior que o ajuste dos modelos utilizando setores como variáveis explicativas.

Bibliografia

ANGELO, C.; FÁVERO, L. Modelos de Preços Hedônicos Para a Avaliação de Veículos Novos. Disponível em: <<http://www.ead.fea.usp.br/semead/6semead/>> Acesso em: 11 jul. 2008, 2003.

BAJARI, P.; BENKARD, C. Demand Estimation With Heterogeneous Consumers and Unobserved Product Characteristics: A Hedonic Approach. *Journal of Political Economy*, 113(6), 1239-1276, 2005.

BAJARI, P.; KAHN, M. Estimating Housing Demand With An Application to Explaining Racial Segregation in Cities, *Journal of Business and Economic Statistics*, 23(1), 20-33, 2005.

BARTICK, T. The Estimation of Demand Parameters in Hedonic Price Models. *The Journal of Political Economy*, Vol. 95, No. 1, p. 81-88, 1987.

BERRY, S. Estimating Discrete Choice Models of Differentiation Product, *Rand Journal of Economics*, 25, 242-262, 1994.

BERRY, S.; LEVINSOHN J.; PAKES A. Automobile Prices in Market Equilibrium, *Econometrica*, 63, 841-890, 1995.

_____. Differentiated Products Demand Systems From a Combination of Micro and Macro Data: The New Car Market. *Journal of Political Economy*. V.112, p. 68-105, 2004.

BERRY, S.; PAKES, A. Estimating the Pure Hedonic Discrete Choice Model. Working Paper, Yale University, 2001.

BOX, G.; COX, D. R. An Analysis of Transformations. *Journal of the Royal Statistical Society (B)*, v. 26, No. 2, 1964.

BROWN, J.; ROSEN, S. On the Estimation of Structural Hedonic Price Models, *Econometrica*, Vol. 50, No. 3, mai, p. 765-768, 1982.

COURT, A. Hedonic Price Indexes With Automotive Examples. The Dynamics of Automobile Demand, Ed. American Statistical Association, pp. 99-117, New York, General Motors Corporation, 1939.

DANTAS, R.; MAGALHÃES, A.; VERGOLINO, J. R. Avaliação de Imóveis: a Importância dos Vizinhos no Caso de Recife. *Economia Aplicada*, São Paulo, v. 11, No. 2, p. 231-251, 2007.

EPPLÉ, D. Hedonic Prices and Implicit Markets: Estimating Demand and Supply Functions for Differentiated Products. *Journal of Political Economy*, v. 95, No. 1, 1987.

FÁVERO, L.; BELFIORE, P.; LIMA, G. Modelos de Precificação Hedônica de Imóveis Residenciais na Região Metropolitana de São Paulo: Uma Abordagem sob as Perspectivas da Demanda e da Oferta. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 38, No. 1, p. 73-96, 2008.

GONZÁLEZ, M.; FORMOSO, C. Especificação de Modelos de Preços Hedônicos para Locação Residencial em Porto Alegre. *Cadernos Ippur*, UFRJ, v. 8, No. 1, 1994.

GREENE, W. *Econometric Analysis*. New Jersey, Prentice Hall, Fifth Edition, 2003.

- GRILICHES, Z. Hedonic Price Indexes for Automobiles: an Econometric Analysis of Quality Change. *The Price Statistics of the Federal Government*, General Series, Nova York, NBER, v. 73, No. 3, 1961.
- HAI-ZHEN, W.; SHENG-HUA, J.; XIAO-YU, G. Hedonic Price Analysis of Urban Housing: An Empirical Research on Hangzhou, China. *Journal of Zhejiang University Science*, 2005.
- HAYASHI, F. *Econometrics*. New Jersey, Princeton University Press, 2000.
- HECKMAN, J. Contributions of Zvi Griliches. NBER, Working Paper 12318, jun, 2006.
- HERMANN, B. Estimando o Preço Implícito de Amenidades Urbanas: Evidências para o Município de São Paulo. Dissertação de Mestrado – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, 2003.
- HILL, C.; GRIFFITHS, W.; JUDGE, G. *Econometria*. São Paulo, Editora Saraiva, 2000.
- HOUTHAKKER, H. S. Compensate Chenes in Quantities and Qualities Consumed. *Review of Economic Studies*, v. 19, p. 155-164, 1952.
- LANCASTER, K. A New Approach to Consumer's Theory. *Journal of Political Economy*, No. 74, p. 132-157, 1966.
- _____. *Consumer Demand*, New York: Columbia University Press, 1971.
- MORAIS, M. P.; CRUZ, B. Demand for Housing and Urban Services in Brasil: A Hedonic Approach. IPEA, Texto para Discussão No. 946, 2003.
- NEGRI NETO, A. Preços Hedônicos. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/publicacoes/pdf/seto3-1203.pdf>> Acesso em: 11 jul. 2008, 2003.
- NELSON, J. P. Residential Choice, Hedonic Prices and the Demand for Urban Air Quality. *Journal of Urban Economics*, No. 5, 1978.
- PAKES, A. Hedonics and the Consumer Price Index. Disponível em: <<http://www.economics.harvard.edu/faculty/pakes/pakespapers>> Acesso em: 11 jul. 2008, Harvard University, Draft Date, 2005.
- PALMQUIST, R. Estimating the Demand for the Characteristics of Housing. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 66, No. 3, p. 394-404, 1984.
- ROSEN, S. Hedonic Prices and Implicit Markets: Production Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy*, No. 82, p. 34-55, 1974.
- SANTOS, C. Políticas Federais de Habitação no Brasil: 1964/1998. IPEA, Texto para Discussão No. 654, 1999.
- SARTORIS NETO, A. Estimação de Modelos de Preços Hedônicos: um Estudo para Residências na Cidade de São Paulo. Dissertação de Mestrado – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, 1996.
- WAUGH, F. W. Quality Factors Influencing Vegetable Prices. *Journal of Farm Economics*, v. 10, No. 2, p. 185-196, 1928.
- WHITE, H. A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity. *Econometrica*, No. 48, p. 817-838, 1980.

ANEXO

Tabela A 1 – Lista de Agregado de Quadras

| Setor | Variável | Quadras Pertencentes |
|--------------|-----------------|-----------------------------|
| Asa Norte | SQN 100 | SQN 104-116 |
| Asa Norte | SQN 200a | SQN 203 e 216 |
| Asa Norte | SQN 300 | SQN 303-316 |
| Asa Norte | SQN 400 | SQN 402-416 e EQN's |
| Asa Norte | SCRN | SCRN 702-716 |
| Asa Norte | SQN 200b | SQN 208-215 |
| Asa Norte | SHCGN | SHCGN 703-716 |
| Asa Norte | SHTN | SHTN e SCEN |
| Asa Norte | SCLRN | SCLRN 705-716 |
| Asa Norte | SGAN | SGAN 912 e 914 |
| Asa Norte | CLN 100 | CLN 106-116 |
| Asa Norte | CLN 400 | CLN 404-416 |
| Asa Norte | CLN 200 | CLN 202-216 |
| Asa Norte | CLN 300 | CLN 307-316 |
| Asa Norte | STN | STN |
| Asa Sul | SQS 100 | SQS 102-116 |
| Asa Sul | SQS 200 | SQS 202-216 |
| Asa Sul | SQS 300 | SQS 302-316 |
| Asa Sul | SQS 400 | SQS 402-416 |
| Asa Sul | CRS | CRS 502-516 |
| Asa Sul | SGAS | SGAS 905-912 e SEPS |
| Lago | CA | CA 02-11 |
| Octogonal | AOS | AOS 01-08 |
| Sudoeste | CCSW | CCSW 01-06 e CLSW |
| Sudoeste | SQSW 100 | SQSW 100-105 |
| Sudoeste | SQSW 300 | SQSW 300-306 |
| Sudoeste | QRSW | QRSW 01-08 e |
| Sudoeste | QMSW | QMSW 04-06 |
| Sudoeste | CLSW | CLSW 100-105 e 301- |

Tabela A 2 – Resumo Estatístico – Asa Norte – Apartamentos

| Variável | Obs | Média | Desv Pad | Min | Max |
|-----------------|------------|--------------|-----------------|------------|------------|
| aluguel | 130 | 1.426,41 | 1.169,59 | 400,00 | 12.000,00 |
| quartos | 130 | 2,100 | 0,947 | 0 | 4 |
| suítes | 130 | 0,415 | 0,619 | 0 | 4 |
| garagens | 130 | 0,530 | 0,612 | 0 | 3 |
| mobília | 130 | 0,176 | 0,456 | 0 | 1 |

Tabela A 3 – Resumo Estatístico – Asa Sul – Apartamentos

| Variável | Obs | Média | Desv Pad | Min | Max |
|-----------------|------------|--------------|-----------------|------------|------------|
| aluguel | 117 | 1.816,37 | 1.274,93 | | |
| quartos | 117 | 2,538 | 1,118 | 0 | 5 |
| suítes | 117 | 0,470 | 0,664 | 0 | 4 |
| garagens | 117 | 0,547 | 0,736 | 0 | 3 |
| mobília | 117 | 0,094 | 0,293 | 0 | 1 |

Tabela A 4 – Resumo Estatístico – Sudoeste – Apartamentos

| Variável | Obs | Média | Desv Pad | Min | Max |
|-----------------|------------|--------------|-----------------|------------|------------|
| aluguel | 75 | 2.449,87 | 2.168,97 | 450,00 | |
| quartos | 75 | 2,853 | 1,158 | 1 | 6 |
| suítes | 75 | 1,226 | 1,438 | 0 | 5 |
| garagens | 75 | 1,240 | 1,050 | 0 | 4 |
| mobília | 75 | 1,466 | 0,356 | 0 | 1 |

Tabela A 5 – Resumo Estatístico – Lago Norte – Apartamentos

| Variável | Obs | Média | Desv Pad | Min | Max |
|-----------------|------------|--------------|-----------------|------------|------------|
| aluguel | 16 | 955,00 | 303,10 | 480,00 | 1.500,00 |
| quartos | 16 | 1,437 | 0,512 | 1 | 2 |
| suítes | 16 | 0,375 | 0,500 | 0 | 1 |
| garagens | 16 | 0,687 | 0,602 | 0 | 2 |
| mobília | 16 | 0,250 | 0,447 | 0 | 1 |

Tabela A 6 – Resumo Estatístico – Octogonal – Apartamentos

| Variável | Obs | Média | Desv Pad | Min | Max |
|-----------------|------------|--------------|-----------------|------------|------------|
| aluguel | 14 | 1.502,14 | 977,39 | 500,00 | 4.300,00 |
| quartos | 14 | 2,285 | 0,913 | 1 | 4 |
| suítes | 14 | 0,214 | 0,425 | 0 | 1 |
| garagens | 14 | 0,785 | 0,578 | 0 | 2 |
| mobília | 14 | 0,142 | 0,363 | 0 | 1 |

Tabela A 7 – Resumo Estatístico – Asa Norte – Quitinetes

| Variável | Obs | Média | Desv Pad | Min | Max |
|-----------------|------------|--------------|-----------------|------------|------------|
| aluguel | 149 | 559,60 | 139,33 | 250,00 | 1.000,00 |
| quartos | 149 | 0,718 | 0,466 | 0 | 2 |
| suítes | 149 | 0,604 | 0,239 | 0 | 1 |
| garagens | 149 | 0,369 | 0,484 | 0 | 1 |
| mobília | 149 | 0,147 | 0,355 | 0 | 1 |

Tabela A 8 – Resumo Estatístico – Asa Sul – Quitinetes

| Variável | Obs | Média | Desv Pad | Min | Max |
|-----------------|------------|--------------|-----------------|------------|------------|
| aluguel | 16 | 705,00 | 252,19 | 450,00 | 1.500,00 |
| quartos | 16 | 0,562 | 0,512 | 0 | 1 |
| suítes | 16 | 0,187 | 0,403 | 0 | 1 |
| garagens | 16 | 0,312 | 0,478 | 0 | 1 |
| mobília | 16 | 0,437 | 0,512 | 0 | 1 |

Tabela A 9 – Resumo Estatístico – Sudoeste – Quitinetes

| Variável | Obs | Média | Desv Pad | Min | Max |
|-----------------|------------|--------------|-----------------|------------|------------|
| aluguel | 249 | 680,17 | 165,65 | 350,00 | 1.300,00 |
| quartos | 249 | 0,759 | 0,428 | 0 | 1 |
| suítes | 249 | 0,124 | 0,330 | 0 | 1 |
| garagens | 249 | 0,674 | 0,486 | 0 | 2 |
| mobília | 249 | 0,361 | 0,481 | 0 | 1 |

Tabela A 10 – Resumo Estatístico – Lago Norte – Quitinetes

| Variável | Obs | Média | Desv Pad | Min | Max |
|-----------------|------------|--------------|-----------------|------------|------------|
| aluguel | 83 | 562,65 | 189,76 | 350,00 | 1.500,00 |
| quartos | 83 | 0,783 | 0,469 | 0 | 2 |
| suítes | 83 | 0,048 | 0,215 | 0 | 1 |
| garagens | 83 | 0,614 | 0,489 | 0 | 1 |
| mobília | 83 | 0,180 | 0,387 | 0 | 1 |

Tabela A 11 – Resumo Estatístico – Octogonal – Quitinetes

| Variável | Obs | Média | Desv Pad | Min | Max |
|-----------------|------------|--------------|-----------------|------------|------------|
| aluguel | 1 | 900,00 | - | 900,00 | 900,00 |
| quartos | 1 | 1,00 | - | 1 | 1 |
| suítes | 1 | 0,00 | - | 0 | 0 |
| garagens | 1 | 1,00 | - | 1 | 1 |
| mobília | 1 | 1,00 | - | 1 | 1 |