

## XXV CONGRESSO PANAMERICANO DE AVALIAÇÕES

### ***AVALIAÇÃO DO MERCADO IMOBILIÁRIO POR MODELOS ESPACIAIS DE REGRESSÃO***

Autores

#### **DANTAS, RUBENS ALVES**

Engenheiro Civil, Doutor em Economia. Professor da UFPE e da UPE,  
Com endereço na Rua Gildo Neto, 62, Tamarineira, Recife, PE, Brasil- CEP 52.050-  
130. Fone: (081) 3268.3888 - **e-mail: [rubens@dantas.eng.br](mailto:rubens@dantas.eng.br)**

#### **Magalhães, André Matos**

Economista, Ph.D. pela University of Illinois at Urbana-Champaign, Professor de  
Economia de UFPE, com Endereço na Rua João Ramos 211/ 2002, Graças, Recife–  
PE – CEP 52011080. Fone: (081) 2126-8235 - e-mail: [magalhaes@ufpe.br](mailto:magalhaes@ufpe.br)

#### **Vergolino, José Raimundo de Oliveira**

Economista, Ph.D. pela University of Illinois at Urbana-Champaign, Professor de  
Economia UFPE. Rua Acadêmico Hélio Ramos, s/n, Cidade Universitária, Recife –  
PE – CEP 50000-000. Fone: (081) 32676613. - e-mail: [jose.vergolino@globo.com](mailto:jose.vergolino@globo.com)

**Miami, Flórida, novembro de 2010**

***Abstract:***

The real estate market constitutes a key sector of any country's economy. Understanding how it works therefore is crucial for the elaboration and implementation of real estate policies. Consequently, the comprehension of the mentioned systematic requires reliable estimates of the real estate demand function, which is important to know how the individual real estate consumption varies in relation to variations either in the family income or in the real estate prices – what can be defined as the knowledge of the income-elasticity and also as prices-elasticity in real estate market. It should be observed that traditionally the econometric approach uses a classical regression model to estimate the mentioned analysis, without considering the spatial effects in the functions' estimate. In this case, unfortunately, the obtained results cannot explain with reliability the real estate market behavior, once they might have problems of bias, consistence, and efficacy. After criticizing the referred traditional methodology, this paper shows how to incorporate spatial effects in the models looking forward to analyze with more precision the real estate market's behavior. Finally an empirical analysis carried out on the estimating of a Real Estate Demand Function for Recife city, Brazil, corroborates the new evaluation's mechanism shown. In this study the price-elasticity estimated by the Traditional Model represents less than 50% of the results accomplished by using the presently exposed methodology.

Key Words: Real Estate Demand, Appraisal, Spatial Regression.

## **Currículo dos Autores**

### **Rubens Alves Dantas**

Engenheiro Civil pela UFPE, com mestrado em Engenharia de Produção e Doutor em Economia. Professor adjunto dos Departamentos de Engenharia Civil das Universidades Federal e Estadual de Pernambuco desde 1982. Participou como membro da comissão de estudos da ABNT na elaboração da norma de Avaliação de Bens, NBR 14.653. Atualmente é Vice-Presidente Técnico da **SOBREA** – Sociedade Brasileira de Engenharia de Avaliações.

### **André Matos Magalhães**

Formado em economia pela Universidade Federal de Pernambuco, (1995), Ph.D. pela University of Illinois at Urbana-Champaign (2000), professor adjunto do Departamento de Economia de UFPE desde 2000. Chefe do Departamento de Economia da UFPE.

### **José Raimundo de Oliveira Vergolino**

Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Federal do Pará (1971), com Mestrado em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco - CME/PIMES-1972-1975 e Mestrado em Economia pela University of Illinois at Urbana-Champaign-U.S.A – 1982. Ph. D. em Economia pela University of Illinois at Urbana-Champaigns- U.S.A em dezembro de 1985. Professor adjunto do Departamento de Economia de UFPE no período de 1975-2005 onde chefiou o Departamento de Economia da UFPE. Informações para contato: Rua Marechal Rondon,300, Casa Forte-Recife-PE, CEP: 52061-050, Brasil. Tel. (081) 32676613. Cel. (081) 96332515. Fax: (081) 32676613. e-mail: [jose.vergolino@globocom.com](mailto:jose.vergolino@globocom.com)

## **1. INTRODUÇÃO**

O mercado imobiliário, tanto do ponto de vista de geração de empregos e renda, como também da importância social do produto habitação, constitui-se num setor chave de qualquer economia. A compreensão do funcionamento deste mercado é fundamental para tomada de decisão de investimentos e implementação de políticas neste setor. Para isto faz-se necessário conhecimento de como o consumidor valoriza cada característica individual do bem imóvel e que preço está disposto a pagar pela cesta de serviços que o compõe. Além disto, é importante saber como varia o consumo individual em relação a variações na renda familiar ou no preço do imóvel, isto é, o conhecimento das elasticidades renda e preço, a partir da estimação segura de uma função de demanda por imóveis.

Observa-se que, tradicionalmente, a abordagem econométrica utilizada para explicar o comportamento do mercado imobiliário, toma como base o modelo clássico de regressão, sem levar em conta a questão dos efeitos espaciais que geralmente afeta os dados imobiliários, o que pode gerar resultados não confiáveis, levando o consumidor a tomar decisões baseadas em parâmetros incorretos. Para evitar este tipo de problemas, este trabalho utilizará como ferramenta os modelos de regressão espacial, estimando-se a função de demanda em dois estágios: no primeiro, ajusta-se um modelo espacial de preços hedônicos, como uma extensão daquele definido por Rosen (1974) para estimação dos preços das características individuais dos imóveis e, no segundo estágio, com base nos resultados deste modelo de preços hedônicos e mais as características sócio-econômicas das famílias, estima-se a função espacial de demanda por imóveis, adotando-se os modelos utilizados por Ermisch et al. (1996) e Tiware et al. (1999), incorporando-se aos mesmos os efeitos de dependência espacial.

Este trabalho está organizado em quatro seções, além desta introdução. Na seção 2 apresenta-se a metodologia de estimação da equação de preços hedônicos e da função de demanda por imóveis através de modelos espaciais de regressão, mostrando-se como diagnosticar e incorporar os efeitos espaciais aos modelos tradicionalmente utilizados. A seção 3 ocupa-se da aplicação da metodologia proposta a uma base de dados reais da cidade do Recife, capital do estado de Pernambuco, Brasil e, finalmente, na seção 4 são apresentadas as conclusões.

## 2. OS MODELOS ESPACIAIS DE REGRESSÃO

A formulação mais simples da equação de preços hedônicos, relacionada com o comportamento do mercado imobiliário, é representada por:

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad (2.1)$$

sendo  $Y$  um vetor de preços dos imóveis,  $X$  as variáveis explicativas,  $\beta$  o vetor de parâmetros e  $\varepsilon$  o vetor de erros aleatórios do modelo de regressão, respectivamente.

A estimação dos parâmetros do modelo (2.1) geralmente é realizada pelo método dos mínimos quadrados ordinários, admitindo-se independência dos erros aleatórios, bem como dos preços observados no mercado. Contudo, quando se trata de dados associados à posição que ocupam no espaço, como é o caso de dados imobiliários, podem existir erros de medidas em relação a exata localização do imóvel, como também efeitos de interação, difusão ou “spillovers” espaciais, que acabam por se traduzir em dependência espacial e, neste caso, apenas a modelagem a partir da econometria espacial, pode oferecer avaliações seguras a respeito do comportamento do mercado imobiliário.

A autocorrelação ou dependência espacial pode afetar o termo de erro, a variável dependente ou ambos. Na presença de autocorrelação espacial nos resíduos, os parâmetros estimados por (2.1) são ineficientes. Da mesma forma, a dependência espacial dos preços observados em relação aos preços dos imóveis vizinhos provocará estimações tendenciosas e inconsistentes nas estimativas do modelo (2.1).

O primeiro passo para aplicação da modelagem por regressão espacial é realizar o diagnóstico da presença de efeitos espaciais significativos. Os principais testes utilizados para detectar a autocorrelação são o LM Robusto (erro), para detectar efeitos de autocorrelação espacial no termo de erro; e o LM Robusto (defasagem), para verificar a presença de efeitos de dependência espacial nos preços dos imóveis. Assim, detectada a autocorrelação espacial no termo de erro, deve ser aplicado o modelo de erro espacial e se a dependência espacial ocorrer entre os preços dos imóveis a análise deve ser realizada pelo modelo de defasagem espacial. Maiores detalhes podem ser encontrados em Anselin (1988).

## 2.1 Modelo de Erro Espacial

A autocorrelação espacial no termo de erro está relacionada a erros de medida ocasionados pelas divisões artificiais das unidades geográficas, como os limites estabelecidos para os bairros de uma cidade, que não necessariamente coincidem com a verdadeira dimensão do fenômeno observado. Isto é, na prática, o consumidor não tem o conhecimento exato dos limites que dividem os bairros. No mercado imobiliário há uma tendência de efeito de transbordamento de um bairro de maior importância sobre os seus vizinhos. Outro fator que pode gerar a autocorrelação espacial nos erros é a omissão de variáveis locais relevantes. Para tratar adequadamente este tipo de efeito espacial nos dados, a primeira modificação com relação à equação (2.1) será considerar o processo espacial autoregressivo no termo de erro, da seguinte forma:

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + u \quad \text{ou} \quad \varepsilon = (I - \lambda W)^{-1}u \quad (2.2)$$

onde  $\lambda$  representa o coeficiente de autocorrelação espacial do termo erro;  $u$  é normalmente distribuído com média zero e variância constante;  $I$  é a matriz identidade e  $W$  a matriz de pesos espaciais ponderada por linha. Substituindo (2.2) em (2.1) resulta no modelo de erro espacial dado pela equação (2.3):

$$Y = X\beta + (I - \lambda W)^{-1}u \quad (2.3)$$

## 2.2. Modelo de Defasagem Espacial

O efeito de defasagem espacial é ocasionado pela dependência espacial criada através de uma interação espacial entre os preços dos imóveis, uma espécie de “efeito de vizinhança” na determinação dos preços. Neste caso, esta influência é medida pela inclusão de uma variável adicional no modelo (2.1), dada por  $WY$ , que é a variável dependente espacialmente defasada onde cada elemento  $wy_i$ , do vetor  $WY$ , é formado por uma ponderação dos preços dos imóveis vizinhos. Esta variável serve também para captar os efeitos de dependência espacial não consideradas

explicitamente nas variáveis locacionais comumente utilizadas, como questões ligadas à segurança, saúde, tráfego, educação, etc. (Pace, Barry e Sirmams, 1998). A incorporação desta variável no modelo (2.1) resulta no modelo de defasagem espacial, descrito pela equação (2.4).

$$Y = X\beta + \rho WY + \varepsilon \quad (2.4)$$

onde  $\rho$  é o coeficiente de autocorrelação espacial da variável  $WY$  e  $\varepsilon$  é idêntica e independentemente distribuído (*i.i.d.*).

Em ambos os casos a estimação deve ser realizada pelo método da máxima verossimilhança, que consiste na maximização da função de verossimilhança<sup>1</sup> utilizando técnicas de otimização não linear.

### 2.3. Escolha de Modelos

A escolha do modelo a adotar – o modelo de erro espacial ou o modelo de defasagem espacial - pode ser feita pela comparação do valor absoluto das estatísticas LM Robusto (erro) e LM Robusto (defasagem). Assim, quanto maior for o valor encontrado na estatística de teste, maior será o efeito espacial correspondente, conforme argumento de Anselin e Rey (1991). Outra forma de escolha de modelos é pela utilização dos critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwartz (SC) onde na escolha de modelos alternativos, o melhor será aquele com menores valores encontrados para AIC e SC. Uma discussão mais detalhada destes critérios de informação podem ser encontradas em Akaike (1981) e Anselin (1988a).

### 3. Uma Aplicação Empírica a Dados Reais

Esta seção trata da estimação empírica da metodologia proposta com base em uma amostra de 232 dados de compra de imóveis financiados pela Caixa Econômica Federal, no período de junho de 2000 a junho de 2002, devidamente georreferenciados, distribuídos em 36 bairros da cidade. Inicialmente, será ajustado um modelo tradicional de preços hedônicos e, com base nos resíduos deste modelo, será realizado o diagnóstico da presença de efeitos de dependência espacial. Sendo

o resultado positivo, será incorporado ao mesmo o respectivo efeito e ajustado um modelo espacial de preços hedônicos. Em seguida, com base nos resultados deste modelo ajustado e mais as características sócio-econômicas dos demandantes, como renda, idade e nível de riqueza e outras, será ajustado o modelo espacial de demanda por imóveis.

### 3.1 Modelo Espacial de Preços Hedônicos

Para estimação dos parâmetros do modelo (2.1) considera-se como variável dependente o logaritmo neperiano dos preços de compra ( $P$ ) e como variáveis explicativas o nível socioeconômico do bairro onde foi demandada medida pela renda média do chefe de família em salários mínimos; área privativa do apartamento em metros quadrados; número de quartos sociais, suítes e vagas na garagem; idade e conservação do edifício, que assumiu valor 1 para o estado ruim, 2 para o estado regular e três para o estado bom; número de pavimentos do edifício; existência de elevadores, adotada com uma variável dummy com valor 1 se o edifício é servido por elevador e zero em caso contrário; período em que foi demandado o imóvel, também considerada como uma dummy que assume valor um para o primeiro período de doze meses e zero para dos demais meses em que as compras foram realizadas; distâncias do edifício à Praia de Boa Viagem, ao centro da Cidade e ao Parque da Jaqueira, medidas estas distâncias em hectômetros.

Com base nos resultados do modelo de preços hedônicos inferido,<sup>2</sup> o diagnóstico da presença de efeitos de dependência espacial foi realizado utilizando-se os testes LM Robusto (erro) e LM Robusto (defasagem) sobre os resíduos do modelo ajustado. Trabalhou-se com uma matriz de vizinhança  $W$ , seguindo a forma proposta por Cliff e Ord (1981), onde cada elemento da matriz,  $w_{ij}$ , representa o inverso da distância entre os edifícios  $i$  e  $j$ , medida em hectômetros  $hm$ , sendo em seguida esta matriz padronizada por linha. A tabela 3.1 apresenta os resultados para os testes de dependência espacial. O teste LM Robusto (defasagem) indica um forte efeito de interação espacial nos preços dos apartamentos, uma vez que se mostrou

---

<sup>1</sup> Detalhes sobre este método de estimação podem ser encontrados em Anselin (1988).

<sup>2</sup> Devido à limitação do número de páginas deixamos de apresentar este modelo no corpo deste trabalho, mas os autores ficam a disposição para fornecer estes dados aos interessados.

significante a menos de 2%. Ou seja, o teste indica que o efeito vizinhança parece afetar os preços dos apartamentos.

**Tabela 3.1**  
**Diagnóstico da Dependência Espacial**

Teste	MI/GL	Valor	Probabilidade
LM Robusto (erro)	1	0,469	0,493
LM Robusto (defasagem)	1	5,508	0,019

Diante dessa possibilidade de dependência espacial nos preços observados ou efeito vizinhança, estima-se o modelo de defasagem espacial de preços hedônicos, seguindo os procedimentos apresentados acima, através do modelo 2.4, obtendo-se os resultados da tabela 3.2.

Os resultados da estimação espacial apresentados na tabela 3.2, indicam que o coeficiente  $\rho$ , da variável defasada espacialmente,  $W\_InP$ , é positivo e estatisticamente significativo a menos de 1%, implicando a existência de um forte efeito de defasagem espacial positiva na amostra. Neste caso específico, a formação dos preços de mercado da habitação não é explicada apenas pelas suas características estruturais, locacionais e temporais, tradicionalmente adotadas, mas também depende dos preços dos apartamentos vizinhos, isto é, o preço de compra é influenciado positivamente pelos preços dos apartamentos vizinhos. Pode-se concluir ainda que em condições *ceteris paribus*, os consumidores estão dispostos a pagar a mais no preço do apartamento: 0,72% para morar em um bairro de padrão socioeconômico de renda do chefe da família com um salário mínimo a mais; 0,59% por cada metro quadrado de área privativa; 6,69% por um quarto social; 3,39% por uma suíte; 5,45% por mais uma vaga na garagem; 2,71% por cada pavimento a mais que tem o edifício; 9,69% por cada elevador adicional; 6,64% a cada estado de conservação melhor. Por outro lado, os apartamentos se desvalorizam com o acréscimo do número de unidades, na razão de 0,30% por unidade e com a idade a uma taxa de 0,97% ao ano. Pode-se ainda dizer que houve uma valorização anual de 5,42% nos preços dos apartamentos, entre o primeiro e o segundo períodos de tempo considerados. Em relação aos pólos de influência, conclui-se que os apartamentos se desvalorizam a uma taxa de 4,07% e 5,70%, a cada km que se distanciam da Praia de Boa Viagem e do Parque da Jaqueira, respectivamente,

enquanto que sofrem um acréscimo no valor a uma taxa de 6,34% na medida em que se afastam 1km do centro da cidade.

**Tabela 3.2**  
**Resultados do Modelo de Defasagem Espacial**

Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística z	Probabilidade
$W_{InP}$	0,2061	0,0741	2,7796	0,0054
Constante	7,8926	0,8267	9,5473	0,0000
Renda do Bairro	0,0072	0,0039	1,8445	0,0651
Área Privativa	0,0059	0,0006	9,4066	0,0000
Quartos Sociais	0,0648	0,0280	2,3150	0,0206
Número de Suítes	0,0333	0,0201	1,6517	0,0986
Número de vagas	0,0531	0,0323	1,6440	0,1002
Número de Pavimentos	0,0215	0,0041	5,2095	0,0000
Elevadores	0,0925	0,0262	3,5372	0,0004
Número de unidades	-0,0030	0,0010	-3,0031	0,0027
Idade	-0,0097	0,0019	-5,0422	0,0000
Conservação	-0,0687	0,0185	-3,7140	0,0002
Período da compra	0,0528	0,0273	1,9373	0,0527
Distância Praia	-0,0415	0,0187	-2,2233	0,0262
Distância Centro	0,0615	0,0227	2,7034	0,0069
Distância Jaqueira	-0,0587	0,0202	-2,8998	0,0037
$R^2$	0,91			
AIC	-102,70			
SC	-47,83			

Notas: AIC significa critério de informação de Akaike e CS é o critério de Schwarz.

### 3.2 O modelo Espacial de demanda

Esta seção é dedicada à estimação empírica de um modelo espacial de demanda por imóveis para a cidade do Recife, seguindo o processo de estimação em dois estágios utilizado por Ermisch *et al.* (1996) e TIWARE, *et al.* (1999), com incorporação da componente espacial. No primeiro estágio, utiliza-se o modelo espacial de preços hedônicos estimado na tabela 3.2 para construção de um Índice de Preços da Habitação (IPH), correspondente ao valor de mercado estimado pelo

referido modelo, para um apartamento típico, com as condições medianas dos dados amostrais. Ou seja, um apartamento com 71,28 m<sup>2</sup> de área privativa, dois quartos sociais, sem suíte, com uma vaga na garagem, situado em um prédio do tipo caixão<sup>3</sup> com 16 unidades, 12 anos de idade e conservação regular. O (IPH) é calculado considerando-se a localização variável para cada bairro abrangido pela pesquisa e também para cada período em que a unidade foi demandada. A razão entre o preço de compra e o (IPH) correspondente é definido como o consumo de habitação (CH), que representará a variável dependente na equação de demanda por habitação. No segundo estágio a equação de demanda será estimada pela regressão de (CH) sobre o preço relativo da habitação (IPH), a renda e outras variáveis sócio-econômicas da família e da operação de aquisição, que possam afetar a demanda.

Com base na amostra coletada será inicialmente ajustado o modelo na forma proposta por Ermisch *et al.* (1996) e TIWARE, *et al.* (1999), que chamaremos de modelo tradicional de demanda, e os seus resíduos serão utilizados no diagnóstico da presença de efeitos de dependência espacial. Sendo o resultado positivo, o modelo espacial de demanda por imóveis será estimado pela metodologia de Econometria Espacial, como segue.

O ajustamento do modelo tradicional de demanda assume, geralmente, a forma da equação (3.1).

$$CH = f(IPH, RE, S, \beta) + \varepsilon \quad (3.1)$$

onde  $CH$  é o vetor de consumo de habitação;  $IPH$  é o vetor de preço relativo da habitação ou Índice de Preço da Habitação estimado para cada região, em cada período;  $RE$  o vetor correspondente à renda familiar;  $S$  o vetor de outras características sócio-econômicas que podem afetar a demanda, tais como: sexo, idade, nível de riqueza, tamanho da família, nível de ocupação e instrução do chefe da família e do cônjuge, bem como outras riquezas humanas e não humanas; e  $\beta$  e  $\varepsilon$  são os vetores de parâmetros e dos erros aleatórios do modelo, respectivamente. Para o caso em pauta, como se trata de imóveis financiados, se inclui também no modelo o prazo de financiamento. Considera-se  $\varepsilon$  como *iid*, ou seja, que os erros

---

<sup>3</sup> Denominação dada a edificações de até quatro pavimentos, sem elevador.

aleatórios são idêntica e independentemente distribuídos (normais, homocedásticos e não autocorrelacionados).

Para estimação empírica do modelo tradicional de demanda por habitação na cidade do Recife, definido na equação (3.1), foi utilizado inicialmente o modelo clássico de regressão, tomando-se por base as estimações via MQO. Isto é, foi feita uma regressão do consumo de habitação (CH) sobre as seguintes variáveis independentes: índice de preços da habitação (IPH); renda familiar (RE); sexo (SX), adotada com uma *dummy* que assume valor 1 para o sexo feminino e zero para o sexo masculino; idade (ID); prazo de financiamento (PZ) e poupança (PO). O ajustamento foi realizado na forma tradicional log-linear, ou de elasticidade constante, que tem sido a forma mais utilizada na literatura, flexibilizando apenas às variáveis sexo e idade, que foram tratadas na escala original. Para captar as variações de consumo durante o ciclo de vida do indivíduo, introduziu-se também a variável idade elevada ao quadrado ( $ID^2$ ), uma vez que é comum a existência de um ponto de máximo consumo durante este período.

Os resultados para o modelo tradicional de demanda encontram-se na tabela 3.3.

**Tabela 3.3**  
**Ajustamento do Modelo Tradicional de Demanda**

Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Probabilidade
Constante	-3,01748	1,68639	-1,78931	0,07519
$\ln RE$	0,55222	0,03150	17,52698	0,00000
$\ln IPH$	-0,23541	0,17364	-1,35572	0,17683
SX	0,08156	0,03657	2,23024	0,02692
ID	-0,00323	0,00200	-1,61301	0,10843
$ID^2$	4,24E-05	0,00015	0,27133	0,78643
$\ln PZ$	0,06488	0,01138	5,69745	0,00000
$\ln PO$	0,12180	0,01291	9,43594	0,00000
$R^2$	0,7535			
$R^2$ – Ajustado	0,7442			
AIC	-2,5972			
SC	23,5456			
F-teste (probab.)	81,2305 (0,00001)			

Pode-se observar pelos resultados da tabela 3.3 os sinais dos parâmetros estimados para as variáveis estão coerentes com o comportamento do mercado imobiliário, pois há expectativas de que o consumo de habitação cresça com o aumento da renda, sugerindo que a habitação é um bem normal, e decresça quando o preço cresce. Também é razoável admitir que o indivíduo, consuma mais habitação se o prazo de financiamento é maior, pois ele pode fazer uma melhor programação das suas despesas no longo prazo. Em relação à poupança, que é uma variável representante do nível de riqueza da família, é natural que sendo maior, o consumo também cresça. Em relação ao sexo, não há nenhuma indicação na literatura sobre o sinal esperado, contudo esta análise coincide com outros estudos realizados (ver Mayo, 1981). Ou seja, as mulheres consomem mais habitação que os homens. A idade, contudo, apresenta sinal contrário do esperado: a teoria mostra que há uma tendência do indivíduo aumentar o seu padrão de consumo com a idade, até certo ponto, e depois haver um declínio. Uma possível explicação para este paradoxo pode estar associada a deficiências da amostra, que não traz informações suficientes para inferir este comportamento. Observa-se ainda que os coeficientes das variáveis ID e ID<sup>2</sup> não são significantes ao nível de 10%. As demais variáveis se mostraram estatisticamente significantes ao nível de 1%, com exceção do intercepto e da variável *lnIPH*. O modelo apresenta um razoável poder explicativo com coeficiente de determinação de 0,75.

Pelos coeficientes estimados para as variáveis *lnRE* e *lnIPH*, pode-se concluir que as elasticidades renda e preço da habitação são 0,55 e -0,23, respectivamente. Isto é, quando a renda tem um acréscimo de 10% a demanda por imóveis cresce 5,5% e um aumento de preço de 10% nos imóveis provoca uma queda na demanda de 2,3%; os mutuários do sexo feminino consomem em média 8,5%<sup>4</sup> mais habitação que os do sexo masculino; um acréscimo de 10% no prazo de financiamento gera um aumento de 0,65% no consumo de habitação e uma variação positiva de 10% na poupança do mutuário gera um acréscimo de 1,22% no consumo de habitação.

Apesar dos razoáveis resultados obtidos, deve-se esperar que, da mesma forma que a autocorrelação espacial pode estar presente nos dados imobiliários, também pode estar presente no consumo de habitação, uma vez que está associado à posição que ocupa no espaço. Caso isto ocorra, a equação de demanda

---

4 Resultado de  $e^{0,08156}$ .

tradicionalmente estimada na tabela 3.3 pode apresentar resultados tendenciosos, inconsistentes ou ineficientes, conforme visto na seção 2, e somente o modelo espacial de demanda pode fornecer estimativas confiáveis do comportamento do mercado imobiliário. Desta forma, torna-se necessário realizar o diagnóstico da dependência espacial, seguindo os mesmos procedimentos utilizados para o modelo de preços hedônicos visto anteriormente. Assim, com base nos resíduos do modelo ajustado na tabela 3.3, encontra-se os resultados dos testes LM Robusto (erro) e LM Robusto (defasagem) que estão na tabela 3.4.

**Tabela 3.4**  
**Diagnóstico da Dependência Espacial da Demanda**

Teste	MI/GL	Valor	Probabilidade
LM Robusto (erro)	1	1,043571	0,306992
LM Robusto (defasagem)	1	19,576686	0,000010

Observando-se os resultados da tabela 3.4 verifica-se que o teste LM Robusto (defasagem) indica um forte efeito de defasagem espacial no consumo de habitação, uma vez que se mostrou significativa a menos de 1%, enquanto que pelo teste LM Robusto (erro) a hipótese de autocorrelação espacial nos resíduos é rejeitada. Ou seja, o efeito vizinhança parece estar afetando o consumo de habitação na cidade do Recife.

Diante dessa possibilidade de dependência espacial entre os consumos de habitação ou efeito vizinhança, estima-se o Modelo de Defasagem Espacial de Demanda, na forma funcional log-linear, definido pela equação (3.2).

$$\ln CH = f( \mathbf{W}_{\ln CH}, \ln IPH, \ln RE, S, \rho, \beta ) + \varepsilon \quad (3.2)$$

onde  $\mathbf{W}_{\ln CH}$  é a variável explicativa espacialmente defasada do consumo de habitação,  $\rho$  o seu coeficiente e as demais variáveis têm a mesma descrição do modelo (2.4).

Os resultados da estimação empírica do modelo (3.2), que estão explicitados na tabela 3.5, indicam que o coeficiente  $\rho$ , da variável espacialmente defasada,

$W\_lnCH$ , com valor 0,507, é fortemente significativo o que é indicativo de uma grande probabilidade da existência do efeito de defasagem espacial na amostra. Ou seja, o consumo de habitação em determinado lugar da cidade é influenciado positivamente pelo consumo de habitação da vizinhança. Note-se que os coeficientes das variáveis explicativas são significantes, ao nível de 10%, com exceção do coeficiente da variável  $ID^2$ . Assim, pode-se concluir que a demanda habitacional não depende somente das variáveis explicativas normalmente consideradas na literatura, tais como preço, renda e demais variáveis sócio-econômicas da família, mas também é fortemente influenciada, de maneira positiva, pelo nível de demanda que ocorre na vizinhança.

**Tabela 3.5**  
**Resultados do Modelo Espacial de Demanda**

Variável	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística z	Probabilidade
$W\_lnCH$	0,5070	0,0991	5,1159	0,0000
Constante	1,8047	1,8114	0,9962	0,3191
$lnRE$	0,5238	0,0294	17,7977	0,0000
$lnIPH$	-0,6822	0,1822	-3,7426	0,0002
SX	0,0599	0,0339	1,7685	0,0769
ID	-0,0033	0,0018	-1,7897	0,0734
$ID^2$	5,68E-05	0,0001	0,3940	0,6935
$lnPZ$	0,0611	0,0105	5,8178	0,0000
$lnPO$	0,1135	0,0119	9,4842	0,0000
$R^2$	0,7722			
AIC	-20,3737			
SC	9,0370			

Observa-se que houve modificações significativas nos resultados do modelo espacial de demanda (tabela 3.5), quando comparados com os obtidos pelo modelo tradicional (tabela 3.3), conforme resumo apresentado na tabela 3.6. Verifica-se, ainda, que alguns coeficientes tiveram grandes alterações, tanto nas suas magnitudes, como nos seus níveis de significância, o que não é de surpreender visto que os efeitos de dependência espacial são significativos. A maior delas se refere à elasticidade-preço da demanda, que passou de -0,24 no Modelo Tradicional, para -

0,50 no Modelo Espacial, representando uma variação de mais de 100%. Também, o nível de significância desta variável foi reduzido de 17% no Modelo Tradicional para um valor próximo de zero no Modelo Espacial, comprovando-se a existência de tendenciosidades e ineficiências no modelo tradicional, o que pode levar o pesquisador à conclusões equivocadas sobre os parâmetros da função de demanda por imóveis, quando da utilização de modelos tradicionais que não levam em conta os efeitos de dependência espacial.

**Tabela 3.6**  
**Resultados do Modelo de Demanda Tradicional (MT)**  
**e do Modelo de Demanda Espacial (ME)**

Variável	Coeficiente		Probabilidade	
	MT	ME	MT	ME
<i>lnRE</i>	0,5522	0,5213	0,0000	0,0000
<i>lnIPH</i>	-0,2354	-0,5036	0,1768	0,0000
<i>SX</i>	0,0816	0,0581	0,0269	0,0876
<i>ID</i>	- 0,0032	- 0,0033	0,1084	0,0756
<i>ID</i> <sup>2</sup>	0,0001	0,0001	0,7864	0,7962
<i>lnPZ</i>	0,0649	0,0620	0,0000	0,0000
<i>lnPO</i>	0,1218	0,1128	0,0000	0,0000

Outro aspecto importante é que os valores obtidos para o modelo espacial pelos Critérios de Informação de Akaike (AIC) e Schwartz (SC) são bem inferiores aos encontrados no Modelo Tradicional, como pode-se observar nos resultados constantes da tabela 3.7, o que mostra a melhoria no modelo ajustado pela nova metodologia.

**Tabela 3.7**  
**Comparação entre o Modelo Tradicional (MT) e o**  
**Modelo Espacial (ME)**

Critério	MT	ME
AIC	-2,60	-21,43
SC	23,54	4,70

### 3.3 Diagnóstico da Estabilidade Estrutural para Classes de Renda

Com o objetivo de testar a estabilidade estrutural dos parâmetros em relação a diferentes classes de renda, dividiu-se a amostra em duas subamostras: mutuários com renda familiar até 10 salários mínimos e com rendas a partir de 10 salários mínimos, que representa a faixa de renda mediana das rendas amostrais. Os resultados do teste de Chow-Wald, ampliado por Anselin (1990), encontram-se na tabela 3.8.

**Tabela 3.8**

#### Diagnóstico da Estabilidade Estrutural para Classes de Renda no Recife

Teste	MI/GL	Valor	Probabilidade
Chow – Wald	7	41,509596	0,000001

Pelos resultados obtidos, verifica-se que a hipótese nula de igualdade de coeficientes em ambas as classes de renda é fortemente rejeitada, com um nível de significância inferior a 1%. Ou seja, os consumidores têm comportamentos distintos para as diferentes classes de renda. Desta forma, parte-se para a elaboração de um modelo espacial de demanda com mudança estrutural, considerando-se além da interação espacial, a interação também das variáveis consideradas com a nova variável *dummy*, representativa da classe de renda a que pertence o consumidor. Ou seja, a variável assume valor 1(um) para a classe de renda até 10 salários mínimos e zero em caso contrário. Os resultados deste novo modelo encontram-se na tabela 3.9.

**Tabela 3.9**

#### Modelo Espacial de Demanda com Mudança Estrutural para o Recife

Renda	Até 10 Salários Mínimos		Acima de 10 Salários Mínimos	
Variável	Coeficiente	Probabilidade	Coeficiente	Probabilidade
<i>W_InHC</i>	0,39739	0,00000		
<i>InHPI</i>	-0,44057	0,00000	-0,57330	0,00000
<i>InRE</i>	0,44399	0,00000	0,33517	0,00000
<i>SX</i>	0,01150	0,74651	0,14434	0,02493
<i>ID</i>	-0,00313	0,09413	-0,00454	0,30251
<i>ID<sup>2</sup></i>	0,00011	0,47806	0,00017	0,56619
<i>LnPZ</i>	0,09384	0,00000	0,08577	0,00000
<i>InPO</i>	0,09080	0,00000	0,31655	0,00000

Pelos resultados obtidos, verifica-se que a elasticidade-preço é maior para a classe de renda superior, enquanto que a elasticidade-renda é maior para a classe de renda inferior, indicando que a habitação tem maior prioridade para as classes de renda mais baixa. Observa-se que as mulheres da classe de renda mais elevadas consomem 15,41%<sup>5</sup> mais habitação que os homens, enquanto que na classe de renda inferior não há diferença significativa no consumo de habitação para ambos os sexos. Em relação à idade, o consumo de habitação continua indefinido para ambas as classes, com coeficientes não significantes estatisticamente. O prazo de financiamento é igualmente importante para as duas classes de renda, contudo o nível de riqueza material é muito mais sensível no consumo de habitação para a classe de renda superior: quando o nível de poupança cresce 10% para esta classe de renda o consumo de habitação cresce 3,16%, enquanto que uma mesma variação de renda para a classe mais baixa, este percentual é de 0,9%. Isto se explica em função de outras necessidades básicas que têm que ser atendidas pelas classes de renda inferior, como educação, vestuário e veículos.

#### **4. Conclusões e Comentários Finais**

Pelos resultados encontrados neste trabalho, fica evidenciada a importância da utilização dos modelos de regressão espacial nos estudos dos fenômenos relacionados com o comportamento do mercado imobiliário. Nas análises empíricas realizadas, com o objetivo de estimar uma Função de Demanda por Imóveis para a cidade do Recife, verificaram-se fortes indícios de dependência espacial nas variáveis econômicas exploradas, comprovando-se, desta forma, que somente os modelos espaciais podem fornecer estimativas confiáveis, caracterizadas pela não tendenciosidade, eficiência e consistência. A superioridade destes modelos em relação aos estimados pela Econometria Tradicional também foi comprovada pelos critérios de Akaike e Schwartz.

Verificou-se que a forma de considerar a questão espacial na equação de preços hedônicos não é capaz de explicar completamente as variações dos preços em relação à localização dos imóveis. Isto porque não são apenas os pólos de influência que afetam a formação dos preços de mercado, mas existe uma verdadeira interação entre os dados amostrais, de forma que cada edifício funciona com um

---

<sup>5</sup> Resultado de  $e^{0,1433}$ .

micro-pólo de influência sobre os seus vizinhos. Mostrou-se que, neste caso, o modelo de defasagem espacial fornece estimativas confiáveis para a equação de preços hedônicos, onde a variável de defasagem espacial, que leva em consideração todas as interações espaciais possíveis entre os dados, serve como *proxy* para variáveis locacionais não consideradas explicitamente. Também pode-se comprovar que as equações de demanda tradicionalmente estimadas, sem levar em conta os efeitos de dependência espacial, podem gerar resultados tendenciosos onde a elasticidade-preço pelo Modelo Tradicional representa menos de 50% da estimativa realizada pelo Modelo Espacial, além de alterações significativas no nível de significância dos parâmetros, como o da elasticidade preço que teve redução de 17% (Modelo Tradicional) para um valor próximo de zero (Modelo Espacial).

Do modelo espacial de preços hedônicos estimado pode-se extrair várias informações de interesse, pois o conhecimento dos preços marginais que o consumidor está disposto a pagar pelas características do imóvel, pode ser a chave do sucesso para a implantação de novos empreendimentos. Por outro lado, o conhecimento das taxas de desvalorização do imóvel com a idade e da taxa de valorização imobiliária são fundamentais para os agentes financeiros que detêm o imóvel como garantia hipotecária nas operações de financiamento a longo prazo.

## REFERÊNCIAS

- Akaike, H. (1981) "Likelihood of a Model and Information Criteria". *Journal of Econometrics* 16, 3-14.
- Anselin, L. (1988) *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic.
- Anselin, L. (1988a) "Lagrange Multiplier Test Diagnostics for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity", *Geographical Analysis* 20, 1-17.
- Anselin, L. e Bera, A. (1998) "Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics," in A. Ullah and D. ed., *Handbook of Applied Economic Statistics*, Giles: Marcel Dekker.
- Anselin, L. (1999) *Spatial Econometrics*. Bruton Center, School of Social Sciences, University of Texas, Dallas, Richardson.
- Brueckner, Jank. (1985) "Dynamic Model of Real estate Production." *Journal of Urban Economics*, 10:1-14.
- Cliff, A. D. e Ord, John K. (1981) *Spatial Processes - Models and Applications.*, London: Pion.
- Dantas, R. A. (1997) "Avaliação de Imóveis Utilizando Modelos Especiais" *IX Congresso Brasileiro de Engenharia de Avaliações e Perícias* - São Paulo.
- Dantas, R.A. e Rocha, F.S. (2002) "Cómo Evitar Errores de Especificación en Ingeniería de Tasaciones " *I Congreso Internacional En Tasación Y Valoración*, Espanha.
- Dantas, Magalhães e Vergolino (2007) "Avaliação de Imóveis a Importância dos Vizinhos no caso do Recife", *Brasilian Journal of Applied Economics* Vol 11, N. 2, pp 231-251.
- Ermisch, J. F., Findlay, J. and Gibb, K. (1996) "The Price Elasticity of Housing Demand in Britain Issues of Sample Selection", *Journal of Housing Economics* Vol. 5, pp. 64-86.
- Lucena, J.M.P. (1985) "O Mercado Habitacional no Brasil". *Tese de Doutorado*, EPGE/FGV-RJ.
- Mayo, Stephen. K. (1981) "Theory and Estimation in Economics of Housing Demand.", *Journal of Urban Economics*, 10:95-115.
- Pace, R.K, Barry, R and Sirmans, C. F. (1998) "Spatial Statistic and Real State" *Journal of Real State Finance and Economics*, vol. 17 nº1, pp. 5-13.
- Rosen, S. (1974) "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation Perfect Competition." *Journal of Political Economy* 82, p 34-55.
- Tiware, P.; Parich, K. e Parikh, J. (1999) "Effective Housing Demand in Mumbai (Bombay) Metropolitan Region", *Urban Studies*, vol. 36, n. 10, 1783-1809.