

# **O imposto patrimonial como mecanismo de responsabilização dos poderes políticos locais**

XI Encontro Nacional da APDR  
Setembro 16-18, 2005, Faro

Maria José A. Pais Valente  
ESTG - Instituto Politécnico Guarda  
mjvalente@ipg.pt

Rui Nuno Baleiras  
Faculdade de Economia  
Universidade Nova Lisboa

Na era da globalização, em que factores como o capital, o trabalho, a tecnologia e a informação não conhecem fronteiras, redesenha-se um novo modelo de actividade económica, que torna imperativa uma reformulação dos sistemas fiscais mundiais. É neste cenário que impostos cujas bases fiscais não cruzam fronteiras ganham novo protagonismo, como é o caso dos impostos sobre a propriedade imobiliária.

A acrescida relevância do imposto patrimonial nos sistemas fiscais nacionais não apaga as imperfeições que lhe estão subjacentes, mantendo por isso pertinente o propósito da avaliação da sua base de incidência, de forma a constituir-se uma base objectiva promotora de equidade fiscal. Neste âmbito, os modelos de preços hedónicos, pesem embora os ruídos econométricos que lhe estão adstritos, podem constituir-se como uma boa alternativa para o aperfeiçoamento dos processos de avaliação patrimonial, capazes de aproveitar os poderosos meios computacionais cada vez mais disponíveis.

O artigo analisa e modeliza econometricamente o mercado da habitação na cidade da Guarda, para o ano de 2002, e as estimativas obtidas ilustram a viabilidade da metodologia. O rigor e a credibilidade desta avaliação são discutidos, comparando para o efeito as estimativas da base fiscal resultantes deste processo de avaliação com os valores patrimoniais apurados pela Administração Fiscal no âmbito do novo Código do Imposto Municipal sobre Imóveis (CIMI).

**JEL: C31; D4; H0.**

**Palavras-Chave:** Impostos patrimoniais;  
Mercado de produtos diferenciados;  
Modelos econométricos.

## 1. Introdução

A origem do imposto sobre a propriedade, numa perspectiva histórica, ao nível da Europa, é imputada aos romanos, ainda que vestígios arqueológicos da civilização suméria a reportem a milhares de anos atrás. Já os americanos situam as origens históricas do seu imposto sobre a propriedade no período colonial, quando os senhores coloniais pagavam tributos ao Reino Unido.

A evolução gradual do sistema de propriedade conduziu, contemporaneamente, a que a base de tributação se alargasse, para além da terra e das construções, às propriedades pessoais tangíveis – carros de luxo, jóias, barcos de recreio, entre outros – e às propriedades intangíveis – instrumentos financeiros como acções, obrigações, depósitos bancários – hoje fala-se cada vez mais em *real estate property* e *personal property*.

Em Portugal, até 1988, existia uma ambiguidade relativamente à incidência dos sucessivos impostos prediais. Desde a velha jugada, à "décima de prédios" e à Contribuição Predial, o que efectivamente se tributou foi o *rendimento* auferido pelo proprietário através da exploração de imóveis, ainda que de forma indirecta. Durante séculos tributou-se o proprietário, mas não se considerou o imóvel "*per se*", base directa de incidência do imposto. A Lei nº 106/88, de 17 de Setembro e o Dec. Lei nº 442-C/88, de 30 de Novembro ao autorizar a revisão e ao instituir um novo imposto, respectivamente, a Contribuição Autárquica cuja base de incidência é o valor patrimonial dos prédios, revelaram uma inflexão nas orientações relativamente à tributação de bens imóveis. Tem-se, então, a partir de 1988, um novo imposto predial, cuja receita é afectada, por decisão legislativa, aos municípios, os sujeitos activos deste imposto.

Em sede de Contribuição Autárquica (CA), um dos problemas residia na base de incidência, identificada com o "valor patrimonial do prédio" - cujo cálculo era remetido, pela lei, para o Código de Avaliações. O expediente legal para ultrapassar o "gap" temporal para o estabelecimento desse Código, acabou por introduzir dois referenciais bem distintos: o valor patrimonial<sup>1</sup> e o valor tributável.<sup>2</sup> Entretanto, o facto do Código de Avaliações nunca ter conhecido a luz do dia, tornou definitiva uma situação

---

<sup>1</sup> O valor patrimonial, base para o cálculo da colecta, é o valor inscrito na matriz fiscal.

<sup>2</sup> O valor tributável do prédio, resultava de uma avaliação feita de acordo com as regras do Código da Contribuição Predial e Imposto sobre a Indústria Agrícola.

transitória. Assim, ao nível do imposto patrimonial, em 2002, em Portugal, assistia-se a um cenário caracterizado por: i) miscelânea dos valores constantes das matrizes, uns estão desactualizados, outros decorrem de declarações falsas, outros correspondem a valores reais e actualizados, outros correspondem a actualizações administrativas; ii) inexistência de um sistema de cadastro de todos os prédios com os respectivos valores patrimoniais actualizados e iii) o valor inscrito na matriz ser tanto mais actual, quanto mais recente a sua última transacção, resultando grandes diferenças nos valores matriciais para prédios idênticos.

A necessidade de uma avaliação objectiva da base de incidência do imposto patrimonial promotora de uma distribuição equitativa da carga excedentária fiscal do imposto tornava-se uma evidência demasiado óbvia. É pois neste enquadramento que surgem as novas regras de avaliação<sup>3</sup> previstas no quadro do Imposto Municipal sobre Imóveis (IMI).

Esta reforma do imposto patrimonial enquadra-se no mérito que os decisores políticos devem perseguir para minimizarem as desvantagens aparentes do imposto sobre a propriedade imobiliária, já que, em termos da economia política das finanças públicas, a elevada visibilidade desse imposto confere elevada consciencialização do custo dos programas públicos locais pelos cidadãos daí a contenção na sua aplicação generalizada.

A busca de um processo de avaliação para a base de incidência do imposto sobre a propriedade, norteado pela gestão de um equilíbrio, permanente, entre eficiência e equidade fiscal, constitui objectivo desta comunicação. Estamos certos que as virtudes do imposto patrimonial ultrapassarão as desvantagens caso se encontre uma base de incidência objectiva. Para concretizarmos este objectivo começar-se-á por enquadrar, numa secção 2, o bem habitação no mercado dos bens diferenciados, para posteriormente se introduzirem os mercados hedónicos. Depois, numa secção 3, a partir de um modelo teórico, estimar-se-á o mercado da cidade da Guarda; e, uma vez apresentada a capacidade preditiva do modelo econométrico na secção 4, deduzir-se-ão as conclusões finais já no quadro do IMI.

## **2. O MERCADO DOS BENS DIFERENCIADOS**

---

<sup>3</sup> O articulado constante dos artigos 38º a 46º, secção II (Das operações de avaliação), do decreto lei que institui o CIMI indicia estar-se na presença do método do “oráculo”, traduzido na pré-definição de valores referência para os coeficientes de afectação, de localização, de qualidade e conforto e de vetustez e na posterior definição do valor base dos prédios edificados, dos zonamentos e dos coeficientes.

## 2.1. Enquadramento do problema

Efectivamente, os mercados da “habitação” constituem fenómenos complexos e nem sempre encontram suporte na aplicação das ferramentas padrão da teoria do preço. Na verdade, as especificidades do *bem* habitação, relativamente à homogeneidade e à divisibilidade<sup>4</sup>, exigem da microeconomia alternativas à análise convencional.<sup>5</sup> E, uma delas reside na definição das preferências de consumo em função das características do *bem* habitação – p.e. área do lote, número de quartos, qualidade do espaço de localização, etc. Assume-se que a escolha do consumidor depende, apenas, das características do bem,<sup>6</sup> e assim um problema de dimensão infinita é reduzido a uma dimensão finita e passível de aplicação do cálculo subjacente à teoria neoclássica

O mercado do bem diferenciado, especificamente o da habitação, é invulgar, já que o preço de equilíbrio não identifica um qualquer preço singular, traduzindo o retorno de uma qualquer característica desse bem, em vez disso identifica um *continuum* de preços. O que, a priori, se traduz na impossibilidade física das famílias poderem isolar uma característica de uma qualquer habitação e de a poderem fruir independentemente das outras características.

Ora a teoria hedónica assume que a função hedónica é uma função evolutiva (*continuous*) das características da habitação; o que se traduz na imposição de uniformidade, relativamente à recolha das preferências do consumidor e, ainda, no pressuposto que casas, com características muito semelhantes, são substitutas, quase perfeitas, para todos os consumidores. Entretanto esse *continuum* de características pode ser aproximado a um conjunto finito de características,<sup>7</sup> por exemplo no caso da característica *acessibilidades*, essa aproximação pode ser encontrada através da definição de um número finito de “zonas”, e posterior tratamento de todos os imóveis dentro de uma mesma “zona” como equivalentes.

---

<sup>4</sup> O pressuposto da indivisibilidade nas mercadorias diferenciadas pode parecer invulgar mas é decisivo em termos técnicos e conceptuais. Mas-Colell refere que a maior parte dos exemplos, onde a diferenciação do produto se torna interessante, envolve indivisibilidade e daí a probabilidade de aceitação desse pressuposto.

<sup>5</sup> A teoria padrão do consumidor não fornece qualquer mecanismo para identificar dois bens como sendo qualidades diferentes de um mesmo bem.

<sup>6</sup> Os bens deixam de ser o objecto directo da utilidade, passando as características desses bens a argumentos da função de utilidade. Assume-se que o consumo é uma actividade em que os bens, singularmente ou em combinação, constituem *inputs* e a colecção de características, os *outputs*.

<sup>7</sup> Mas-Colell resolve este problema com a convergência em estrela fraca.

## 2.2. O mercado propriamente dito

A procura do bem “habitação” perspectiva-se na teoria baseada na utilidade do consumidor. Fundamentando-se, essencialmente, nos contributos de: i) Lancaster (1966), que produziu uma extensão à prova de existência da função de utilidade, provando que numa economia complexa (com mais actividades do que características) a escolha de eficiência satisfaz sempre o axioma fraco da preferência revelada e ii) Mas-Collel (1974) que demonstrou que os axiomas da exaustividade e da transitividade são supérfluos no teorema da existência de equilíbrios de Debreu, sem necessitar de recorrer a um número infinito de consumidores e sem esforços indevidos com representações da função de utilidade.

Assim, do lado da procura, o problema em resolução é o da  $Max U = U(\mathbf{z}; x, \theta, A)$ , sujeito à restrição orçamental,  $R = x + p(\mathbf{z})$ ,<sup>8</sup> em que  $z$  é o bem hedónico (vector das características),  $x$  é o bem, assumido como numerário,  $\theta$  é o parâmetro das preferências, passíveis de variar inter-consumidores e  $A$  é o parâmetro das preferências comuns inter-consumidores. Assume-se que, o preço do bem,  $x$ , é unitário e a quantidade de  $z$  é unitária.

Já, do lado da oferta, assume-se que os intervenientes visam a maximização do lucro, ou seja procuram  $Max P = p(\mathbf{z}) - F(\mathbf{z}; n, B)$ ,<sup>9</sup> em que  $p(\mathbf{z})$  é a receita total e  $F(\dots)$  é a função de custos, com um vector  $\nu$  de parâmetros tecnológicos susceptíveis de variarem entre empresas e  $B$  parâmetro tecnológico partilhado por todas as empresas.

Entretanto, está-se perante preferências de consumidores,  $\mathcal{G}$ , e produtividades de empresas,  $\nu$ , diversas, que se assumem variáveis perfeitamente aleatórias e contínuas, podendo-se identificar  $\mathcal{G}$  com uma função de distribuição da densidade de probabilidade,  $f_g = f_g(\mathcal{G}(\mathbf{z}; p_z, R - p(\mathbf{z}), A))$  e  $\nu$  com uma função de distribuição da densidade de probabilidade,  $f_\nu = f_\nu(\nu(\mathbf{z}; p_z, B))$ . Ora, como as condições de 1ª ordem

---

<sup>8</sup> As condições de 1ª e 2ª ordem do problema de  $Max U(\mathbf{z}; R - p(\mathbf{z}), q, A)$  são, respectivamente,  $U_z(\mathbf{z}; R - p(\mathbf{z}), \theta, A) - U_x(\mathbf{z}; R - p(\mathbf{z}), \theta, A)p_z(\mathbf{z}) = 0$  e  $U_{zz} - U_x p_{zz} + p_z U_{xx} p_z' \leq 0$ .

<sup>9</sup> As condições de 1ª e 2ª ordem para se verificar um máximo, são, respectivamente,  $p_z(\mathbf{z}) - F_z(\mathbf{z}; \nu, B) = 0$  e  $p_{zz} - F_{zz} < 0$ .

se podem inverter, admitindo que o teorema da função implícita se aplica, as mesmas podem passar a expressar-se por,  $\mathcal{G} = \mathcal{G}(\mathbf{z}; p_z, R - p(\mathbf{z}), A)$  e por  $v = v(\mathbf{z}; p_z, B)$ .

Uma vez, definidas estas funções de distribuição de densidade de probabilidade, pode-se encontrar a densidade de  $z$  procurado, dado  $p(\mathbf{z})$ , o parâmetro dos gostos  $A$  e a heterogeneidade de gostos  $\theta$ ,  $f_z^d |_{p(\mathbf{z}),\theta,A}$ , e a densidade de  $\mathbf{z}$  oferecido, dado  $p(\mathbf{z})$ , o parâmetro tecnológico  $B$  e a diversidade de tecnologia  $v$ ,  $f_z^s |_{p(\mathbf{z}),v,B}$ , assim,

$$f_z^d |_{p(\mathbf{z}),\theta,A} = f_\theta(\theta(z; p_z, R - p(\mathbf{z}), A) \det \left[ \frac{\partial \theta(z; p_z, R - p(\mathbf{z}), A)}{\partial z} \right] d\theta$$

$$f_z^s |_{p(\mathbf{z}),v,B} = f_v(v(z; p_z, B) \det \left[ \frac{\partial v(z; p_z, B)}{\partial z} \right] dv. ^{10}$$

O equilíbrio de mercado exigirá que  $f_z^d |_{p(\mathbf{z}),\theta,A} = f_z^s |_{p(\mathbf{z}),v,B}$  e a perspectiva mais directa para a sua determinação passará pela resolução dessa equação para  $p(\mathbf{z})$ , em termos da função de custos das empresas, da função de utilidade dos consumidores e das distribuições  $f_v$  e  $f_\theta$ , tendo subjacente, no contexto da teoria económica, produtividades e utilidades marginais positivas, i.é  $P_m \geq 0$  e  $U_m \geq 0$ , utilidade superior a um valor/reserva, i.é  $U \geq \bar{U}$  e lucro de equilíbrio como função de localização, i.é  $\Pi \geq \bar{\Pi}$ .<sup>11</sup>

Esta perspectiva, num cenário de equações diferenciais, torna-se de resolução complexa e não permite uma identificação transparente dos parâmetros estruturais. Até, no modelo quadrático linear, desenvolvido por Ekeland, Heckman e Nesheim (2001),<sup>12</sup> a determinação desses parâmetros só é possível em certas circunstâncias.

É neste enquadramento que a conceptualização teórica a partir dos dados observados, preconizada por Rosen (1974), ganha relevância para recuperar os parâmetros da tecnologia e da preferência. Revisita-se, assim, o primeiro estágio do método de estimação de Rosen, estimando-se a função de preços hedónica,  $p(\mathbf{z})$ , para

<sup>10</sup> Os termos do Jacobiano são ambos positivos, dadas as condições de 2ª ordem referidas em <sup>8</sup> e <sup>9</sup>.

<sup>11</sup> Estes pressupostos, também, se revelam importantes na análise do problema de identificação da solução.

<sup>12</sup> Anteriormente, analisado por Tinbergen (1959) e, também, por Epple (1987) e Tauchen e Witte e Tauchen e Witte (2001)

as características da habitação, em função dos dados de mercado,<sup>13</sup> para se recuperarem os parâmetros de preferência e tecnológicos. Os coeficientes estimados, no 1º estágio, sendo coeficientes de uma função envelope, que reflecte quer as curvas de preço/licitação, *bid*, quer as curvas de preço/aceitação, *offer*,<sup>14</sup> não são, nalgumas situações, directamente interpretados. Daí, a importância dessas regressões do 1º estágio poderem fornecer preços implícitos marginais relativamente às características do cabaz habitação.

Após referência das dificuldades analíticas subjacentes ao cálculo do preço de equilíbrio de mercado, mesmo para um exemplo quadrático linear, em que a identificação dos parâmetros da função utilidade do consumidor (parâmetros de preferências e de gostos) ou a identificação dos parâmetros da função custos (parâmetros produtivos e tecnológicos) por via dos parâmetros da função de preços só acontece em circunstâncias específicas passar-se-á à apresentação do método regressivo, base da estimação da função de preços hedónicos.

Assim para se responder ao objectivo de inferir o valor da propriedade imobiliária para efeitos fiscais, passar-se-á a expor na secção 3 o modelo, teórico e econométrico, que sustenta a estimação hedónica relativa ao mercado imobiliário da cidade da Guarda.

### **3. O Modelo-Base de estimação**

#### **3.1. Modelo Teórico**

Procurando ser consistente com a especificidade do *bem* habitação e a forma como a teoria económica o enquadrava numa nova abordagem da teoria neoclássica do consumidor e numa perspectiva de equilíbrio de mercado, conforme apresentado na secção 2, esboçar-se-á uma arquitectura para o modelo teórico, centrada no problema de maximização da utilidade do consumidor.

Assim, considera-se um consumidor padrão que defronta a resolução do problema,

---

<sup>13</sup> Uma vez que a mercadoria diferenciada é assumida como um cabaz de características,  $\mathbf{Z}$ , para os quais não há um mercado explícito, o preço dessa mercadoria dependerá das quantidades das diversas características que a compõem, daí que se exprima esse preço como uma função  $p(\mathbf{z})$ .

<sup>14</sup> A análise de Rosen indica rigorosamente a relação entre as funções de *offer* das empresas, as funções de *bid* dos consumidores e a estrutura hedónica dos preços.

$$\underset{(x, z_1, \dots, z_n)}{\text{Max}} U(x, \mathbf{z}),^{15}$$

$$\text{sujeito a } x + p(\mathbf{z}) = R ,$$

com  $x$  a corresponder a um cabaz composto de mercadorias, que se assumem com um preço unitário, com  $R$  a identificar o rendimento, com  $p(\mathbf{z})$  a reflectir o preço da habitação, sendo  $z_1, \dots, z_n$  as características dessa habitação, elementos do vector  $\mathbf{z}$ . A partir das condições necessárias de 1ª ordem, obtém-se a relação,

$$p_{z_i} = U_{z_i} / U_x \quad (1)$$

Esta relação traduz o declive da função de preços hedónicos, também, denominada de preço implícito de uma característica  $i$  e, em equilíbrio, constata-se ser tangente ao declive da função de licitação do preço do consumidor, já que a expressão (1) é igual à que resulta da introdução no modelo da função preço/licitação, de Rosen,  $q(\mathbf{z}; \bar{U}, R)$ , que representa o montante que o consumidor está disposto a pagar por um conjunto de características, mantendo um dado nível de satisfação/utilidade, implicitamente definida por,

$$U(R - q(\dots), \mathbf{z}) = \bar{U} \quad (2)$$

A diferenciação total desta expressão,<sup>16</sup> assumindo que o nível de satisfação/utilidade e de rendimento do consumidor é constante, resulta em,

$$q_{z_i} = U_{z_i} / U_x \quad (3)$$

Acontece que, em equilíbrio, o declive da função de preços hedónicos, constante da expressão (1), é tangente com o declive da função de licitação do consumidor, e é,

<sup>15</sup> Assume-se que: (1) a função utilidade do consumidor,  $U(\dots)$ , é transitiva, completa e contínua e é estritamente côncava nos seus argumentos; (2) as utilidades marginais são positivas e (3) a taxa de crescimento das utilidades marginais é decrescente e (4)  $U$  é semi-definida negativa, o que significa que todas as curvas de indiferença são convexas e não tocam nos eixos.

<sup>16</sup> Expressa por,  $\frac{\partial U}{\partial x} \frac{\partial x}{\partial R} dR - \frac{\partial U}{\partial x} \frac{\partial x}{\partial q} \frac{\partial q}{\partial R} dR - \sum_{i=1}^n \frac{\partial U}{\partial x} \frac{\partial x}{\partial q} \frac{\partial q}{\partial z_i} dz_i - \frac{\partial U}{\partial x} \frac{\partial x}{\partial q} \frac{\partial q}{\partial U} dU + \frac{\partial U}{\partial z_i} dz_i = dU$ .

também, tangente com o declive da função de custos, quando se equaciona o lado da oferta do *bem*, uma vez ponderado o importante contributo de Rosen.

Assim sendo, o esboço do modelo teórico só estará completo se for equacionado o problema do produtor/empresa do *bem* habitação, ou seja o objectivo de maximização do lucro, passando, também, a ponderar-se o lado da oferta. Assumindo uma função de custos convexa e definindo implicitamente uma função preço/aceitação do *bem* no mercado, face a um dado lucro, a tangência referida é uma realidade. Em termos analíticos, o problema que uma qualquer empresa defronta é,

$$\text{Max } \tilde{O} = \bar{F} \cdot p(\mathbf{z}) - C(F, \mathbf{z}; b)$$

com  $p(\mathbf{z})$  a reflectir o preço da habitação e  $C(\dots)$  a identificar a função de custos que é função da quantidade,  $F$ , das características da habitação,  $z_1, \dots, z_n$ , elementos do vector  $\mathbf{z}$ , e dos preços dos factores de produção e tecnologias,  $b$ .

As condições de 1ª ordem permitem, entre outras, a interpretação de que o lucro máximo exige que o preço marginal de cada característica seja igual ao custo marginal unitário de a produzir, expresso por,

$$p_{z_i} = C_{z_i} / \bar{F} \quad (4)$$

Entretanto, tal como ocorreu no lado da procura, introduz-se uma função,  $f(\mathbf{z}; \tilde{O}, b)$ , que pode ser denominada de função preço/aceitação do *bem*, por traduzir o preço que a empresa está disposta a aceitar de forma a assegurar um determinado lucro, passível de ser definida implicitamente por,

$$\tilde{O} = \bar{F} f(\mathbf{z}; \tilde{O}, b) - C(F, \mathbf{z}; b) \quad (5)$$

A diferenciação total da equação (5), no cenário de valores de produção e de lucro constantes, isto é  $dF = d\tilde{O} = 0$ , gera a seguinte relação,

$$f_{z_i} = C_{z_i} / \bar{F} \quad (6)$$

A observação das equações (4) e (6) revela que, em equilíbrio, o declive da função de preços hedónicos é tangente com o declive da função preço/aceitação da empresa.

Da conjugação das condições de equilíbrio constantes, quer do lado da procura, quer do lado da oferta, resulta,

$$p_{z_i} = q_{z_i} = f_{z_i} = \frac{C_{z_i}}{\bar{F}} = \frac{U_{z_i}}{U_x} \quad (7)$$

Os resultados constantes da equação (7), justificam a perspectiva hedónica da análise de mercados, pela qual se pode estimar o preço hedónico para um dado conjunto de características. O problema da escolha do consumidor, no pressuposto da optimização, passa a revestir contornos similares aos constantes da análise padrão do comportamento do consumidor, em que escolhas observadas e preços finais fornecem informação local sobre as preferências desses consumidores, capazes de inferências rigorosas na presença de informação suficiente.

A estimação exigida pela observação da relação entre o preço da habitação e as respectivas características conduzir-nos-á ao desenvolvimento de um modelo econométrico na secção seguinte.

### 3.2. Modelo Econométrico

Como, em última instância, os preços hedónicos e os preços marginais das características vão depender da forma funcional dos preços hedónicos e como a teoria económica sobre preços hedónicos<sup>17</sup> tem vindo, de forma recorrente, a colocar questões relativas à forma funcional dos modelos hedónicos e discutido a forma funcional que melhor estima os preços hedónicos, optou-se, então, por equacionar um leque de possibilidades para a forma funcional e, posteriormente, através de um critério de *ajustamento*, escolher a forma apropriada da função de preços, fundamentando a escolha em resultados econométricos.

Para o efeito introduziram-se as formas, linear, semi-logarítmica (log-linear), duplo-logarítmica (log-log), quadrática e as formas transformadas Box-Cox, linear e quadrática.

Posteriormente, sobre essas famílias de modelos lineares e linearizáveis, aplicaram-se técnicas de regressão<sup>18</sup> com o intuito de se encontrar o erro de previsão

<sup>17</sup> Witte, A e al. (1979); Halvorsen R. e Pollakowski H. (1981); Cassel E. e Mendelsohn (1985); Cropper e al. (1988), por exemplo.

<sup>18</sup> É crucial para qualquer regressão OLS (*Ordinary Least Squares*) a não violação dos pressupostos subjacentes ao modelo clássico de regressão linear, a saber, (1) linearidade das variáveis; (2) ausência de

mais baixo, que permita seleccionar a forma da função de preços mais apropriada. Aplicou-se a ferramenta validação cruzada, *cross-validation*, e medindo os valores médios do MAE<sup>19</sup> (erro absoluto médio), do RMSE<sup>20</sup> (raiz quadrada do erro quadrado médio) e do coeficiente de desigualdade U de *Theil*,<sup>21</sup> perseguiu-se o objectivo de sustentar a comparação dos modelos alternativos em medidas que privilegiem a qualidade da previsão em detrimento de medidas estatísticas de avaliação do ajustamento do modelo à amostra.

Entretanto, importava assegurar a eficiência relativa dos modelos de previsão, validando-os para um conjunto de dados, diferente do utilizado para estimar os parâmetros desses modelos.<sup>22</sup> Impondo-se para o efeito uma partição da amostra. Uma, denominada de amostra de estimação ou de calibração do modelo, para se estimarem os coeficientes de regressão, a outra, a amostra residual, para se testar o modelo.

Para assegurar que a inferência em relação à eficiência relativa dos modelos de previsão não pudesse vir afectada por, um qualquer, critério particular, optou-se por observar três medidas individuais de previsão estatística *ex-post*,<sup>23</sup> calculando-se, ainda,

---

correlação linear perfeita entre variáveis; (3) Valor esperado da perturbação aleatória zero,  $E(\varepsilon_i)=0 \forall i$ ; (4) Homoscedasticidade, variância das perturbações aleatórias constante,  $\text{Var}(\varepsilon_i)=\sigma^2 \forall i$  e não autocorrelação,  $\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j)=0 \forall i, j, i \neq j$ ; (5) regressores não estocásticos e (6) Normalidade.

<sup>19</sup>  $MAE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |\hat{P}_t - P_t|$ , em que  $\hat{P}_t$  é o preço previsto,  $P_t$  é o preço observado e  $T$  é o número de dados previstos.

<sup>20</sup>  $RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{P}_t - P_t)^2}$ , em que  $\hat{P}_t$  é o preço previsto,  $P_t$  é o preço observado e  $T$  é o número de dados previstos.

<sup>21</sup>  $U_{Theil} = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{P}_t - P_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T P_t^2}}$ , em que  $\hat{P}_t$  é o preço previsto,  $P_t$  é o preço observado e  $T$  é o número de

dados previstos.

<sup>22</sup> A validação é um aspecto crítico de qualquer modelo econométrico e, embora não haja uma metodologia teórica ou, suficientemente, bem formulada para a validação de modelos, a prática usual é basear a validação dos modelos em medidas específicas de desempenho (*performance*) expressas em função de dados não utilizados na construção do modelo.

<sup>23</sup> Mesmo correndo o risco de contrariar o princípio da parcimónia de Occam's Razor, que nos sugeriria a escolha de, apenas, uma medida para avaliar a *goodness* do desempenho de um qualquer modelo. Não havendo, no entanto, consenso na bibliografia consultada, relativamente à medida a utilizar.

a média dessas medidas,<sup>24</sup> denominadas MAE- Médio, RMSE-Médio e U de *Theil* – Médio.<sup>25</sup>

Com base em informação recolhida junto de empresas imobiliárias a operar na cidade da Guarda, conseguiu-se identificar uma amostra das vendas de habitação realizadas no ano 2002, nesta cidade, que permitiu construir uma base de dados (400 observações) com todas as informações relativas, quer ao preço de venda, quer às características da habitação. O requisito da determinação das variáveis independentes e dependente, as quais são explicadas no anexo I,<sup>26</sup> para responder ao objectivo da especificação paramétrica convencional, passava a estar concretizado.

Da avaliação feita nos moldes referidos e no que concerne às medidas MAE-Médio, RMSE-Médio e U-Médio sintetizam-se os respectivos valores no quadro que se segue,

	Modelo Linear	Modelo Log-linear	Modelo Log-log	Modelo Quadrático	Modelo BoxCox linear	Modelo BoxCox Quadrático
MAE-Médio	12552,243	10793,232	12323,039	11294,027	10983,189	11110,866
RMSE-Médio	23805,772	21011,757	22618,609	21218,144	21632,938	21532,387
U-Médio	0,0335678	0,0317523	0,0329426	0,0315406	0,0315387	0,0316844

Os resultados, de acordo com esta metodologia para a escolha da forma funcional de preços hedónica, apontam, ainda que dentro da mesma escala de grandeza, para um melhor desempenho da especificação semi-logaritmica de preços hedónica.

Vindo, assim,

<sup>24</sup> Seguindo Kick, Thomas, 2002,

<sup>25</sup> Possível pela assumption de uma ordenação aleatória das variáveis independentes e dependente para um universo de 1000 regressões. A escolha de 1000 regressões tem como objectivo a optimização do binómio correcção da discricionariedade na entrada de dados/capacidade computacional. Este critério de avaliação das previsões, no entanto não pode determinar se um dado modelo de previsão é significativamente melhor que outros. Para avaliar a significância estatística dos modelos de previsão rivais ter-se-ia de utilizar testes de abrangência (Donaldson e Kamstra, 1996, 1997)

<sup>26</sup> Onde se identificam 28 variáveis independentes, 24 variáveis dicotómicas (*dummy*) e 4 variáveis quantitativas discretas

$$\begin{aligned}
LNV\text{MERCADO} = & 10,733 - 0,0140 * ANOS + 0,0029 * AQCENTRAL + 0,0035 * AREA \\
& (86,743) \quad (-5,654) \quad (0,123) \quad (3,859) \\
& + 0,068 * QUARTOS + 0,0361 * CBANHO + 0,0200 * ARRECA - \\
& (2,467) \quad (0,923) \quad (0,608) \\
& - 0,0167 * ELEV + 0,0040 * EXPSOL + 0,0618 * GCANAL + \\
& (-0,916) \quad (0,058) \quad (2,398) \\
& + 0,1246 * GSDOS + 0,0623 * GSUM - 0,0093 * JANDUPLAS + \\
& (2,515) \quad (2,531) \quad (-0,436) \\
& + 0,0646 * LAR - 0,0578 * LCNTRO + 0,0317 * LCVLHOS - \\
& (1,841) \quad (-1,048) \quad (0,468) \\
& - 0,1091 * LGGARE - 0,0138 * LLAMNH + 0,0020 * LLUZ - \\
& (-2,087) \quad (-0,220) \quad (0,038) \\
& - 0,0827 * LPMILEU - 0,0777 * LPNHR + 0,0113 * LRDIZ - \\
& (-1,474) \quad (-1,334) \quad (0,197) \\
& - 0,0233 * LSREMD - 0,0407 * CV - 0,0281 * RCH + 0,0329 * PPR \\
& (-0,426) \quad (-0,611) \quad (-0,753) \quad (1,206) \\
& - 0,0399 * PQRT - 0,0455 * PSEG + 0,0233 * PTERC \\
& (-0,734) \quad (-1,136) \quad (0,726)
\end{aligned}$$

$$R^2 = 0,625821$$

$$R^2 \text{ Ajustado} = 0,597581$$

## 4. Análise da Consistência Estatística do Modelo Escolhido

### 4.1. A Especificação do Modelo

Começar-se-á por testar a validade dos pressupostos fundamentais do método dos mínimos quadrados para a amostra considerada, ou seja a especificação do modelo. Concretamente, ir-se-á testar a especificação linear do modelo, hipótese nula, contra a especificação não linear, por via do teste RESET de Ramsey.<sup>27</sup> Este teste produz como resultados, uma regressão alargada às potências da variável dependente estimada, um  $F$  estatístico e um rácio de verosimilhança  $LR$ .<sup>28</sup>

No caso concreto do modelo semi-logarítmico escolhido para a função de preços hedónicos do mercado da Guarda, tem-se um  $F_{[2,369]} = 2,7187$ , pela leitura das tabelas

<sup>27</sup> Se o modelo estimado é  $\hat{Y}_i = \hat{b}_1 + \sum_{j=2}^n \hat{b}_{ji} X_{ji}$  então o teste de RESET, testa a hipótese,  $g = 0$ ,

estimando  $\hat{Y}_i = \hat{b}_1 + \sum_{j=2}^n \hat{b}_{ji} X_{ji} + gZ$ , onde  $Z = \{\hat{Y}_i^2, \hat{Y}_i^3, \hat{Y}_i^4, \dots, \hat{Y}_i^n\}$  é o vector das potências dos valores preditos da variável dependente (podendo compreender potências de valores preditos e produtos cruzados de variáveis independentes). Assim sendo a hipótese testada é a da linearidade.

<sup>28</sup> O teste  $F$ , obtém-se a partir de  $F_{[M, N-K-1]} = \frac{(SSR_R - SSR_U) / M}{(SSR_U) / (N - K)}$ , em que  $SSR$  é a soma dos quadrados dos resíduos, e os índices  $R$  e  $U$ , identificam, respectivamente a regressão com restrições e a regressão sem restrições.  $M$  indica o número de restrições – número de termos ajustados a incluir no teste de regressão,  $N$  o número de observações e  $K$  o número de parâmetros estimados na regressão.

da distribuição F, constata-se que  $F_{[2,369]} = 2,7187 < F_{[2,369]}$  crítico, aceitando-se a hipótese de especificação linear para ambos os níveis de significância estatística, de 95% e de 99%.

Para ensaiar a estabilidade dos parâmetros do modelo de preços hedónicos, podem utilizar-se testes à capacidade preditiva<sup>29</sup> desse modelo, sustentando-se, alguns deles, numa técnica empírica de partição do conjunto de observações em dois ou mais sub-grupos, um para estimar o modelo, o outro para testar o modelo. Da aplicação dos testes de Chow, às observações relativas ao mercado de habitação na cidade da Guarda, e procedendo à partição,<sup>30</sup> na observação 320, da amostra global, obtêm-se os  $F$  estatísticos,  $F_{[29,342]} = 0,3860$  e  $F_{[80,291]} = 0,2651$ , respectivamente para os testes de descontinuidade e de previsão. A consulta das tabelas da distribuição  $F$  mostra a evidência de qualquer um destes valores obtidos ser inferior ao  $F$  crítico, para ambos os níveis de significância, 95% e 99%, não se rejeitando a hipótese nula de que o vector  $\mathbf{b}$  é o mesmo dentro e fora da amostra.

#### 4.2. A Escolha das Variáveis Independentes e a Especificação do Modelo

Analisando os resultados relativos à regressão, pelo método dos mínimos quadrados, do modelo semi-logarítmico do mercado da habitação, apresentado na secção 3.2., constata-se que um elevado número de variáveis/características da habitação apresentam valores de  $t$  - estatístico relativamente baixos, esta ocorrência pode evidenciar que os respectivos coeficientes não são significativamente diferentes de zero, e, ainda, reduz os  $t$  - estatísticos associados às outras variáveis, aumentando por isso a probabilidade de *erros tipo II*.<sup>31</sup> A inclusão de potenciais variáveis irrelevantes na especificação do modelo, ainda que permita estimar coeficientes não enviesados, gerará uma redução no  $R^2$ -ajustado da regressão e uma sobrestimação na variância dos coeficientes estimados, significativamente diferentes de zero.

Tendo em conta que (i) um aumento do número de variáveis explicativas num modelo de regressão linear produz uma transferência entre ganhos de  $R^2$  e perda de graus de liberdade; (ii) a parcimónia é uma virtude; (iii) grandes modelos são mais

---

<sup>29</sup> Grandes erros de predição põem em causa a hipótese de invariabilidade dos parâmetros, acontecendo o inverso para pequenos erros de predição.

<sup>30</sup> Na ausência de uma razão apriorística de descontinuidade nos dados observados, pode-se aplicar uma regra de partição, comumente utilizada, em que 85 a 90% das observações servem à estimação do modelo e as restantes ao teste do modelo.

<sup>31</sup> São erros resultantes da aceitação de uma hipótese falsa.

vulneráveis à multicolinearidade; (iv) os *erros tipo II* estão associados à redução de graus de liberdade, poder-se-á ensaiar uma especificação alternativa (15 variáveis independentes) ao modelo semi-logarítmico, com 28 variáveis independentes, assim,

$$\begin{aligned}
 LN\text{MERCADO} = & 10,726 - 0,0140*ANOS + 0,0036*AREA + 0,0694*QUARTOS \\
 & (179,656) \quad (-5,938) \quad (4,049) \quad (1,966) \\
 & + 0,0348*CBANHO - 0,0196*ELEV + 0,0539*GCANAL \\
 & (0,867) \quad (-0,764) \quad (1,591) \\
 & + 0,1207*GSDOS + 0,0589*GSUM + 0,07152*LAR \\
 & (2,002) \quad (1,961) \quad (2,479) \\
 & - 0,055337*LCNTRO - 0,0993*LGGARE - 0,0771*LPMILEU \\
 & (-1,980) \quad (-3,475) \quad (-1,619) \\
 & - 0,0658*LPNHR + 0,0436*PRIM - 0,0379*PSEG \\
 & (-1,119) \quad (1,680) \quad (-1,457)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,621340$$

$$R^2 \text{ Ajustado} = 0,606549$$

Introduziram-se dois métodos, o Critério de Informação de Akaike (*AIC*) e o critério de Schwarz (*SC*), para comparar as especificações do modelo, a restrita, acima representada, com a alargada, constante da secção **3.2.**. Assim, para a primeira têm-se  $AIC_R = -0,294067$  e  $SC_R = -0,134408$ , enquanto que para a última vêm  $AIC = -0,240971$  e  $SC = 0,048410$ . Na especificação restrita verifica-se a inferioridade dos valores de *AIC* e de *SC* face aos obtidos para a especificação alargada às 28 variáveis e, simultaneamente, um valor do coeficiente  $R^2$ - Ajustado aumentado, já que  $R^2 \text{ Ajustado}_R (= 0,606549) > R^2 \text{ Ajustado} (= 0,597581)$ .

Para clarificar a evidência referida, introduz-se o teste das variáveis redundantes, para testar a significância estatística de um conjunto de variáveis incluídas num modelo. Formalmente, o teste visa avaliar se um determinado subconjunto de variáveis, presentes num determinado modelo, têm coeficientes nulos e, conseqüentemente, se pode ser retirado do modelo. Este teste gera um *F*-estatístico e uma estatística *LR* (razão de verosimilhança). O *F*-estatístico segue uma distribuição *F*, desde que os erros sejam variáveis aleatórias distribuídas idêntica e independentemente (i.i.d), e nesse caso tem-se  $F [13, 371] = 0,341748$ , que é inferior ao  $F [13, 371]$  crítico, facto que permite não rejeitar a hipótese nula. A estatística *LR* é um teste assintótico, com uma distribuição do  $c^2$ , assumindo o valor de  $c^2_{[13]} = 4,761549$ , que é inferior ao valor crítico para qualquer nível de significância, não se rejeitando, pois, a hipótese nula.

A não rejeição da hipótese nula significa aceitar que as 13 variáveis retiradas são, efectivamente, redundantes.

### 4.3. A Heteroscedasticidade e a Consistência do Modelo Semi-logarítmico

A heteroscedasticidade coloca sérios problemas à inferência estatística de estimações fundamentadas no método de mínimos quadrados, dificultando a obtenção de previsões rigorosas, o que significaria no modelo em estudo, previsão de preços da habitação pouco fiáveis. Resta pois, detectá-la e corrigi-la. Os testes utilizados para o efeito, na maior parte dos casos, aplicam-se aos resíduos decorrentes do ajustamento pelos mínimos quadrados.

Neste caso concreto, o teste de White, produz um  $n * R^2$  de 26,6789. Observando as tabelas da distribuição do  $c^2$ , para 32 graus de liberdade, qualquer que seja o nível de significância estatística, não se rejeita a hipótese nula. Ora estes resultados ao permitirem aceitar a hipótese de homoscedasticidade, validam o poder do teste de White e diluem as fragilidades que lhes são inerentes.

Ainda assim, introduziu-se o teste Goldfeld-Quandt, que exige tantas aplicações quanto as variáveis suspeitas de produzir heteroscedasticidade, para ser exaustivo. Os resultados por variáveis consideradas, estão sintetizados, na tabela abaixo,

Variáveis	Teste G-Q	Resultado
<i>anos</i>	$F_{[203,71]} = 1,2507$	Não se rejeita a hipótese de homoscedasticidade
<i>área</i>	$F_{[218,55]} = 2,53869$	Rejeita-se a hipótese de homoscedasticidade
<i>quartos</i>	$F_{[197,77]} = 2,47512$	Rejeita-se a hipótese de homoscedasticidade
<i>cbanho</i>	$F_{[197,77]} = 2,401797$	Rejeita-se a hipótese de homoscedasticidade

A prevalência de alguma heterogeneidade nos resultados destes testes pode conduzir a uma resposta inconclusiva relativamente ao problema de heteoscedasticidade. Valerá pois, a pena, introduzir o teste de Glesjer, que segue uma distribuição  $F [g, n - g - 1]$ .<sup>32</sup> Quando aplicado às 4 variáveis suspeitas de causar heteroscedasticidade, “*anos*”, “*quartos*”, “*cbanho*” e “*área*”, produz os seguintes resultados,

<sup>32</sup> Em que  $g$  é o número de variáveis independentes suspeitas de causar heteroscedasticidade e  $n$  é o número de observações da amostra.

(i)  $F [4, 395 ]= 1,4723$ , quando a regressão se faz sobre a forma positiva linear dos resíduos;

(ii)  $F [4, 395 ]= 0,89183$ , para uma regressão sobre a forma quadrática dos resíduos e

(iii)  $F [4, 395 ]= 1,3153$ , para uma regressão sobre a forma logarítmica dos resíduos.

A hipótese de heteroscedasticidade relacionada com qualquer uma das formas funcionais consideradas é rejeitada pois que os valores do  $F [4, 395 ]$  são inferiores ao valor crítico.

#### 4.4. Multicolinearidade entre os Regressores

A multicolinearidade é uma propriedade dos dados da amostra, tem a ver com as características específicas da matriz de dados,  $\mathbf{X}$ , e não com aspectos estatísticos do modelo de regressão linear. A fim de se apurar a sua presença construíram-se 28 regressões auxiliares, daí resultando uma média para os diversos R-quadrado e R-quadrado ajustado,  $R^2 = 0,45522$  e  $R_{ajustado}^2 = 0,41568$ , constantes da tabela em anexo.<sup>33</sup> Entretanto, para o modelo semi-logarítmico de preços hedónicos, o  $R^2 = 0,62329$  e o  $R_{ajustado}^2 = 0,59485$ . Ora, não se verificando uma superioridade destes R-quadrado, relativamente ao dobro da média dos R-quadrado das regressões auxiliares, estar-se-á, perante um problema sério de multicolinearidade.

Uma vez que as regressões auxiliares, envolvem as 28 variáveis independentes, pode-se, ainda, testar a hipótese nula de  $R_k^2 = 0$ , aplicando um  $F$  teste.<sup>34</sup> Os  $F [28, 371 ]$  obtidos, também, presentes na tabela anexa, conduzem à rejeição da hipótese nula para todas as regressões auxiliares, à excepção das que dizem respeito à regressão de “expsol”, “gcanal”, “lluz”, “lpnhr”, “lrdiz”, “lsremed”, respectivamente, sobre todas as outras variáveis independentes.

---

<sup>33</sup> Anexo II.

<sup>34</sup> Traduzido por  $F[K - 1; n - K] = \frac{R_k^2 / (K - 1)}{(1 - R_k^2) / (n - K)}$ , em que  $R_k^2$  é o R-quadrado da regressão auxiliar de  $X_k$  sobre todas as outras variáveis independentes,  $K$  variáveis independentes mais a constante,  $n$  número de observações da amostra.

Os R-quadrados das regressões auxiliares permitem, ainda, recorrer-se a um outro indicador, para detectar a presença de multicolinearidade, o VIF,<sup>35</sup> Factor de Inflação da Variância, um rácio entre a variância da variável estimada, na situação real e a variância estimada, na situação ideal (colinearidade zero). Valores elevados de VIF revelam problemas severos de colinearidade, embora não haja um valor absoluto que o identifique, há alguma unanimidade para colocar a fasquia no limiar do valor 10. No caso em estudo e de acordo com os VIF constantes da tabela, já referida, o valor mais elevado VIF (area) é 8,3827,<sup>36</sup> que, ainda assim, é indubitavelmente inferior a 10.

Outra possibilidade para determinar a presença de multicolinearidade na regressão é a medida de multicolinearidade de Theil, que utiliza os R-quadrado das  $j$  parciais regressões múltiplas.<sup>37</sup> No caso concreto do mercado da Guarda, obteve-se um  $M_{theil} = 0,5606$ . O intervalo de variação do  $M_{theil}$  está compreendido entre zero e um, e o ideal de não multicolinearidade induziria para um valor muito próximo de zero. O presente resultado evidencia a presença de multicolinearidade, no entanto, na ausência de uma regra prática para avaliar a gravidade do grau de multicolinearidade, não se revela conclusivo.

Como a multicolinearidade parece envolver vários regressores o teste de Haitovsky,<sup>38</sup> baseado num teste do qui-quadrado, para testar se a quantidade de variância partilhada entre as variáveis independentes é significativamente maior que zero, poderá dar alguma resposta. Da aplicação do teste à amostra de dados, base do estudo do mercado da habitação da Guarda, obteve-se um  $c_{H[378]}^2 = 0,000162$ , inferior ao valor crítico de  $c_{H[378]}^2$  para qualquer nível de significância e a hipótese nula de que

---

<sup>35</sup>  $VIF_k = \frac{1}{1 - R_k^2}$ , em que  $R_k^2$  é o R-quadrado obtido a partir da regressão da variável independente  $k^{ésima}$  sobre todas as outras variáveis independentes.

<sup>36</sup> Significando que a variância da regressão da variável “area” sobre todas as outras variáveis independentes é cerca de 8 vezes superior à que decorreria caso os regressores fossem ortogonais.

<sup>37</sup> As regressões múltiplas parciais consistem na estimação, pelo método dos mínimos quadrados, do modelo de preços hedónicos omitindo, sucessivamente uma variável independente, de forma exhaustiva. O

$M_{theil} = R^2 - \sum_{j=1}^k (R^2 - R_j^2)$ , em que  $R^2$  é o coeficiente de determinação da regressão completa e  $R_j^2$  é

o R-quadrado de cada uma das  $j^{ésima}$  regressões parciais do logaritmo do preço da habitação sobre todas as variáveis independentes, à excepção de uma,  $X_j$ .

<sup>38</sup> O teste de Haitovsky é um teste baseado no qui-quadrado,  $c_{H(v)}^2 = k \ln(1 - |R|)$ , em que,  $k = 1 + [(2p + 5)/6]$ -  $n$  é a constante de Haitovsky, com  $p$  representando o número de variáveis independentes e  $n$  o número de observações da amostra;  $v$  representa os graus de liberdade, traduzidos por  $p(p - 1)/2$  e  $|R|$  é o determinante da matriz de correlação das variáveis independentes.

a quantidade de variância partilhada entre as variáveis independentes é zero deve ser aceite.

Os diferentes testes apresentados acusam a presença de algum grau multicolinearidade, porém inconclusivos na medida em que o grau de colinearidade oscila entre fraca a severa. Dado as soluções para remediar o problema da multicolinearidade não conseguirem ultrapassar a origem desse problema,<sup>39</sup> e, ainda, induzirem enviesamento nas estimações e/ou má-especificação do modelo; associada, ainda, à circunstância da multicolinearidade não violar nenhum dos pressupostos subjacentes à inferência estatística nos modelos de regressão linear e, finalmente, associada aos baixos erros padrão dos coeficientes estimados, levar-nos-á a optar por conviver com essa multicolinearidade.

Inventariadas que foram as dificuldades associadas à, (i) escolha de especificação paramétrica apropriada - seja a forma funcional, seja a selecção de variáveis a incluir – (ii) detecção de potencial heteroscedasticidade e erros não normais convivência com a colinearidade e com dados mal condicionados; e (iii) convivência com a colinearidade e com dados mal condicionados, os resultados são de molde a confiar na capacidade preditiva do modelo. A ser assim, servirá de base à avaliação do parque habitacional da cidade da Guarda, de forma a obter-se uma base de incidência fiscal ajustada aos valores de mercado e do impacto sobre o imposto patrimonial se encarregará a secção 5.

## **5. Conclusões.**

A análise e modelização do mercado da habitação, na cidade da Guarda, para o ano 2002, desenvolvida nas secções anteriores, permitem uma avaliação das propriedades imobiliárias desta cidade.

Importa, no entanto, apurar o rigor e a credibilidade de tal avaliação, para tanto começa-se por equacionar, (1) os valores matriciais das propriedades imobiliárias,<sup>40</sup> constantes da base de dados construída; (2) os valores matriciais corrigidos pela aplicação de um coeficiente de desvalorização da moeda, em função do

---

<sup>39</sup> O qual reside na informação obtida a partir dos dados observados

<sup>40</sup> Assume-se, por falta de informação que permita ir noutro sentido, que os imóveis não estão arrendados, o que nem é muito irreal se atentarmos nas especificidades e particularidades do actual mercado de habitações de arrendamento.

ano de inscrição do imóvel na matriz predial urbana, constante da Portaria nº 1337/2003, de 5 de Dezembro de 2003, com o intuito de se actualizar os valores patrimoniais tributários dos prédios urbanos não arrendados e dos prédios rústicos;<sup>41</sup> (3) os valores patrimoniais resultantes da aplicação do modelo de preços hedónicos às propriedades imobiliárias, constantes desta base e, finalmente, (4) os valores de mercado do parque habitacional considerado. Para se ficar com uma ideia desses valores, apresentar-se-á uma tabela com algumas medidas de estatística descritiva,

	<b>Valor Matricial (€)</b>	<b>Correcção Matricial (€)</b>	<b>Avaliação Hedónica (€)</b>	<b>Valor Mercado (€)</b>
<b>Média</b>	16 788,84	24 740,39	82 267,30	83 873,49
<b>Mediana</b>	15 158,47	24 355,31	83 137,81	86 800,00
<b>Máximo</b>	48 819,84	79 537,95	143 446,9	126 647,0
<b>Mínimo</b>	358,7800	523,8100	46 113,59	32 334,00
$ Max - Min /Max$	0,993	0,993	0,6785	0,7447
$Max/Min$	136,072	151,845	3,111	3,917
<b>Desvio Padrão</b>	12 618,98	14 724,92	18 426,55	21 019,83
<b>Assimetria</b>	0,390594	0,647522	0,309860	-0,455271
<b>Curtose</b>	1,932902	3,777167	3,084467	2,599936

Há evidência clara de disparidade substancial relativamente aos valores matriciais-base, traduzida pelo peso percentual, cerca de 99,3%, da amplitude de variação dos valores matriciais da amostra sobre o valor matricial máximo, uma amplitude de variação quase coincidente com o valor matricial máximo, o qual por sua vez é cerca de 136,1 vezes superior ao valor matricial mínimo. Disparidade, que se vê ampliada, nos valores matriciais corrigidos,<sup>42</sup> confirmada pelos mesmos 99,3%, de peso percentual da amplitude de variação dos valores matriciais em relação ao valor matricial máximo e na relação do valor matricial máximo com o valor matricial mínimo, que passa a ser cerca de 151,9 vezes superior. Nos valores hedónicos, o peso dessa amplitude é de cerca de 67,9% em relação ao valor máximo de avaliação hedónica, enquanto o valor avaliado máximo passa a ser, apenas, cerca de três vezes superior ao valor avaliado mínimo, aliás na linha do que acontece quando essa relação se estabelece ao nível dos valores de mercado.

<sup>41</sup> O conhecimento do número do artigo da inscrição matricial permitiu aceder, através dos meios informáticos da repartição de Finanças da Guarda, ao valor matricial do ano de inscrição e ao valor, entretanto, actualizado por aplicação da Portaria nº 1337/2003.

<sup>42</sup> Pela aplicação dos coeficientes de actualização, decorrente da aplicação do regime transitório de avaliação do valor patrimonial tributável, até que todos os imóveis possam ser avaliados de acordo com as novas regras do IMI

Importa, agora, aferir da capacidade fiscal de cada uma das bases de incidência fiscal, introduzindo um rácio de avaliação, expresso por,  $RA_i = \frac{ValorAvaliado_i}{ValorVenda_i}$ ,<sup>43</sup> em que  $i$  identifica um qualquer imóvel. O ideal deste rácio é unitário, já que se persegue uma avaliação da propriedade imobiliária próxima do valor de mercado<sup>44</sup> e a sua uniformidade é um garante da consistência do processo de avaliação. Para o efeito, apurou-se o rácio de avaliação, quer para a base corrigida do IMI,  $RA_{IMI}$ , quer para a base hedónica resultante da equação de preços hedónicos estimados,  $RA_{Hedónica}$ , tendo por base o valor de venda declarado pelas imobiliárias. E das respectivas medidas de concentração e dispersão estatísticas se dá conta,

	$RA_{IMI}$	$RA_{Hedónica}$
<b>Média</b>	0,289850	0,995887
<b>Mediana</b>	0,273117	0,989071
<b>Máximo</b>	1,104694	1,833980
<b>Mínimo</b>	0,016200	0,595382
$ Max - Min /Max$	0,985	0,675
$Max/Min$	68,2	3,1
<b>Desvio-Padrão</b>	0,175324	0,164263
<b>Assimetria</b>	1,414669	1,797348
<b>Curtose</b>	7,045049	9,906650

É notória a aproximação tendencial à unidade para o rácio de avaliação, base hedónica. Mesmo o valor mínimo, atingido por este rácio, cifra-se em 0,595382, contra o valor mínimo de 0,01620 alcançado pelo rácio de avaliação, base IMI.

Verifica-se uma maior uniformidade para os valores do rácio de avaliação base hedónica, pois que o valor máximo do rácio de avaliação é 3,1 vezes superior ao valor mínimo, contra um valor de 68,2 vezes na base IMI. Tese corroborada pelo facto da amplitude do intervalo entre os valores máximo e mínimo do rácio de avaliação, na base IMI, ter quase a dimensão do valor máximo desse intervalo, enquanto, na base hedónica, se fica pelos 67,5% do valor máximo do rácio de avaliação.

Se assumirmos como subavaliação grave, quer para o Tesouro (execução de receita fiscal) quer para o contribuinte (violação do princípio de equidade fiscal), valores do rácio de avaliação iguais ou inferiores a 0,5, tem-se 0% desse episódio na

<sup>43</sup> A construção deste rácio, ao exigir o valor de venda dos imóveis, aliás a variável dependente do modelo empírico proposto na secção 3.2., coloca de novo questões relativamente à sua fiabilidade. No entanto, o recurso às informações auscultadas junto das imobiliárias da cidade da Guarda relativas ao Valor de Mercado, a garantia obtida de traduzirem o valor da transacção imobiliária confirmada pela percepção pessoal do mercado imobiliário, permitem garantir um rigor, próximo dos cem por cento, para os valores de venda constantes da base de dados construída.

<sup>44</sup> Em Washington é exigido, por lei, aos avaliadores imobiliários uma avaliação patrimonial igual à do valor de mercado, refere Goolsby W., 1997.

avaliação hedónica contra 91,3% na avaliação IMI. Esta ocorrência, a subavaliação, exige particular atenção das autoridades fiscais pois que, ao não sofrer qualquer contestação da parte do sujeito passivo do imposto não permitirá recolher informação sobre a presença de eventuais erros sistemáticos presentes no processo de avaliação.

Na mesma linha, se pode assumir avaliação mais ou menos justa a que se traduz por rácios de avaliação, menores ou iguais a 1 e maiores ou iguais a 0,8, obtendo-se para a avaliação hedónica 37% de situações contra 0% de situações na base IMI; se o limite inferior do intervalo do rácio de avaliação, considerado mais ou menos justo, baixar para 0,7, passa-se a ter 56,5% de situações na avaliação hedónica e 2,2% de situações na avaliação IMI.

O mesmo não acontece para os valores do rácio de avaliação superiores a um, indicadores de uma sobreavaliação que, tal como os indicadores de subavaliação, resultam de enviesamentos, mais ou menos consistentes, na avaliação. Inventariando as situações de sobreavaliação decorrentes da aplicação das bases de avaliação IMI e hedónica, tem-se, respectivamente 1% e 42,4% dessas situações. Embora seja expectável que as situações de sobreavaliação venham a ser alvo da contestação dos contribuintes, impedindo que a autoridade fiscal as negligencie, o que induzirá um mecanismo de auto-correcção no processo de avaliação, mesmo assim esta ocorrência deve ser ponderada na presente análise do modelo de avaliação hedónica e deve conduzir ao despiste de eventuais enviesamentos constantes deste processo de avaliação.

Para uma análise mais precisa da consistência do processo de avaliação imobiliária, dada a inexistência de uniformidade nos rácios de avaliação apurados, para cada uma das bases de incidência fiscal, há que introduzir uma medida da capacidade de avaliar, de forma consistente a propriedade imobiliária, que passa pela análise do grau de variância do rácio de avaliação, através de um coeficiente de dispersão,<sup>45</sup> passível de se expressar por,  $CD = \frac{\sigma_{RA}}{\mu_{RA}}$ , em que  $\sigma_{RA}$  é o desvio padrão do rácio de avaliação,

---

<sup>45</sup> Na linha do indicador sugerido por Bowman e Mikesell, 1978.

definido por  $\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{92} (RA_i - \mu)^2}{92}}$ , com  $\mu = \mu_{RA}$  a representar a média do rácio de avaliação, traduzida por,  $\mu = \frac{\sum_{i=1}^{92} RA_i}{92}$ . Os valores a reter são assim,

	<b>RA<sub>IMI</sub></b>	<b>RA<sub>Hedónica</sub></b>
<b>CD</b>	0,60488	0,16494

Dado o coeficiente de dispersão (**CD**) medir a percentagem do desvio do rácio de avaliação em relação ao respectivo valor médio, os valores obtidos vão no sentido de conferir uma maior confiança aos procedimentos de avaliação constantes do modelo de preços hedónicos, face aos procedimentos seguidos no quadro transitório de aplicação do IMI.

Constata-se que, em média, os imóveis estão avaliados na vizinhança de 47,2% e 11,5% do nível de avaliação mediana,<sup>46</sup> respectivamente para a base IMI e para a base hedónica. Segundo valores indicativos, seguidos por Almy, Gludemans and Jacobs, apenas valores superiores a 15% ou 20% constituem motivo de preocupação, pois significam que um imóvel subavaliado 15% a 20% em relação ao valor mediano paga 35% a 50% menos de imposto patrimonial do que um imóvel sobreavaliado 15% a 20% em relação ao mesmo valor mediano. Neste caso, ter-se-ia, para a base IMI, imóveis subavaliados 47,2% em relação ao valor avaliado mediano a pagarem 179% menos de imposto patrimonial do que um imóvel sobreavaliado em 47,2% e para a base hedónica, imóveis subavaliados 11,5% em relação ao valor avaliado mediano a pagarem 26% menos de imposto patrimonial do que um imóvel sobreavaliado em 11,5% - a equidade fiscal é preocupante na base IMI enquanto que na base hedónica, não sendo perfeita é aceitável para os padrões de ajustamento e de fiabilidade característicos dos processos de avaliação.

A variabilidade dos valores de venda dos imóveis exige o apuramento de potenciais enviesamentos daí decorrentes. Para tanto introduz-se um índice diferencial de preços, que se obtém dividindo a média simples dos rácios de avaliação pela média

<sup>46</sup> Informação obtida, em termos percentuais, a partir da média dos desvios absolutos dos rácios de avaliação individual relativamente ao valor mediano desses rácios de avaliação.

ponderada dos mesmos rácios,<sup>47</sup> vindo para a base IMI o valor de 93 e para a base hedónica o valor de 101. Os parâmetros padrão para este índice referem dois limites, um para valores do índice diferencial de preços superiores a 103, sugerindo uma subavaliação dos imóveis de valor elevado e outro para valores do índice diferencial de preços inferiores a 98 sugerindo uma subavaliação dos imóveis de valor baixo. Neste contexto, a avaliação resultante da correcção do IMI ao conduzir a um valor de 93 para o índice diferencial de preços predispõe para uma situação de subavaliação nos imóveis com valor de mercado mais baixo.

Por último, requer-se a uniformidade das taxas efectivas do imposto sobre o património para identificar a presença de uma avaliação uniforme, equitativa e não discriminatória do valor patrimonial das propriedades imobiliárias. Ora, o cálculo das taxas efectivas do imposto sobre o património,<sup>48</sup> no quadro do IMI corrigido e no quadro da base hedónica, permite os seguintes indicadores estatísticos,

	<b>Taxa Efectiva IMI<sub>Corrigido</sub> 0,8%</b>	<b>Taxa Efectiva IMI<sub>hedónico</sub> 0,8%</b>
<b>Média</b>	0,002319	0,007967
<b>Mediana</b>	0,002185	0,007913
<b>Máximo</b>	0,008838	0,014672
<b>Mínimo</b>	0,000130	0,004763
<b>Max/Min</b>	67,98	3,08
<b>Desvio Padrão</b>	0,001403	0,001314
<b>Assimetria</b>	1,414669	1,797348
<b>Curtose</b>	7,045049	9,906650

Efectivamente as taxas, efectiva e nominal, do imposto patrimonial, para uma base fiscal avaliada a preços hedónicos são, em termos médios e medianos, quase iguais, pois 0,007967 e 0,007913, são uma boa aproximação de 0,008. Já o mesmo não acontece com as taxas, efectiva e nominal, na base IMI corrigida, onde a média e a mediana rondam os 0,2% contra os 0,8% nominais. Além desta disparidade entre taxas nominal e efectiva na base IMI corrigida, também a amplitude entre os valores mínimo e máximo da taxa efectiva, é bem acentuada, com o valor máximo a ultrapassa cerca de

<sup>47</sup> Média ponderada dos rácios de avaliação,  $\frac{\sum_{i=1}^n A_i \cdot \frac{V_i}{\sum_{i=1}^n V_i}}{\sum_{i=1}^n V_i}$ , em que  $A_i$  é o valor avaliado de cada imóvel

$i$ ,  $V_i$  é o valor de venda de cada imóvel  $i$ .

<sup>48</sup> Quando se verifica a taxa nominal de 0,8%, taxa que se aplicou à base patrimonial da cidade da Guarda, para apuramento do IMI de 2004.

68 vezes o mínimo. Ao invés, na base de avaliação hedónica, o valor máximo de taxa efectiva do imposto sobre o património é, apenas, 3,1 vezes superior ao valor mínimo da taxa efectiva do imposto. Em suma, na base de avaliação hedónica, verifica-se uma quase coincidência entre as taxas nominal e efectiva do imposto patrimonial, bem como uma uniformidade relativa da distribuição da taxa efectiva do imposto, já que a taxa nominal, 0,8%, é absolutamente uniforme.

Da exposição anterior decorre que há uma vantagem, relativamente, superior para a metodologia de avaliação imobiliária sustentada no modelo de preços hedónicos face ao regime transitório do IMI em vigor e uma evidente aproximação à avaliação imobiliária decorrente da aplicação generalizada das novas regras do IMI; subsistem, no entanto, questões de uniformidade na sua aplicação. Factos a ter em conta, já que a observância da uniformidade no processo de avaliação é elemento fundamental para garantir o máximo de equidade fiscal, sobretudo se atentarmos na elevada visibilidade do imposto patrimonial (talvez uma virtude perversa) e na percepção pública de que esse imposto é largamente regressivo.

Mesmo admitindo a tese de que as decisões fiscais são decisões políticas e de que os sistemas de receitas fiscais e as estruturas governamentais estão interdependentes,<sup>49</sup> ainda assim vale a pena perseguir o objectivo da equidade fiscal. Alcançá-lo passa pela imposição legal da uniformidade fiscal, de forma a limitar a distribuição das cargas fiscais do imposto e a desencorajar potenciais manipulações fiscais, orientadas para determinados grupos de cidadãos - os “votantes não decisivos”, na perspectiva do decisor político.

Neste âmbito valerá a pena introduzir um estudo conducente a avaliar a existência (ou não) de um enviesamento consistente no processo de avaliação proposto.<sup>50</sup> Assim vamos assumir que os valores de mercado das propriedades imobiliárias se podem inferir a partir dos valores de avaliação dessas propriedades utilizando um método traduzível pela equação,

---

<sup>49</sup> Fischel (1996), afirma que a sobrevivência do imposto patrimonial advém da necessidade dos governos locais em gerar receitas e pouco tem a ver com a prossecução de uma política de igual tributação da propriedade

<sup>50</sup> Vários ensaios têm mostrado enviesamento consistente a favor dos imóveis com preço de venda mais elevado (Netzer, 1966; Bird, 1960; Oldman e Aaron, 1968; Paglin e Fogarty, 1972; Kochin e Parks, 1984), podendo mesmo os enviesamentos resultarem de outras características dos imóveis, como mostraram Berry e Bednarz, 1975.

$$VMP_i = \frac{VA_i}{E(RA)},$$

em que  $VMP_i$  é o valor de mercado previsto para uma dada propriedade imobiliária  $i$ ,  $VA_i$  é o valor de avaliação de uma qualquer propriedade imobiliária  $i$  e  $E(RA)$  é o valor médio do rácio de avaliação. E, ainda, assumir, que a partir desse  $VMP_i$ , se pode deduzir um rácio de avaliação,

$$RA_{VMP_i} = \frac{VMP_i}{VV_i}.$$

Uma vez calculado este rácio de avaliação, para os dois métodos de avaliação em confronto, pode-se inferir aquele que traduz melhor estimativa do valor de mercado. Idealmente, o rácio de avaliação estimado centra-se na unidade.<sup>51</sup> Ora, verifica-se que cerca de 97% dos valores de venda previstos a partir da avaliação hedónica se encontram no intervalo  $[0,6; 1,4]$ , com um valor de 2,9 para o somatório dos quadrados do desvio padrão, contra 93,5% dos valores de venda previstos a partir da avaliação IMI para o mesmo intervalo e um valor de 5,6 para o somatório dos quadrados do desvio padrão. Reduzindo a amplitude do intervalo de variação do rácio de avaliação estimado para  $[0,8; 1,2]$  os valores de venda previstos a partir da avaliação hedónica, aí situados, passam a 88% com um valor de 9,7 para o somatório dos quadrados do desvio padrão; enquanto que os que decorrem da avaliação IMI passam a 81,5% com um valor de 13,9 para o somatório dos quadrados do desvio padrão.

Seja qual for o método de avaliação utilizado para inferir os valores de mercado dos imóveis uma realidade é permanente e prende-se com a pequena percentagem de observações fora do intervalo, quer dos 40%, quer dos 20%, da distribuição dos rácios de avaliação previstos; apenas os valores relativos ao somatório dos quadrados do desvio padrão denotam alguma variação relativa. Estes resultados apontam para a possibilidade dos valores relativos à avaliação das propriedades imobiliárias fornecerem informação importante sobre os valores de mercado, com alguma vantagem para os que decorrem da avaliação hedónica.

A presença, nas duas metodologias de avaliação, de enviesamentos consistentes, aponta para a necessidade de introduzir ajustamentos a esses enviesamentos de forma a

---

<sup>51</sup> Devido à divisão pelo valor médio do rácio de avaliação.

melhorar o rigor das previsões dos valores de mercado. Trabalhar no domínio desses ajustamentos constituirá um esforço positivo na busca de um instrumento eficiente e económico para assegurar a regularidade dos processos de avaliação.

Responder a estes objectivos significa criar uma relação mais transparente entre impostos, poder local e serviços públicos, de forma a dar visibilidade às decisões dos políticos locais e respectiva responsabilização. Em suma, permitir que o imposto patrimonial funcione como mecanismo de controlo.

## Bibliografia

Almy, Richard R. 2000. "Property Tax Policies and Administrative Practices in Canada and the United States: Executive Summary". *Assessment Journal*: 41 – 57.

Berry, B. e Bednarz, R. 1975. "A Hedonic Model of Price and Assessments for single Family Homes in Chicago: Does the Assessor Follow the Market or the Market Follow the Assessor". *Land Economics*: 21 – 40.

Bowman, J.H. e Mikesell, J.L. 1978. "Uniform Assessment of Property: Returns from Institutional Remedies". *National Tax Journal*, 31 (2): 137 – 152.

Cassel, E. e Mendelsohn R. 1985. "The Choice of Functional Forms for Hedonic Price Equations". *Journal of Urban Economics*, 18: 135 - 142.

Cropper, Maureen L. e al. 1988. "On the Choice of Functional Form for Hedonic Price Functions". *The Review of Economics and Statistics*, 70(4): 668 – 675.

Ekeland, I., Heckman, J. e Nesheim L. 2001. "Identification and Estimation of Hedonic Models". presented at *Sherwin Rosen Memorial Conference*.

Epple, D. 1987. "Hedonic Prices and Implicit Markets: Estimating Demand and Supply Functions for Differentiated Products". *Journal of Political Economy*, 95: 58-80.

Fischel, William A. 1996. "How Serrano Caused Proposition 13". *Journal of Law and Politics*, 12: 407 - 434.

Goolsby, W.C. 1997. "Assessment Error in the Valuation of Owner-Occupied Housing". *Journal of Real Estate Research*, 13 (1):33 – 45.

Halvorsen, R. E Pollakowski, H. 1981. "Choice of Functional Form for Hedonic Price Equations". *Journal of Urban Economics*, 10: 37 - 49.

Kick, Thomas. 2002. "Determinants of One-Family House Prices in the Detroit Area: An Econometric Analysis Based on the Hedonic Price Approach". *Freie Wissenschaftliche Arbeit zur Erlangung des Akademischen Grades "Diplom-Handelslehrer"*.

Kochin, Lewis e Parks, R. 1984. "Testing for Assessment Uniformity: A Reappraisal". *Property Tax Journal*, 3: 27 - 53.

Lancaster K. J. 1966. "A New Approach to Consumer Theory". *Journal of Political Economy*, 74: 132 - 157.

Mas-Colell, A. 1975. "A Model of Equilibrium With Differentiated Commodities". *Journal of Mathematical Economics*, 2: 263 – 295.

Netzer, Dick. 1966. *ECONOMICS OF THE PROPERTY TAX*. Brookings Institute.

Oldman, Oliver e Aaron, H.J. 1965. “Assessment Sales Ratios Under the Boston Property Tax”. *National Tax Journal*, 18: 36-49.

Paglin, M. e Fogarty, M. 1972. “Equity and the Property Tax: A New Conceptual Focus”. *National Tax Journal*, 25: 557 - 565.

Rosen, S. 1974. “Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition”. *Journal of Political Economy*, 82: 34 – 55.

Tauchen, H. e Witte A.D. 2001 “Estimating Hedonic Models: Implications of The Theory”. *Technical Working Paper 271*, NBER.

Tinbergen, J. 1959. “On the Theory of Income Distribution”, in Klassen, Koyck, and Witteveen (eds.). *Selected Papers of Jan Tinbergen*. North-Holland.

Witte, Ann, Sumka, H. e Ereckson, H. 1979. “An Estimate of a Structural Hedonic Price Model of the Housing Market: An Application of Rosen’s Theory of Implicit Markets”. *Econometrica*, 47(5): 1151 - 1173.

## Anexo I

### Índice das variáveis utilizadas

ANOS	Variável quantitativa: Idade medida em anos
AQCENRAL	Variável qualitativa: 1 se há aquecimento central, 0 se não
AREA	Variável quantitativa: área medida em m <sup>2</sup>
ARRECA	Variável qualitativa: 1 se dispõe de arrecadação, 0 se não
CBANHO	Variável quantitativa: número de casas de banho
CV	Variável qualitativa: 1 se o piso é cave, 0 se não
ELEV	Variável qualitativa: 1 se dispõe de elevador, 0 se não
EXPSOL	Variável qualitativa: 1 se exposição solar boa, 0 se não
GCANAL	Variável qualitativa: 1 se dispõe de gás canalizado, 0 se não
GSDOS	Variável qualitativa: 1 se dispõe de duas garagens, 0 se não
GSUM	Variável qualitativa: 1 se dispõe de uma garagem, 0 se não
JANDUPLAS	Variável qualitativa: 1 se dispõe de janelas duplas, 0 se não
LAR	Variável qualitativa: 1 se dispõe de lareira, 0 se não
LCNTRO	Variável qualitativa: 1 se está localizada no Centro, 0 se não
LCVLHOS	Variável qualitativa: 1 se está localizada nos Castelos Velhos, 0 se não
LGGARE	Variável qualitativa: 1 se está localizada na Guarda Gare, 0 se não
LLAMNH	Variável qualitativa: 1 se está localizada nas Lameirinhas, 0 se não
LLUZ	Variável qualitativa: 1 se está localizada no Bairro Luz, 0 se não
LNVMercado	Variável quantitativa: Logaritmo do Valor de Mercado em euros
LPMILEU	Variável qualitativa: 1 se está localizada na Póvoa do Mileu, 0 se não

LPNHR	Variável qualitativa: 1 se está localizada no Bairro do Pinheiro, 0 se não
LRDIZ	Variável qualitativa: 1 se está localizada no Rio Diz, 0 se não
LSREMD	Variável qualitativa: 1 se está localizada na Sra Remédios, 0 se não
PPRIM	Variável qualitativa: 1 se o piso é 1º andar, 0 se não
PQRT	Variável qualitativa: 1 se o piso é 4º andar, 0 se não
PSEG	Variável qualitativa: 1 se o piso é 2º andar, 0 se não
PTERC	Variável qualitativa: 1 se o piso é 3º andar, 0 se não
QUARTOS	Variável quantitativa: número de quartos
RCH	Variável qualitativa: 1 se o piso é rés-chão, 0 se não

## Anexo II

### Regressões Auxiliares e Indicadores de Multicolinearidade

Variável	R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> Ajustado	F	p - estatístico
ldepndente	0,39306	0,26832	1,3667	4,8501
lmoas	0,43432	0,36455	1,4704	6,0344
lpculrua	0,47645	0,40906	1,8638	1,0978
lpcar	0,86071	0,80078	8,9623	0,9523
lqartos	0,87970	0,86689	7,8763	8,5701
lstramb	0,07839	0,00634	3,9482	3,9662
larcaca	0,76838	0,73269	4,3365	4,3892
lctv	0,88650	0,84446	5,6667	6,3659
lppsol	0,86766	0,85839	7,6838	8,0126
lpsagal	0,83697	0,867983	8,0339	0,4269
lptcos	0,44736	0,42648	6,8604	7,483
lpsutn	0,47193	0,44204	3,8538	17,369
lbanduplas	0,39697	0,35321	1,6583	8,722
lpar	0,41369	0,37114	1,7056	9,349
lcentro	0,50572	0,46984	2,0231	13,557
lcvlhos	0,27590	0,22335	1,3810	5,049