

O MODELO FISCAL DE AVALIAÇÃO DE PRÉDIOS URBANOS E O CICLO
ECONÓMICO DO PAÍS

Sara Alexandra Costa Veloso

Mestrado em Finanças

Orientador:

Prof. Doutor João Pedro Nunes, Prof. Catedrático, ISCTE Business School, Departamento de
Finanças

Co-Orientadora:

Prof. Mestre Alécia Faro Vale, Prof. Auxiliar e Investigadora na Universidade Lusófona, Escola
de Ciências Económicas e das Organizações.

Abril 2013

Agradecimentos

Ao meu orientador, Professor João Pedro Nunes, pela disponibilidade e pelo acompanhamento prestado.

À minha co-orientadora e amiga, Professora Alécia Faro Vale, pela dedicação, paciência e apoio incondicional.

Ao Pedro, por nunca duvidar da minha força para concluir este projeto.

Aos meus pais, pelo amor e vontade de vencer que me inculcaram.

Aos meus irmãos, pelo companheirismo e amizade.

Muito obrigado!

Resumo

O mercado imobiliário é um mercado com características especiais. Contrariamente ao que acontece com os ativos financeiros transacionados no mercado de capitais, a heterogeneidade, o reduzido número de transações, a reduzida liquidez e a imobilidade, impedem a formação de um mercado organizado. Por conseguinte, as avaliações assumem um papel crucial neste mercado e são alvo de grande debate. Neste trabalho, vamos não só descrever as principais práticas no mercado imobiliário mas também, analisar criticamente o modelo fiscal de avaliação de imóveis considerado pelo Código do Imposto Municipal sobre Imóveis, que julgamos incapaz de traduzir o ciclo económico do país. Para ultrapassar esta dificuldade, desenvolvemos um modelo fiscal ajustado. No seguimento desse propósito, começamos por estudar a relação entre o mercado imobiliário e as variáveis macroeconómicas que acreditamos capazes de traduzir o ciclo económico do país, designadamente, Produto Interno Bruto, Rendimento Nacional Bruto e Rendimento Nacional Disponível. A estimação de regressões baseadas no Método dos Mínimos Quadrados foi a técnica utilizada para obter um fator de conexão entre o valor fiscal e o valor de mercado. Por fim, incorporamos o parâmetro resultante da regressão no modelo fiscal original, e construímos um modelo fiscal ajustado ao ciclo económico do país.

Palavras-chave: Mercado imobiliário, Avaliação de imóveis, Código do Imposto Municipal sobre Imóveis, Fundos de Investimento Imobiliário.

Classificação JEL: R33, E62

Abstract

The Real Estate market possesses some very special features. Contrary to what happens with financial assets that are traded on stock exchanges, the heterogeneity, the small number of transactions, and immobility, prevent the formation of an organized market, where one can identify the property's fair value or market price. In the absence of such price formation features, evaluations play a very important role in this market and are the subject of considerable debate. In this study, we not only describe the main practices in the real estate market, but also critically analyze the model used by the Portuguese tax authorities in evaluating properties, which we assess as being unable to reflect the economic cycle of the country. To overcome this difficulty, we developed an adjusted fiscal model. Following this purpose, we begin by studying the relationship between the Real Estate market and some macroeconomic variables that we believe can best reflect the economic cycle of the country: Gross Domestic Product, Gross National Income and National Disposable Income. Finally, we incorporate this relationship in the original fiscal model, and build an adjusted fiscal model.

Keywords: Real Estate Market, Real Estate Evaluation, Property Tax Code, Real Estate Funds

JEL Classification: R33, H71

Lista de Abreviaturas

BLUE – Best Linear Unbiased Estimators

CIMI – Código do Imposto Municipal sobre Imóveis

CIMT – Código do Imposto Municipal sobre Transmissões Onerosas

CMVM – Comissão do Mercado dos Valores Mobiliários

DCF – Discounted Cash Flows

DW – Durbin-Watson

FII – Fundos de Investimento Imobiliário

IMI – Imposto Municipal sobre Imóveis

IPD - Investment Property Databank

ISP – Instituto de Seguros de Portugal

IVA – Imposto sobre o Valor Acrescentado

JB – Jarque-Bera

MQ – Mínimos Quadrados

MRLS – Modelo de Regressão Linear Simples

OTC – Over-the-counter

PIB – Produto Interno Bruto

RICS – Royal Institution of Chartered Surveyors

RNB – Rendimento Nacional Bruto

RND – Rendimento Nacional Disponível

TEGoVA - The European Group of Valuers' Associations

VAL – Valor Atual Líquido

VM – Valor do Mercado Imobiliário

Lista de Figuras

Figura nº 1 – Modelo dos 4 Quadrantes	15
Figura nº 2 – Perturbação no mercado de arrendamento.....	18
Figura nº 3 – Resultados da regressão com o PIB como variável independente.....	39
Figura nº 4 – Resultados da regressão com o RNB como variável independente.....	40
Figura nº 5 – Resultados da regressão com o RND como variável independente	40
Figura nº 6 – Diagrama de dispersão (variável independente – PIB)	42
Figura nº 7 – Diagrama de dispersão (variável independente – RNB)	43
Figura nº 8 – Diagrama de dispersão (variável independente – RND)	43
Figura nº 9 – Quadro-resumo dos resultados dos testes de hipóteses	44
Figura nº 10 – Resultados da regressão definida em (18)	47
Figura nº 11 – Teste de White	48
Figura nº 12 – Dispersão entre os resíduos	49
Figura nº 13 – Teste de Jarque-Bera	50
Figura nº 14 – Situação inicial (sem ajustamento)	52
Figura nº 15 – Situação final (com ajustamento)	53
Figura nº 16 – Edifício Castilho	54
Figura nº 17 – Edifício Berna.....	54
Figura nº 18 – Edifício Libersil.....	54
Figura nº 19 – Edifício Ípsilon	55
Figura nº 20 – Edifício República	55

Índice

Agradecimentos.....	i
Resumo.....	ii
<i>Abstract</i>	iii
Lista de Abreviaturas	iv
Lista de Figuras	v
Introdução.....	8
Capítulo 1 – Revisão de literatura e trabalhos empíricos.....	10
1.1 Características dos ativos imobiliários - As diferenças e semelhanças com o mercado de capitais.....	10
1.2 Mercado imobiliário – uma primeira visão	13
1.3 Modelo dos 4 Quadrantes.....	14
Capítulo 2 – Modelo fiscal de avaliação de prédios urbanos de acordo com o Código do Imposto Municipal sobre Imóveis.....	19
2.1 Legislação.....	19
2.2 Modelo fiscal para determinação do valor patrimonial tributário dos prédios urbanos.....	20
Capítulo 3 – Métodos de avaliação no mercado imobiliário.....	24
3.1 Noção de valor	24
3.2 Métodos de Avaliação Imobiliária	25
3.3 Outras considerações sobre as avaliações – o Investment Property Databank (IPD)	29
Capítulo 4 – Relação entre variáveis macroeconómicas e o mercado imobiliário.....	30
4.1 Determinação da relação entre o mercado imobiliário e a economia	30
4.1.1 Caraterização da amostra	30
4.1.2 Metodologia: Regressão Linear	31

4.2 Resultados obtidos	38
Capítulo 5 – Modelo fiscal ajustado.....	46
5.1 Sugestão de reformulação do modelo fiscal.....	46
5.2 Aplicação do modelo fiscal ajustado e resultados obtidos	52
Capitulo 6 – Conclusões.....	56
Bibliografia.....	59
Anexos.....	61

Introdução

O objetivo essencial da presente dissertação é avaliar criticamente o método de avaliação de prédios urbanos aplicado pela Autoridade Tributária e sugerir a reformulação do mesmo no sentido de incorporar o ciclo económico do país.

Os imóveis são ativos heterogéneos, com pouca liquidez, que não estão cotados em bolsa (Neves et al., 2009), e por isso, o seu valor é determinado através de avaliações efetuadas por peritos independentes. Contudo, como o mercado imobiliário é imperfeito e a informação não flui, as avaliações são frequentemente objeto de controvérsia. Apesar de existirem um conjunto de regras que orientam as avaliações e os avaliadores, estas nem sempre são aplicadas de forma objetiva pelo avaliador refletindo, em parte, as experiências e opiniões pessoais.

Os bens imobiliários produzem um conjunto de externalidades, devido à sua relação muito presente com o meio envolvente, e por isso, a intervenção governamental local e central é fundamental e é visível em várias amplitudes: planeamento urbano, regras de construção, regulamentação ambiental, elaboração de leis com influência nas rendas, e impostos sobre o património.

Para além das avaliações efetuadas por peritos avaliadores por forma a obter o valor de um imóvel, os imóveis são avaliados pela Autoridade Tributária.

O Código do Imposto Municipal sobre Imóveis (CIMI) utiliza para a determinação do valor patrimonial tributário de prédios urbanos um modelo, que apesar de ser objetivo, é independente do ciclo económico do país, na medida em que apenas é composto por coeficientes intrínsecos ao imóvel a avaliar e suas características.

Contudo, o valor de qualquer ativo não está imune às oscilações económicas. O mercado imobiliário retrocede com crises económicas no país e revitaliza-se em épocas de expansão económica. Na sequência deste pensamento, surgiu a ideia de ajustar o modelo fiscal para que este reflita a situação da economia do país.

O presente trabalho está dividido em seis capítulos. Na introdução efetua-se a apresentação ao estudo em questão, as razões para a escolha do tema, e explana-se a definição dos objetivos da investigação. No primeiro capítulo faz-se a exposição teórica das características dos ativos e do mercado imobiliário, com referência a alguns autores que se dedicaram a efetuar uma análise mais profunda sobre o tema. No segundo capítulo faz-se a descrição do modelo fiscal de avaliação de imóveis. O terceiro capítulo incide sobre as principais metodologias de avaliação de imóveis utilizadas no mercado imobiliário. No quarto capítulo estuda-se a relação entre o mercado imobiliário português e um conjunto de variáveis macroeconómicas. O quinto capítulo é dedicado à elaboração do modelo fiscal ajustado, com a apresentação dos testes efetuados na elaboração do modelo, e por último o capítulo sexto contém a conclusão do presente estudo.

Capítulo 1 – Revisão de literatura e trabalhos empíricos

Neste capítulo, faremos uma caracterização dos ativos imobiliários, apontando os atributos que os diferenciam dos ativos financeiros e discutiremos as implicações desses atributos no que diz respeito à eficiência dos mercados imobiliários. Procurou-se atingir este objetivo através de uma pequena sinopse dos principais autores da literatura alusiva ao imobiliário.

1.1 Características dos ativos imobiliários - As diferenças e semelhanças com o mercado de capitais

Os bens imóveis apresentam um conjunto de características particulares que os diferenciam dos restantes ativos financeiros. Neves et al. (2009), definem um conjunto de características dos bens imóveis, das quais salientamos as principais:

- Os bens imobiliários são marcados pela imobilidade geográfica. Este atributo poderá explicar a enorme importância da localização na definição do valor dos bens imobiliários, bem como a importância de todos os fatores exógenos ao imóvel relacionados com a localização (acesso a infraestruturas, qualidade da zona, áreas verdes, proximidade a escolas, hospitais, e todo o tipo de serviços e comércio);
- Os imóveis são extremamente heterogêneos. Não existem duas propriedades exatamente iguais;
- A elevada durabilidade dos ativos imobiliários promove uma taxa de substituição reduzida. E por isso, historicamente, este mercado apresenta um menor número de transações por comparação a outros mercados de ativos. Não obstante, com exceção dos terrenos, os ativos imobiliários têm um tempo de vida finito, uma vez que são suscetíveis à deterioração física e funcional, tornando-se na ausência de obras de conservação e manutenção, obsoletos;
- Os imóveis são indivisíveis e, por conseguinte, apresentam um elevado valor unitário. Por esta razão, muitos investidores não podem incluir na sua estratégia de diversificação

investimentos em imobiliário de forma direta, podendo contudo, adquirir unidades de participação em Fundos de Investimento Imobiliário (FII)¹;

- Os imóveis não são um investimento pré-formatado: o nível de eficácia e eficiência no desempenho das atividades de gestão da propriedade imobiliária influenciam o respetivo valor. Ao contrário do que acontece nos ativos financeiros, o proprietário de ativos imobiliários tem a possibilidade de adicionar valor ao seu investimento;
- O mercado imobiliário é um mercado de balcão. Contrariamente ao mercado acionista, os ativos não estão cotados em bolsa, o seu preço é determinado através de avaliações aos imóveis. A negociação não é centralizada e resulta da análise de transações anteriores. Os preços praticados nas transações não são divulgados convenientemente, há uma reduzida disseminação de informação, e por conseguinte, a informação é imperfeita;
- O excesso de custos legais e burocráticos vem ajudar a promover a reduzida liquidez, na medida em que torna as transações imobiliárias morosas e dispendiosas.

Tendo presente o supracitado, o imobiliário, em comparação com outros ativos, é um ativo transacionado com menor frequência, e cada transação tem uma enorme capacidade de influenciar o mercado.

Contrariamente ao que acontece no mercado de capitais, a heterogeneidade, a reduzida difusão da informação e o reduzido número de transações, promovem a impossibilidade da formação de um mercado organizado e transparente, o que dificulta a canalização da poupança para este tipo de investimento.

Segundo Brealey e Myers (1992), teoricamente, se o mercado é eficiente, os preços refletem toda a informação disponível, ou seja, a informação é amplamente acessível e económica para os investidores, o preço incorpora de imediato as novas informações e por isso, a compra ou venda de qualquer título ao preço vigente no mercado nunca será uma transação de valor atual líquido (VAL) positivo. Outras condições apontadas para a existência de um mercado perfeito são: a homogeneidade do produto, elevado número de transações, elevado número de compradores e vendedores (*price takers*), por si só, sem capacidade para influenciar a definição do preço. Dado

¹ Os FII surgiram em Portugal na década de 80 com o objetivo de possibilitar aos pequenos aforradores o acesso a investimentos imobiliários.

que o mercado imobiliário não se pauta por estas características poder-se-á concluir pelo seu reduzido grau de eficiência.

Apesar dos ativos imobiliários e os restantes ativos financeiros apresentarem peculiaridades distintas, não deixam de manifestar algumas características em comum: o VAL de ambos é influenciado pelo rendimento gerado no futuro, pelo risco associado e pela estimativa da taxa de crescimento. Para ambos os ativos, *ceteris paribus*, quanto maior o volume e crescimento dos rendimentos e menor a incerteza a eles associada, maior o valor do ativo, e portanto, maior a intenção de investimento por parte dos investidores.

Segundo a Teoria da Carteira de Markowitz (1952), as variáveis analisadas pelos investidores nas suas decisões de investimento são o valor e a incerteza dos fluxos de caixa gerados por cada classe de ativos, isto é, o binómio risco rendibilidade.

Em concordância com a Teoria Moderna de Gestão de Carteiras², Rui Alpalhão (1996) salienta que a inclusão de ativos imobiliários em carteiras de investimentos é consensual, não só pelo potencial de rendimento mas também pela sua reduzida correlação com o retorno de outros ativos, nomeadamente, ações e obrigações, e consequentes benefícios em termos da diversificação de carteiras.

Posto isto, os ativos imobiliários estão a competir pela alocação de fundos com os restantes ativos financeiros. Esses fundos podem provir de capitais próprios e/ou dívida. No caso do investidor recorrer a dívida para o financiamento dos seus investimentos, o custo do endividamento para a aquisição de ativos imobiliários é normalmente mais favorável do que o existente para a aquisição de outro tipo de ativos, uma vez que o comprador tem a possibilidade de utilizar como colateral a hipoteca do imóvel, diminuindo o risco da operação de crédito e obtendo, tradicionalmente e tendencialmente, taxas de juro mais reduzidas.

As instituições financeiras apresentam um profundo envolvimento no processo de financiamento do mercado imobiliário, tanto ao nível da promoção, como ao nível da aquisição imobiliária por parte do cliente final. Esta relação de proximidade entre o mercado imobiliário e a banca comercial é apontada como a génese da atual crise económica e financeira, na medida em que a

² Os fundamentos da Teoria Moderna de Gestão de Carteiras surgiram no artigo de Markowitz (1959).

crise do crédito bancário de alto risco (“*subprime mortgage crisis*”), que se iniciou nos Estados Unidos da América, deveu-se entre outras causas, a condições na atribuição de créditos bancários erradas, alimentadas por avaliações erradas, onde a sobrevalorização dos imóveis dados como garantia era uma prática comum.

1.2 Mercado imobiliário – uma primeira visão

Segundo Neves et al. (2009), a evolução da oferta e da procura no mercado imobiliário é complexa uma vez que está dependente da evolução de vários mercados interligados. Não obstante, o mercado imobiliário está sujeito à “lei da oferta e da procura” tal como outros mercados.

No mercado do espaço imobiliário são transacionados os direitos de utilização do espaço. O espaço imobiliário existente pode ser propriedade do próprio utilizador do espaço ou de uma terceira parte (na forma de arrendamento). Caso a procura de espaço imobiliário seja superior à oferta existente no mercado, será necessário produzir mais espaço imobiliário. Esta produção acontece no mercado da promoção imobiliária através da atuação dos promotores e construtores. Os mercados de espaço e de promoção imobiliária estão ligados, por sua vez, ao mercado do solo. Sendo o *stock* de solo limitado, verifica-se uma competição pela utilização do solo disponível, pelas várias utilizações possíveis (mercado do solo).

O processo de produzir mais espaço imobiliário desenvolve-se, portanto, em diferentes etapas, desde a obtenção de financiamento, a aquisição do terreno, a conceção do produto, a autorização de construção e a construção propriamente dita. Todas estas fases são morosas e implicam o dispêndio de elevados recursos financeiros. Portanto, é difícil aumentar a oferta rapidamente para responder à nova procura. No curto prazo, a oferta é inelástica, e o preço sobe perante o aumento da procura.

1.3 Modelo dos 4 Quadrantes

O modelo dos 4 quadrantes desenvolvido por DiPasquale e Wheaton (1992) permite analisar de forma mais sistemática a dinâmica do mercado imobiliário de que falámos anteriormente.

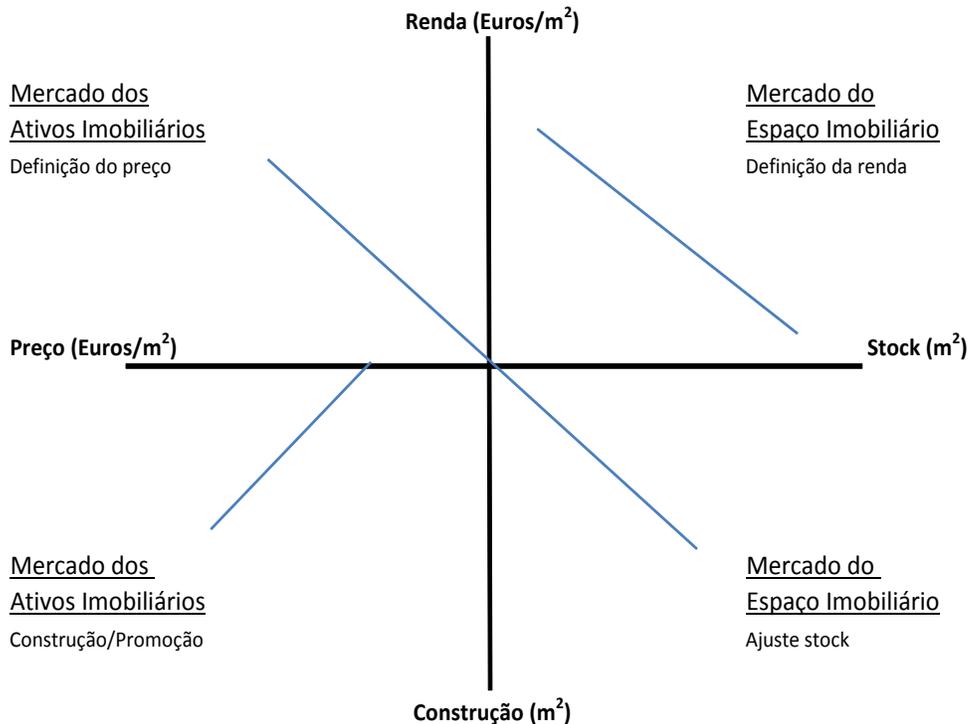
Os pressupostos que este modelo assume são:

- Os mercados imobiliários são competitivos;
- O horizonte temporal da análise é o curto prazo (o que pressupõe que o *stock* de imobiliário disponível num dado período t é fixo);
- O mercado imobiliário está dividido em dois segmentos: mercado dos ativos imobiliários e mercado do espaço imobiliário.

No mercado de ativos imobiliários (quadrantes esquerdos da figura 1) transaciona-se a propriedade dos bens imobiliários. No mercado de espaço imobiliário (quadrantes direitos da figura 1) transacionam-se os direitos de utilização do espaço imobiliário.

Estes mercados encontram-se intrinsecamente ligados na medida em que as rendas geradas pelo imóvel (no mercado de espaço imobiliário) têm impacto na determinação do valor do ativo imobiliário (no mercado de ativos imobiliários), e ainda, na medida em que variações no volume de construção, *ceteris paribus*, têm impacto tanto no nível das rendas (no mercado do espaço imobiliário) como no nível do preço dos imóveis (no mercado de ativos imobiliários).

Figura nº 1 – Modelo dos 4 Quadrantes



Quadrante superior direito:

No quadrante superior direito está representada a procura de espaço imobiliário em função da renda praticada nesse mercado, no curto prazo. No eixo vertical apresenta-se a renda, em euros por metro quadrado, e no eixo horizontal apresenta-se a quantidade de espaço em metros quadrados. A função assumida, por simplificação, é linear, e para traduzir a relação negativa entre renda e quantidade de metros quadrados, o declive é negativo: o aumento do valor da renda promove a diminuição da procura de espaço, *ceteris paribus*. O declive da reta vai depender da sensibilidade da procura a variações da renda: quanto mais insensível for a procura a alterações da renda, mais a reta tenderá para a verticalidade, e vice-versa.

Para qualquer alteração noutras variáveis que não as representadas nos eixos, verificar-se-á uma deslocação paralela da reta para fora ou para dentro. O rendimento das famílias, a taxa de desemprego, as taxas de juro, a facilidade de acesso ao crédito, a fixação de subsídios ao

arrendamento ou fixação de subsídios ao mercado de habitação própria, são alguns exemplos de variáveis capazes de provocar a deslocação da reta.

Um aumento do rendimento disponível das famílias vai deslocar a reta para fora, o que significa que para o mesmo nível de renda, as famílias estão dispostas a adquirir mais *stock* de imobiliário. Já no caso da taxa de desemprego, a reta deverá deslocar-se para dentro.

Quadrante superior esquerdo:

Neste quadrante é determinado o preço dos ativos imobiliários como uma função das rendas. O eixo vertical assinala a renda (em euros por metro quadrado), e o eixo horizontal assinala os preços (em euros por metro quadrado). A função assumida é linear e com declive positivo, de forma a evidenciar que a valorização de um ativo é proporcional à renda que permite auferir. O aumento do valor da renda promove o aumento do preço do ativo imobiliário, *ceteris paribus*.

O modelo sugere que em equilíbrio, o preço do ativo é definido da seguinte forma:

$$P = \frac{R}{r}, \quad (1)$$

sendo

P - preço do ativo imobiliário por m²;

R – renda gerada pelo ativo por m²;

r – taxa de atualização.

A taxa de atualização considerada no modelo é a taxa de juro sem risco³ adicionada do prémio de risco. Considera-se ainda que é nula a taxa de crescimento real das rendas. Da relação anterior também podemos concluir que o valor dos ativos é inversamente proporcional às taxas de juro.

³ De acordo com Neves et al. (2009), a taxa de juro sem risco é baseada nas obrigações do tesouro do país onde o imóvel se encontra. Geralmente, é usada a taxa de rendibilidade até à maturidade das obrigações do tesouro (*yield to maturity*) com 10 anos de maturidade, uma vez que o investimento em imobiliário é um investimento de longo prazo.

Quadrante inferior esquerdo:

No quadrante inferior esquerdo está representado o mercado onde os ativos imobiliários são produzidos. O eixo vertical representa o nível de construção em metros quadrados, e o horizontal representa o preço em euros por metro quadrado.

A construção de novos ativos ocorrerá enquanto os preços dos ativos forem superiores ao respetivo custo de construção, até ao limite do preço igualar o custo. O declive da reta traduz a condição que o promotor só aumentará o nível de construção perante a existência de maiores rendibilidades. O custo do solo e o custo de construção estão ligados diretamente a este mercado, influenciando o declive. Assim, por exemplo, se o custo do solo aumentar, o declive diminui para traduzir a exigência de maiores rendibilidades para a construção de novos ativos.

Quadrante inferior direito:

Neste quadrante podemos verificar a relação entre quantidade construída e a alteração do *stock* disponível. No eixo vertical representa-se a quantidade construída e no eixo horizontal representa-se o *stock* de imobiliário, ambos definidos em metros quadrados. A variação do *stock* resulta da diferença entre a quantidade construída e as perdas resultantes da depreciação a que os ativos imobiliários estão sujeitos.

Exemplo da interação dos vários mercados:

A hipótese base é que os mercados estão em equilíbrio (expresso pelos pontos assinalados com um “1” na figura 2).

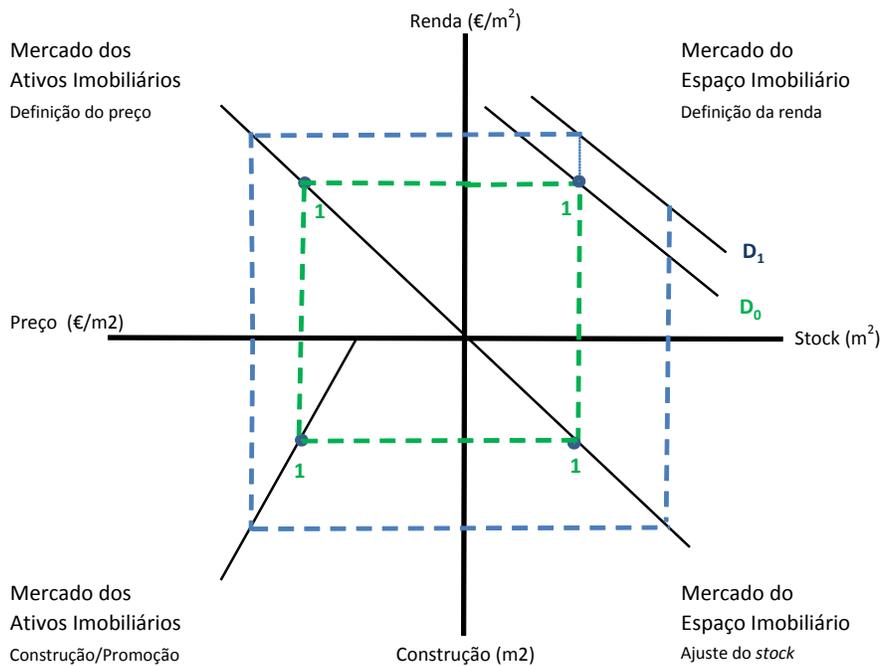
Vamos supor que o salário mínimo nacional aumenta, e por sua vez, o rendimento disponível das famílias também aumenta.

A procura de habitação para arrendamento, para a mesma renda por metro quadrado, aumenta. Graficamente, verifica-se este efeito com a deslocação da reta para a direita, de D_0 para D_1 , no quadrante superior direito. O aumento da renda vai resultar num aumento do preço dos ativos (quadrante superior esquerdo). Como os custos de construção mantêm-se constantes, os produtores são encorajados a construir mais (quadrante inferior esquerdo) e desta forma, a oferta

de espaço para arrendamento também aumenta ajustando-se ao aumento da procura inicial (quadrante inferior direito).

O processo de ajustamento continuará até ser obtido o novo ponto de equilíbrio.

Figura nº 2 – Perturbação no mercado de arrendamento



Capítulo 2 – Modelo fiscal de avaliação de prédios urbanos de acordo com o Código do Imposto Municipal sobre Imóveis

Neste capítulo expõe-se a principal legislação que suporta o modelo fiscal de avaliação de prédios urbanos ou rústicos bem como a utilização desse modelo no cálculo do valor patrimonial tributário. A nossa análise vai recair fundamentalmente sobre os prédios urbanos.

2.1 Legislação

O Decreto-Lei n.º287/2003 de 12 de novembro, veio reformular a tributação do património, com a aprovação dos códigos do Imposto Municipal sobre Imóveis (CIMI) e do código do Imposto Municipal sobre transações Onerosas de Imóveis (CIMT).

O CIMI veio substituir o Código da Contribuição Autárquica (em vigor desde 1 de janeiro de 1989). De acordo com o artigo nº1, capítulo I do CIMI, o Imposto Municipal sobre Imóveis (IMI) incide sobre o valor patrimonial tributário dos prédios urbanos ou rústicos e constitui uma receita dos municípios onde estes se localizam.

Os prédios urbanos, segundo o artigo 4.º, capítulo I do CIMI, são todos aqueles que não são classificados como prédios rústicos ou terrenos. “Grosso modo”, o artigo 3.º, do mesmo capítulo, classifica os prédios rústicos como terrenos situados fora de um aglomerado urbano⁴, onde não seja permitida a construção, e cuja afetação, caso tenha uma, seja a obtenção de rendimentos agrícolas.

Os prédios urbanos dividem-se portanto, em habitacionais, comerciais, industriais, para serviços, ou terrenos para construção.

⁴ Para efeitos do presente Código, consideram-se aglomerados urbanos, além dos situados dentro de perímetros legalmente fixados, os núcleos com um mínimo de 10 fogos servidos por arruamentos de utilização pública, sendo o seu perímetro delimitado por pontos distanciados 50 m do eixo dos arruamentos, no sentido transversal, e 20 m da última edificação, no sentido dos arruamentos.

No âmbito da atualização periódica do valor patrimonial tributário e de acordo com o artigo 138º do CIMI, os valores patrimoniais tributários dos prédios urbanos comerciais, industriais, ou para serviços, são atualizados anualmente com base nos coeficientes de desvalorização da moeda. A sua fixação tem periodicidade anual pela portaria do membro do Governo responsável pela área das finanças.

Já os restantes prédios urbanos, são atualizados trienalmente com base em 75% do mesmo coeficiente.

As avaliações em sede do CIMI são totalmente assentes em fatores objetivos, de grande simplicidade e coerência interna, e sem espaço para a subjetividade e discricionariedade do avaliador. Assumem relevância variáveis como o custo médio de construção, a área bruta de construção, o preço por metro quadrado, o valor do terreno, a localização, a qualidade e o conforto da construção, a vetustez e as características envolventes, como veremos a seguir.

2.2 Modelo fiscal para determinação do valor patrimonial tributário dos prédios urbanos

O valor patrimonial tributário de imóveis para habitação, comércio, indústria, e serviços é determinado pela seguinte fórmula:

$$\mathbf{Vt = Vc \times A \times Ca \times Cl \times Cq \times Cv,} \quad (2)$$

sendo

Vt: valor patrimonial tributário;

Vc: valor base dos prédios edificados;

A: área bruta de construção + área excedente à área de implantação;

Ca: coeficiente de afetação;

Cl: coeficiente de localização;

Cq: coeficiente de qualidade e conforto;

Cv: coeficiente de vetustez.

O valor base dos prédios edificados (V_c) corresponde ao custo médio de construção por metro quadrado, adicionado do valor do metro quadrado do terreno de implantação, que é fixado em 25% daquele custo.

O custo médio de construção compreende os encargos diretos e indiretos, suportados na construção do edifício, designadamente materiais, mão-de-obra, equipamentos, administração, energia, comunicações e outros consumíveis.

A área bruta de construção do edifício ou da fração e a área excedente à implantação (A) resultam da seguinte fórmula:

$$A = (Aa + Ab) \times Caj + Ac + Ad , \quad (3)$$

sendo

Aa: área bruta privativa;

Ab: áreas brutas dependentes;

Caj: coeficiente de ajustamento de áreas;

Ac: área do terreno livre até ao limite de duas vezes a área de implantação;

Ad: área do terreno livre que excede o limite de duas vezes a área de implantação.

Nos termos do CIMI, considera-se área bruta privativa (Aa) a superfície total, medida pelo perímetro exterior e eixos das paredes ou outros elementos separadores do edifício ou da fração. Inclui varandas privativas, caves e sótãos privativos com utilização idêntica à do edifício ou da fração, a que se aplica o coeficiente 1.

As áreas brutas dependentes (Ab) são as áreas cobertas e fechadas de uso exclusivo, ainda que constituam partes comuns e estejam situadas no exterior do edifício ou da fração. A sua utilização é acessória relativamente ao imóvel. É o caso das garagens, parqueamentos, arrecadações, instalações para animais, sótãos, ou caves acessíveis, entre outros, desde que não integrados na área bruta privativa, a que se aplica o coeficiente 0,3.

A área do terreno livre (Ac e Ad) resulta da diferença entre a área total do terreno e a área de implantação das construções, integrando jardins, parques, campos de jogos, piscinas, quintais, e outros logradouros. O terreno livre até ao limite de duas vezes a área de implantação (Ac) é afetado por um coeficiente de 0,025, e na área que ultrapassa este limite (Ad) o coeficiente é de 0,005.

O coeficiente de ajustamento de áreas (Caj) é aplicado às áreas bruta privativa e dependente e varia em função dos escalões de área.

Por seu lado, o coeficiente de afetação (Ca) depende do tipo de utilização dos imóveis. Se o imóvel for para habitação, o coeficiente assume o valor de 1, se o imóvel for para habitação social, o coeficiente assume o valor de 0,7, se o imóvel for para comércio, o coeficiente assume o valor de 1,20, se o imóvel for para serviços, o coeficiente assume o valor de 1,10, etc.

No que respeita ao coeficiente de localização (Cl), este varia entre 0,4 e 3,5, podendo, em situações de habitação dispersa em meio rural, descer para 0,35. Os coeficientes ainda podem variar na mesma zona, consoante se apliquem a edifícios destinados a habitação, comércio, indústria, ou serviços.

São exemplos de elementos considerados para determinar este coeficiente as acessibilidades, traduzidas pela qualidade e quantidade das vias rodoviárias, ferroviárias, fluviais e marítimas; a proximidade de equipamentos sociais, tais como escolas, serviços públicos e comércio; o fácil ou difícil acesso a serviços de transportes públicos, *inter alia*.

No que concerne ao coeficiente de qualidade e conforto (C_q) é aplicado ao valor base do imóvel edificado, podendo ser majorado até 1,7 e minorado até 0,5. Obtém-se adicionando à unidade, os coeficientes majorativos e subtraindo os coeficientes minorativos. São exemplos de coeficientes majorativos os sistemas centrais de climatização, a qualidade construtiva, a existência de elevadores ou escadas rolantes, a existência de terraços, a localização em edifícios destinados a escritórios, etc. Por sua vez, a inexistência de instalações sanitárias, a inexistência de rede pública ou privada de água, eletricidade, ou esgotos, a inexistência de elevadores em edifícios com mais de 3 pisos, entre outros, são exemplos de coeficientes minorativos.

Por último, o coeficiente de vetustez (C_v) corresponde à idade do imóvel e é determinado em função do número inteiro de anos decorridos desde a data de emissão da licença de utilização, quando exista, ou da data da conclusão das obras de edificação. O coeficiente varia entre 1 e 0,4. Assim, por exemplo, se a licença de utilização tiver mais de 60 anos, o coeficiente de vetustez é de 0,4, e se a licença de utilização tiver menos de 2 anos, o coeficiente toma o valor de 1.

Capítulo 3 – Métodos de avaliação no mercado imobiliário

O mercado imobiliário é um mercado de balcão ou OTC (*over-the-counter*) onde a negociação não é centralizada mas baseada num conjunto de transações privadas (Rui Alpalhão, 2001)). Por conseguinte, o desempenho dos ativos imobiliários está muito dependente da valorização. As avaliações assumem um papel importantíssimo no desenvolvimento e funcionamento do mercado imobiliário. Neste capítulo iremos descrever os principais métodos de avaliação de imóveis.

3.1 Noção de valor

Para Damodaran (2001), todo o ativo tem valor e conseqüentemente pode ser avaliado.

O objetivo da avaliação imobiliária é estimar um valor para um determinado ativo imobiliário. Há diferentes noções de valor. Segundo os padrões promovidos pelas principais associações de profissionais do setor, como o Royal Institution of Chartered Surveyors (RICS) e a *The European Group of Valuers Associations* (TEGoVA), o valor de mercado de um imóvel é “a estimativa do montante mais provável pelo qual, à data da avaliação, uma propriedade após um período adequado de comercialização, poderá ser transacionada entre um vendedor e um comprador, em que ambas as partes atuaram de forma esclarecida, prudente, e sem coação.”

Esta é a definição de valor de mercado habitualmente considerada pelas consultoras imobiliárias e avaliadores. *Fair Value*, renda de mercado, e valor do investimento ou *worth*, são outras definições consideradas no RICS.

Segundo o ponto 3 da norma nº16/1999 do Instituto de Seguros de Portugal (ISP), o objetivo da avaliação é a obtenção do valor de mercado: “O ato da avaliação visará a determinação do preço pelo qual o terreno ou edifício poderia ser vendido, à data da avaliação, por contrato privado entre um vendedor e um comprador interessados e independentes, subentendendo-se que o bem é objeto de uma oferta pública no mercado, que as condições deste permitem uma venda regular e que se dispõe de um prazo normal para negociar a venda, tendo em conta a natureza do bem”.

O artigo 15º do Regulamento nº08/2002 da Comissão do Mercado de Valores Mobiliários (CMVM) para os FII, apresenta a seguinte redação no que ao objetivo da avaliação diz respeito: “A avaliação de um imóvel deve ser efetuada com o intuito de fornecer à entidade gestora e aos participantes informação objetiva e rigorosa relativamente ao melhor preço que poderia ser obtido, caso o imóvel fosse alienado no momento da avaliação, em condições normais de mercado.”

3.2 Métodos de Avaliação Imobiliária

Os métodos de avaliação imobiliária mais populares são o método comparativo, o método do custo ou método da substituição, e o método do rendimento (DCF – *Discounted Cash Flow*).

O método de avaliação a adotar deve ser sempre adequado ao imóvel e à quantidade e qualidade de informação disponível no mercado. Assim, o avaliador na escolha do ou dos métodos a utilizar, deve ter em conta as características específicas do terreno ou do edifício em avaliação bem como a sua tipologia.

O método comparativo baseia-se na premissa da substituição e da utilidade. Um comprador plenamente informado não está disposto a pagar mais por um imóvel do que o preço de aquisição de outro comparável e com semelhante utilidade. Um comprador racional compara preço/utilidade, e portanto, à medida que a utilidade do bem aumenta, a disposição para pagar um preço mais elevado também aumenta, *ceteris paribus*.

A determinação do valor é efetuada através da comparação dos valores de transação de imóveis semelhantes e comparáveis, com idênticas características físicas e funcionais, obtidos através do conhecimento do mercado local e da prospeção realizada.

A qualidade dos resultados está totalmente dependente da informação recolhida, e por isso, a existência de um mercado imobiliário ativo que facilite a correta obtenção de informação mostra-se extremamente importante.

O ato de estimar o valor do património imobiliário através deste método implica a introdução de ajustamentos na análise, uma vez que há inevitavelmente aspetos, que apesar de não desvirtuarem

a comparabilidade, se assumem como diferenciadores em maior ou menor grau. O método consiste em incorporar, coeficientes majorativos e/ou minorativos ao valor do imóvel comparável de forma a obter o valor do imóvel em análise. Estes ajustamentos são subjetivos na medida em que não estão imunes à experiência prática e conhecimento teórico e real do mercado imobiliário, do avaliador. Como tal, quaisquer ajustamentos ou desvios entre a avaliação e as transações de referência devem ser devidamente fundamentados.

O método do custo ou método da substituição baseia-se no princípio de que um agente de mercado informado apenas estaria disposto a pagar pelo imóvel um montante não superior ao custo corrente de substituição do imóvel em análise. Este custo pode ser determinado de acordo com duas visões: a perspetiva de substituição e a perspetiva de reposição. A primeira procede à substituição do imóvel através do recurso a tecnologias e materiais de construção atuais com a manutenção das características do imóvel. A segunda procede à reprodução do imóvel observando a manutenção das suas características físicas e funcionais. O custo associado à substituição engloba o valor do terreno e o montante gasto com a construção (custos diretos e indiretos que advêm da construção, e ainda uma margem de lucro do projeto).

Na determinação do valor final do edifício deve ser considerada uma taxa de depreciação, que pretende traduzir a diferença entre o valor a novo e o respetivo valor atual. Esta taxa de depreciação vai incorporar a perda de utilidade originada pela deterioração física, obsolescência funcional e económica.

No método do rendimento ou método de atualização das rendas futuras (do inglês, *Discounted Cash Flow*), o valor do património imobiliário corresponde ao valor atual de todos os benefícios futuros decorrentes da sua posse. O valor de um imóvel vai depender da sua capacidade de gerar rendimento.

De forma a converter os rendimentos futuros num valor atual, podemos recorrer: por um lado, à capitalização direta, que converte uma estimativa de rendimento de um só período (geralmente, o ano ou o mês) numa indicação de valor, que é meramente uma perpetuidade sem crescimento; e por outro à capitalização baseada na *yield*, que converte os rendimentos futuros num valor atual através da aplicação de uma taxa de rendibilidade.

Na capitalização direta (também designado por método dos múltiplos do rendimento) o apuramento do valor do edifício resulta do quociente entre a renda anual efetiva ou previsivelmente libertada, líquida de encargos de conservação e manutenção, e uma taxa de remuneração adequada às suas características e ao nível do investimento, face às condições gerais do mercado imobiliário no momento da avaliação (designada por *Cap Rate*).

A relação entre o valor de mercado e o fluxo operacional é dado por:

$$V_0 = \frac{R_1}{r_0}, \quad (4)$$

sendo V_0 o valor do imóvel no momento zero, R_1 o valor estimado dos rendimentos líquidos para o próximo ano e r_0 a “*Cap Rate*” no momento zero.

Amaro Laia (2007) realça que a utilização direta da *cap rate*, recolhida no mercado para estimar o valor de uma determinada propriedade, só é possível se as propriedades da amostra, a partir das quais se estimou a *cap rate* média, forem idênticas à propriedade a avaliar, nomeadamente quanto ao risco, localização, tamanho, idade, condições de arrendamento, entre outros.

Uma das grandes limitações apontadas a este modelo de avaliação é o facto de não considerar a evolução dos fluxos de caixa futuros.

A capitalização baseada na *yield* é mais rica que a anterior, uma vez que dá resposta à limitação apontada na parametrização anterior.

O primeiro passo nesta segunda definição de capitalização, é seleccionar um período adequado para a realização da análise, baseando-se na vida útil expectável para o imóvel. De seguida dever-se-ão prever todos os cash-flows futuros ou padrões de cash-flow, inclusive, o valor residual do imóvel (valor de mercado que reflete o fim da sua vida útil). Segundo Brueggeman e Fisher (2008), o fluxo de caixa a considerar representa o rendimento obtido pela propriedade depois das despesas operacionais, mas antes dos encargos financeiros e pagamentos de impostos.

A renda potencial é determinada pelo somatório das rendas efetivas, baseadas nos termos e condições presentes nos contratos de arrendamento existentes, com as rendas de mercado das frações devolutas, sendo a renda de mercado a mais provável de ser obtida na assinatura de um novo contrato de arrendamento à data da avaliação.

No caso do património imobiliário em avaliação ser indissociável da exploração económica de um determinado negócio, poderão ainda ser analisados fluxos de caixa determinados com base em rácios médios de proveitos e custos do sector de atividade no qual se integre a dita exploração (valor indicativo de exploração).

As despesas operacionais incluem todas as despesas necessárias ao longo do ano, que não acrescentam valor à propriedade, mas que permitem a manutenção desta em condições normais de funcionamento. Das despesas correntes relacionadas com a operação e manutenção de uma propriedade destacam-se o IMI, a taxa de saneamento, o seguro do imóvel, os consumos de aquecimento, o ar condicionado, a água e eletricidade do condomínio, os custos com a gestão do imóvel, as pequenas reparações e o IVA não recuperável. Já as despesas de “*capital expenditures*” representam alterações e melhorias que vão permitir um aumento de valor e podem prolongar a vida útil do imóvel, nomeadamente, a reparação do telhado, o sistema de ar condicionado e as pinturas. Muitas vezes, para simplificação, considera-se uma despesa constante anual.

Finalmente procede-se à escolha de uma taxa de atualização adequada, que converterá os rendimentos líquidos futuros num valor atual, através do desconto individual de cada fluxo de caixa por aplicação da taxa definida. A determinação da taxa de desconto é um ponto fundamental na avaliação do imóvel, na medida em que pequenas variações incrementais ou decrementais na taxa adotada podem gerar grandes discrepâncias nos valores obtidos para a avaliação.

Segundo Damodaran (2001) quanto maior o nível e o crescimento dos fluxos de caixa e quanto menor o risco associado aos fluxos de caixa, maior o valor do ativo.

3.3 Outras considerações sobre as avaliações – o Investment Property Databank (IPD)

O IPD foi criado em 1985, em Londres, por Rupert Nabarro e Ian Cullen, e dedica-se à produção de medidas de performance de investimento e análise do mercado imobiliário.

A qualidade da avaliação imobiliária é fundamental para garantir a credibilidade dos índices IPD, e neste âmbito, o IPD determina critérios base para garantir a harmonização das metodologias de avaliação dos diferentes avaliadores e assim obter dados comparáveis. Segundo o IPD (2010), os critérios a assegurar numa avaliação, entre outros, são:

- O período mínimo de análise é de cinco anos. Caso o imóvel tenha contratos de arrendamento de prazo superior, ou se estão previstos investimentos significativos ou alterações de uso além do horizonte dos cinco anos, o prazo deverá ser alargado.
- Impostos sobre a propriedade devem ser sempre considerados na sua totalidade, mesmo que sejam passíveis de imputação ao arrendatário. Assim, a totalidade do imposto deve ser considerado na íntegra como um pagamento regular.
- Taxas de desocupação devem ser especificadas à data da avaliação e expressas em termos de área desocupada ou em termos de valor de renda.
- Os custos operacionais e de manutenção devem ser ajustados de acordo com a idade e condições de conservação do imóvel.

O IPD estabelece ainda vários requisitos ao relatório de avaliação consoante o tipo de método de avaliação utilizado. No que a normas do relatório de avaliação diz respeito, também o RICS, define com clareza, o que um relatório deve conter (Identificação do cliente, finalidade da avaliação, objeto da avaliação, tipo de ativo, data da avaliação, a natureza e fonte da informação na qual o avaliador se baseou, a opinião de valor, em número e por extenso, entre outros).

Capítulo 4 – Relação entre variáveis macroeconómicas e o mercado imobiliário

Segundo o IPD, os avaliadores devem analisar o contexto económico presente, permitindo uma melhor compreensão do valor aferido na avaliação, nomeadamente agregados macroeconómicos e dados públicos sobre a evolução de alguns parâmetros do mercado imobiliário. Neste capítulo procurou-se validar estatisticamente a relação entre o imobiliário e a economia. Começamos por descrever a amostra e a metodologia selecionada, para depois explicar os resultados obtidos.

4.1 Determinação da relação entre o mercado imobiliário e a economia

O primeiro passo para o ajustamento do modelo fiscal foi aferir a existência da relação, que acreditamos, entre o mercado imobiliário e a economia. Para tal recorreu-se à construção de regressões lineares assentes no Método dos Mínimos Quadrados (MQ).

4.1.1 Caracterização da amostra

Os dados macroeconómicos que considerámos terem maior capacidade para refletir o estado da economia são os grandes agregados económicos como o PIB, o RNB, e o RND⁵.

Relativamente, ao mercado imobiliário, como a informação é pouco transparente e de difícil acesso, optou-se por criar uma *proxy* do mercado imobiliário baseado no valor dos imóveis que constituem os FII em Portugal. O acompanhamento das alterações no valor individual destes imóveis permite de forma aproximada seguir a evolução do mercado imobiliário como um todo. Tivemos o cuidado de não acompanhar, simplesmente, a evolução do valor global líquido dos Fundos, porque este não só é afetado pelas condições macroeconómicas como por flutuações no montante de empréstimo e liquidez, e ainda, por alienações e aquisições que cada Fundo em análise possa ter efetuado ao longo dos anos.

⁵ As séries do PIB, RNB e RND foram recolhidas no *site* PorData.

Os primeiros FII surgiram em Portugal em 1987, consequência do decreto-lei nº246/85 de 12 de julho de 1985 (entretanto revogado pelo artigo 32.º do Decreto-Lei n.º 229-C/88, de 4 de julho de 1988). A partir dessa data, os FII cresceram em número e em volume sob gestão. Em dezembro de 2011 existiam 264 FII com um valor líquido global total de cerca de 12 mil milhões de euros.

A composição discriminada das carteiras dos FII é pública e está disponível no *site* da CMVM. Contudo, a CMVM só disponibiliza esta informação desde 2002, razão pela qual a amostra utilizada tem um horizonte temporal de apenas 10 anos (2002 a 2011). Em cada ano, o valor do mercado imobiliário corresponde à soma do valor dos imóveis dos FII. Apesar da CMVM publicar a composição discriminada da carteira mensalmente, apenas foi recolhida informação anual, à data de 31 de dezembro de cada ano, porque os imóveis não são avaliados tão frequentemente. De acordo com o artigo 29º do Regime Jurídico dos Fundos de Investimento Imobiliário publicado pela CMVM, a regra geral diz que os FII devem avaliar os imóveis com uma periodicidade mínima de 2 anos. Posto isto, a recolha anual do valor das carteiras de imóveis é suficiente para conseguir captar as alterações nas avaliações.

Na construção da nossa amostra escolhemos FII que existiam em dezembro de 2002 e não tinham maturado em dezembro de 2011, o que significa, um total de 37 FII. Contudo, foram excluídos todos os imóveis que apresentavam variações nas avaliações superiores a 10%⁶ face ao ano anterior, na medida em que não cremos que sem a intervenção do proprietário em obras ou outros acontecimentos extraordinários, uma avaliação sofra uma alteração superior a 10% no seu valor. Como o objetivo é perceber o impacto da evolução económica do país nas avaliações dos imóveis, decidimos retirar esses casos. Em suma, a *proxy* do mercado imobiliário português, em cada ano, resulta da soma do valor de 473 bens imobiliários.

4.1.2 Metodologia: Regressão Linear

A análise de regressão é, entre as técnicas estatísticas, a mais utilizada quando se pretende modelar o relacionamento entre uma variável dependente e uma ou mais variáveis independentes ou explicativas. O objetivo principal da análise de regressão é prever o valor de uma variável, a

⁶ Valorização ou desvalorização > 10%.

variável dependente, sendo conhecido o valor de uma ou mais variáveis independentes. Não obstante a previsão ser uma das etapas essenciais nos modelos de regressão linear, estes são sobejamente utilizados, com sucesso, na análise do impacto que uma variável explicativa pode ter sobre a variável que se pretende explicar.

No caso de existir uma única variável explicativa, estamos perante o modelo de regressão linear simples, ao passo que se existirem diferentes variáveis explicativas, estamos perante o modelo de regressão linear múltipla.

No presente trabalho vamos utilizar o modelo de regressão linear simples para obter a relação entre a economia do país e o mercado imobiliário. Do conjunto de variáveis seleccionadas⁷, as que revelaram resultados estatisticamente mais robustos para traduzirem o estado da economia do país foram: o PIB a preços correntes, o RNB e o RND. Todavia, procurou-se enriquecer o modelo pela via da regressão múltipla mas o forte grau de multicolinearidade⁸ entre as variáveis inviabilizou esta intenção.

Considerando a reduzida dimensão da amostra, a escolha do número de variáveis explicativas teve também em consideração o princípio da parcimónia⁹. Este princípio sugere que adotemos modelos tão simples quanto possível, na medida em que demasiadas variáveis explicativas podem, por um lado, deteriorar a precisão relativa dos coeficientes individuais, e por outro, conduzir à perda de graus de liberdade. Este último aspeto é tanto mais relevante quanto menor o número de observações da amostra uma vez que compromete a inferência estatística e a capacidade preditiva do modelo.

⁷ Para este estudo foram seleccionadas e analisadas um conjunto alargado de variáveis macroeconómicas: o PIB a preços correntes, o PIB a preços constantes, o RNB, o RND, o salário mínimo, a poupança bruta das famílias, o número de desempregados inscritos no centro de emprego e formação profissional, a população desempregada (total), o indicador de sentimento económico, a taxa de inflação, os impostos sobre as famílias e empresas em percentagem das receitas, e a taxa de desemprego.

⁸ Define-se por multicolinearidade a existência de relações lineares entre as variáveis independentes o que torna impossível isolar as suas influências separadas e obter uma estimativa precisa dos seus efeitos relativos.

⁹ O princípio da parcimónia também é designado por princípio de Occam Razor (William of Occam, 1285-1350).

O modelo de regressão linear simples (MRLS) define-se pelo seguinte conjunto de hipóteses (hipóteses clássicas):

$$[\mathbf{H0}] Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + u_i$$

Esta hipótese estabelece, para cada observação i , uma relação linear de dependência, suportada por dois parâmetros, β_1 e β_2 , designados coeficientes de regressão, entre uma variável explicada, Y , uma variável explicativa observável, X , e um termo de perturbação aleatório não observável, u ;

$$[\mathbf{H1}] E(u_i) = 0$$

Esta hipótese estabelece que o valor médio de cada perturbação aleatória é nulo;

$$[\mathbf{H2}] Var(u_i) = \sigma^2$$

Esta hipótese estabelece que a variância das perturbações aleatórias é constante (hipótese de homocedasticidade);

$$[\mathbf{H3}] Cov(u_i, u_j) = 0$$

Esta hipótese estabelece que é nula a covariância entre perturbações aleatórias para diferentes momentos de tempo (hipótese de ausência de autocorrelação);

[H4] A variável explicativa X é não aleatória, pelo que é nula a covariância entre o termo de perturbação e a variável explicativa;

[H5] A variável explicativa X assume, no conjunto das observações, valores não todos iguais, ou seja, a variável X não é constante na amostra.

Resulta destas hipóteses que Y é uma variável aleatória que tem, para todo o i , média

$$E(Y_i) = \beta_1 + \beta_2 X_i \text{ e variância } Var(Y_i) = \sigma^2.$$

Assim, β_1 , β_2 , e σ^2 são os parâmetros, geralmente desconhecidos da distribuição de Y .

Como β_1 e β_2 , são parâmetros desconhecidos, a partir de uma amostra de n observações, são obtidas estimativas $\hat{\beta}_1$ e $\hat{\beta}_2$, desses parâmetros e pode escrever-se:

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_i, \quad (5)$$

em que \hat{Y}_i é o valor estimado de Y correspondente à i -ésima observação.

Designando por e_i o resíduo de estimação para a i -ésima observação, tem-se

$$e_i = Y_i - \hat{Y}_i \quad (6)$$

Logo,

$$Y_i = \hat{Y}_i + e_i \quad (7)$$

$$e Y_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_i + e_i \quad (8)$$

Na estimação dos parâmetros β_1 e β_2 , adotámos o método dos mínimos quadrados, que se baseia no critério da minimização da soma dos quadrados dos resíduos.

$$[\mathbf{H6}] u_i \sim N(0, \sigma^2) \forall i$$

Esta última hipótese estabelece que a distribuição de probabilidade das perturbações aleatórias u_i é uma distribuição normal (hipótese da normalidade), com média nula e variância constante.

Nestas condições, os estimadores de mínimos quadrados dos coeficientes de regressão têm variância mínima na classe dos estimadores centrados (corolário do teorema Gauss-Markov). De acordo com o teorema de Gauss-Markov, verificadas as hipóteses enumeradas, os estimadores

obtidos são lineares em Y, eficientes, centrados e consistentes. São designados na literatura, por coeficientes BLUE (*Best Linear Unbiased Estimators*) uma vez que os estimadores obtidos pelo método dos MQ são, na classe dos estimadores lineares em Y e centrados, os estimadores de variância mínima.

Em situações de heterocedasticidade e/ou autocorrelação (violação das hipóteses [H2] e/ou [H3]), a centralidade dos estimadores de MQ dos parâmetros da equação de regressão não é afetada. Contudo, esses estimadores deixam de ser de variância mínima entre os estimadores lineares e centrados, comprometendo a validade dos processos de inferência estatística que assentam na informação produzida com base nessas estimativas.

De forma a verificar a violação das hipóteses [H2] e [H3] devemos efetuar alguns testes que serão devidamente explanados: o teste de White (teste à heterocedasticidade dos resíduos) e o teste de Durbin-Watson (DW) (teste à autocorrelação dos resíduos).

Teste à heterocedasticidade dos resíduos:

Um dos testes mais utilizados para detetar a presença de heterocedasticidade dos resíduos foi introduzido por White (White, 1980) e assenta na construção de uma regressão auxiliar em que a variável independente é o quadrado dos resíduos obtidos a partir da equação (5).

A saber:

$$\hat{e}_t^2 = \alpha_1 + \alpha_2 X_{1t} + \alpha_3 X_{1t}^2 + v_t, \quad (9)$$

em que os resíduos ao quadrado da regressão original estão regredidos sobre a variável X original, o seu quadrado e uma perturbação aleatória. O teste de hipóteses subjacente corresponde à hipótese nula:

$$H_0: \alpha_2 = \alpha_3 = 0$$

A não rejeição desta hipótese, para um nível de significância previamente definido, significa a homocedasticidade dos resíduos.

O teste de White segue, assintoticamente, uma distribuição qui-quadrado, com 2 graus de liberdade¹⁰:

$$n \times R^2 \sim \chi_2^2$$

onde, n é o nº de observações, R^2 o coeficiente de determinação e 2 os graus de liberdade da regressão auxiliar (9).

Teste à autocorrelação dos resíduos:

O teste mais utilizado para a deteção da autocorrelação dos resíduos em regressões dos mínimos quadrados foi desenvolvido por Durbin e Watson (J. Durbin e G. S. Watson, 1951). A estatística de Durbin-Watson (DW) está definida como a soma do quadrado das diferenças dos resíduos em sucessivos momentos de tempo:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^{t=n} (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{t=n} \hat{u}_t^2} \quad (10)$$

Esta estatística tem como vantagem a facilidade de cálculo uma vez que depende apenas dos resíduos estimados na análise de regressão e por esta razão está disponível nos resultados disponibilizados pelo Eviews (cf. figuras nº 3, 4, e 5).

Os valores para o teste à autocorrelação encontram-se tabelados para diferentes níveis de significância estatística, sendo usualmente utilizada a margem de erro de 5%. A lógica do teste é

¹⁰ Têm-se 2 graus de liberdade porque estamos em presença do modelo de regressão linear simples.

balizar a estatística DW dentro de determinados limites¹¹ que dependem do número de observações da amostra e do número de variáveis explicativas.

As conclusões são retiradas mediante a rejeição, ou não, do seguinte teste de hipóteses:

H0: ausência de autocorrelação positiva (se $DW < 2$)

H0: ausência de autocorrelação negativa (se $DW > 2$)

Como limitação pode apontar-se o facto do teste ser débil para identificar processos autoregressivos de elevada ordem dado que os resíduos são gerados por um processo autoregressivo de primeira ordem:

$$\mathbf{u}_t = \rho \mathbf{u}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (11)$$

em que ρ corresponde ao coeficiente de correlação.

Para além dos testes supracitados, o teste à normalidade dos resíduos é essencial para garantir a fiabilidade dos testes estatísticos, intervalos de confiança e previsão.

Teste à normalidade dos resíduos:

Uma vez que a exatidão das estatísticas obtidas para o modelo de regressão linear está dependente da hipótese [H6], recorreu-se ao teste de Jarque-Bera (JB)¹² (C. M. Jarque e A. K. Bera, 1987) para validar a normalidade dos resíduos. A ideia do teste consiste em procurar ver se

¹¹ A tabela de DW apresenta um limite inferior (dl) e superior (du). As conclusões são distintas consoante se suspeite de autocorrelação positiva ($DW < 2$) ou negativa ($DW > 2$).

¹² Trata-se de um teste assintótico, ou seja, mais potente para grandes amostras. No entanto é também utilizado por diversos autores (eg. Gujarati, 2003) em amostras de reduzida dimensão desde que a interpretação seja feita com alguma cautela. Para valores do p-value significativamente elevados a conclusão pela normalidade não é posta em causa.

os valores dos erros apresentam assimetria e achatamento¹³ face aos valores de referência de uma distribuição normal, e tem a seguinte estatística:

$$JB = n \left[\frac{S^2}{6} + \frac{(K-3)^2}{24} \right] \sim \chi_2^2, \quad (12)$$

em que n é a dimensão da amostra, S o coeficiente de assimetria e K o coeficiente de achatamento¹⁴. Sob a hipótese nula de normalidade dos resíduos o teste JB segue uma distribuição qui-quadrado com 2 graus de liberdade. Em termos da ilação a retirar do teste, este conduz à não rejeição da hipótese nula (H_0 : normalidade dos resíduos) se o p-value for significativamente elevado, o que ocorre quando o valor da estatística de JB está mais próximo de zero.

4.2 Resultados obtidos^{15 16}

O valor do mercado imobiliário é a variável dependente e o PIB, RNB ou o RND, isoladamente, a variável independente. Se efetuarmos uma regressão, podemos verificar que de facto o mercado imobiliário está dependente da evolução da economia. A seguinte equação traduz o modelo usado:

$$\text{Ln}(VM_t) = \beta_1 + \beta_2 \text{Ln}(X_t) + u_t, \quad (13)$$

¹³ Skewness e Kurtosis.

¹⁴ Numa distribuição normal $S=0$ e $K=3$.

¹⁵ Recorreu-se ao programa Eviews para e estimação dos modelos e respetiva análise econométrica.

¹⁶ A partir deste ponto, e sempre que não mencionado, a abreviatura PIB deverá ser considerada como PIB a preços correntes.

sendo VM_t o valor do mercado imobiliário no momento t , β_1 e β_2 os coeficientes da regressão e X_t a variável independente no momento t (PIB, RNB ou RND), e u_t o termo de perturbação aleatório não observável no momento t .

O modelo apresentado é um modelo potência, que exhibe uma relação entre o mercado imobiliário e a variável independente de elasticidade constante e igual a β_2 , isto é, o modelo fornece uma estimativa para a elasticidade do mercado imobiliário em ordem à variável independente selecionada de β_2 .

Figura nº 3 – Resultados da regressão com o PIB como variável independente

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_PIB_PCORR	0.221695	0.019274	11.50228	0.0000
C	16.70043	0.364074	45.87102	0.0000
R-squared	0.942980	Mean dependent var		20.88808
Adjusted R-squared	0.935853	S.D. dependent var		0.018054
S.E. of regression	0.004573	Akaike info criterion		-7.760627
Sum squared resid	0.000167	Schwarz criterion		-7.700110
Log likelihood	40.80314	Hannan-Quinn criter.		-7.827014
F-statistic	132.3025	Durbin-Watson stat		1.242289
Prob(F-statistic)	0.000003			

$$\widehat{\text{Ln}(VM_t)} = 16.7 + 0.22 \text{Ln}(PIB_t) \quad (14)$$

O modelo sugere uma estimativa para a elasticidade do valor do mercado imobiliário em ordem ao PIB de 0,22, ou seja, se o PIB crescer 1%, estima-se que o valor do mercado imobiliário cresça aproximadamente 0,22%.

De acordo com o coeficiente de determinação, constata-se que a variação do $\text{Ln}(VM)$ é explicada em 94,3% pelas variações do $\text{Ln}(PIB)$. A mesma interpretação pode ser feita nos modelos apresentados de seguida, que diferem do anterior apenas por ter sido considerada uma outra variável independente.

Figura nº 4 – Resultados da regressão com o RNB como variável independente

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_RNB	0.258419	0.021126	12.23219	0.0000
C	16.01359	0.398499	40.18478	0.0000
R-squared	0.949247	Mean dependent var		20.88808
Adjusted R-squared	0.942903	S.D. dependent var		0.018054
S.E. of regression	0.004314	Akaike info criterion		-7.877055
Sum squared resid	0.000149	Schwarz criterion		-7.816538
Log likelihood	41.38528	Hannan-Quinn criter.		-7.943442
F-statistic	149.6265	Durbin-Watson stat		1.372694
Prob(F-statistic)	0.000002			

$$\widehat{\text{Ln}(\text{VM}_t)} = 16.0 + 0.26 \text{Ln}(\text{RNB}_t) \quad (15)$$

Figura nº 5 – Resultados da regressão com o RND como variável independente

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_RND	0.261917	0.022866	11.45444	0.0000
C	15.94505	0.431540	36.94915	0.0000
R-squared	0.942530	Mean dependent var		20.88808
Adjusted R-squared	0.935347	S.D. dependent var		0.018054
S.E. of regression	0.004591	Akaike info criterion		-7.752768
Sum squared resid	0.000169	Schwarz criterion		-7.692251
Log likelihood	40.76384	Hannan-Quinn criter.		-7.819155
F-statistic	131.2042	Durbin-Watson stat		1.494353
Prob(F-statistic)	0.000003			

$$\widehat{\text{Ln}(\text{VM}_t)} = 15.9 + 0.26 \text{Ln}(\text{RND}_t) \quad (16)$$

Para os três modelos o coeficiente de determinação é superior a 0,9, o que significa que mais de 90% das variações do logaritmo do mercado imobiliário em torno da média da amostra são explicadas pelo modelo. Isto é, a proporção da variação total na variável dependente que é explicada pela variação na variável independente é superior a 90%.

O coeficiente de correlação linear, é para os três modelos apresentados, próximo de 0,97¹⁷, o que evidencia uma relação forte e positiva entre a variável dependente e independente. O coeficiente de correlação varia entre -1 e 1. Quando o coeficiente é nulo, significa que não há qualquer relação entre as variáveis, as variáveis são linearmente independentes. Quando o módulo do coeficiente é igual à unidade tem-se um relacionamento perfeito entre as variáveis.

O teste de significância da variável explicativa aqui apresentado, considera o seguinte par de hipóteses:

$$H_0: \beta_2 = 0$$

$$H_1: \beta_2 \neq 0$$

As estatísticas de teste são definidas por

$$Z = \frac{\hat{\beta}_2}{\sigma_{\hat{\beta}_2}} \sim N(0,1),$$

em que $N(0,1)$ é uma distribuição Normal estandardizada com média nula e variância 1.

Se σ^2 conhecida, ou por

$$t = \frac{\hat{\beta}_2}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_2}} \sim t_{(n-2)},$$

¹⁷ No caso de modelos com uma única variável explicativa, o coeficiente de correlação linear é igual à raiz quadrada do coeficiente de determinação (R^2)

em que t corresponde a uma distribuição t -student com 2 graus de liberdade.

Se σ^2 desconhecida.

Se considerarmos um nível de significância de 5% associado ao teste t , então, para os três modelos apresentados, a variável explicativa é estatisticamente significativa, uma vez que se rejeita a hipótese nula.

Graficamente, também é possível verificar a relação positiva e intensa entre a variável dependente e independente através de um diagrama de dispersão (figuras 6, 7 e 8).

Figura nº 6 – Diagrama de dispersão (variável independente – PIB)

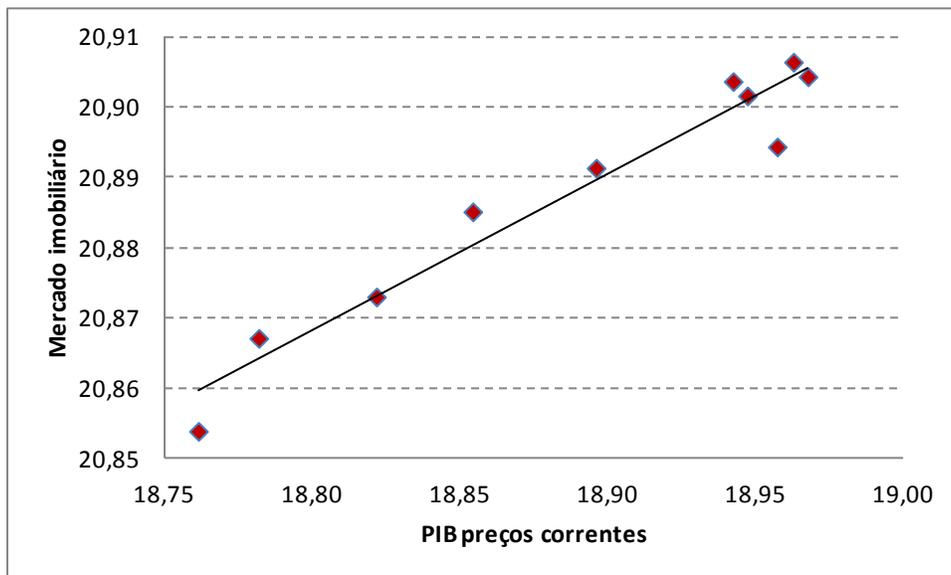


Figura nº 7 – Diagrama de dispersão (variável independente – RNB)

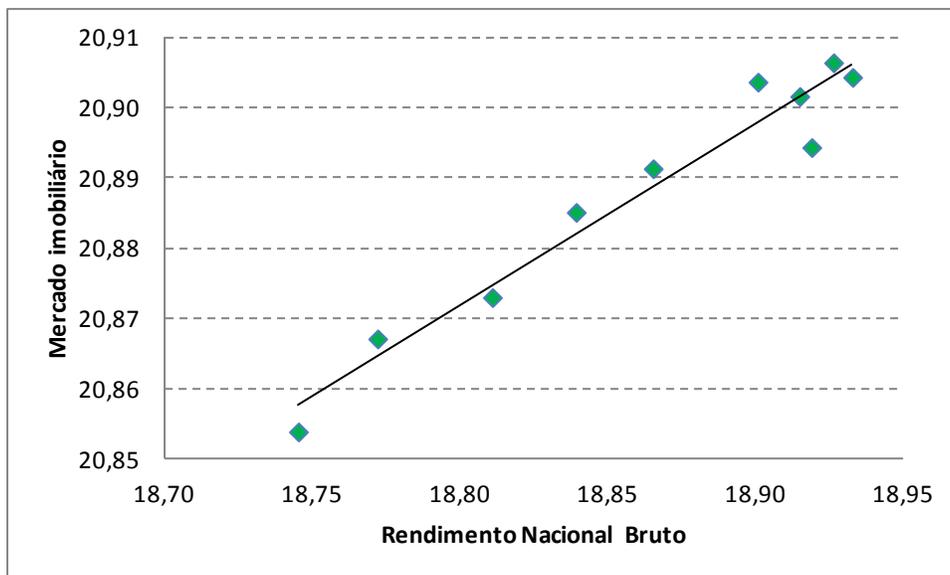
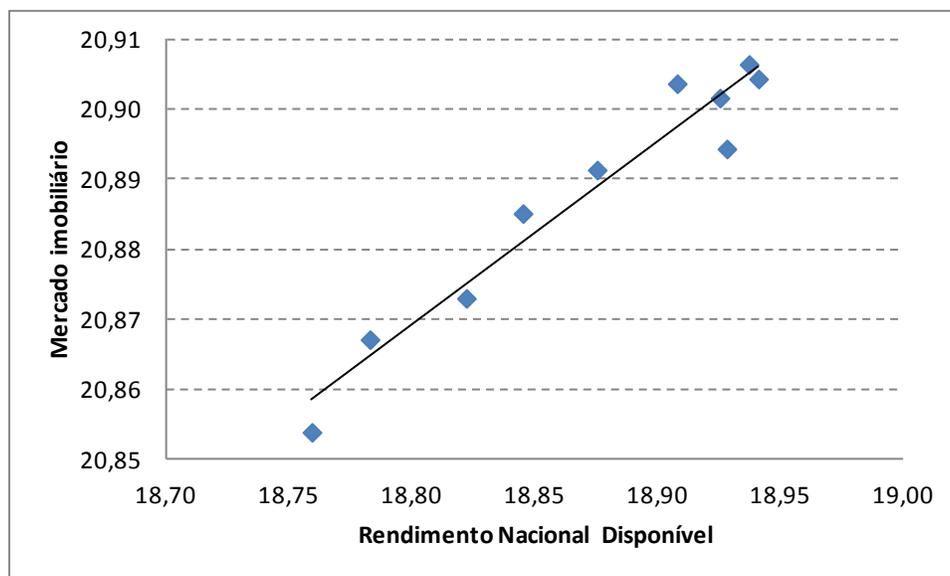


Figura nº 8 – Diagrama de dispersão (variável independente – RND)



Graficamente, podemos concluir que a evolução do mercado imobiliário depende da evolução da economia.

Realizámos para os três modelos desenvolvidos os testes para aferir quanto à homocedasticidade, à ausência de autocorrelação e à normalidade dos resíduos. Na figura seguinte apresentamos os resultados sintetizados para cada um dos modelos (em anexo encontram-se os outputs originais do Eviews - Anexo 4, 5 e 6).

Figura nº 9 – Quadro-resumo dos resultados dos testes de hipóteses

Variável explicativa	Teste de hipóteses	Homocedasticidade	Ausência de autocorrelação	Normalidade
		Teste de White H0: homocedasticidade	Teste de DW (c/du=1.32) H0: ausência de autocorrelação	Teste de JB H0: normalidade dos resíduos
LnPIB	Estatística de teste	0,0064	1,2423	1,7014
	P-value	0,936	d>du	0,427
	Conclusão	0.963>0.05; Não se rejeita H0	1.2423<du; teste inconclusivo	Não se rejeita H0
LnRNB	Estatística de teste	0,5165	1,3727	0,7565
	P-value	0,472	d>du	0,685
	Conclusão	0.472>0.05; Não se rejeita H0	Não se rejeita H0	Não se rejeita H0
LnRND	Estatística de teste	0,2365	1,4944	0,4650
	P-value	0,627	d>du	0,793
	Conclusão	0.627>0.05; Não se rejeita H0	Não se rejeita H0	Não se rejeita H0

Para os três modelos apresentados conclui-se pela inexistência de heterocedasticidade ($p\text{-value} > 0,05$, logo não se rejeita H0). O teste utilizado para a deteção da homocedasticidade foi o teste de White, já anteriormente desenvolvido.

O teste utilizado para detetar a ausência de autocorrelação, foi o teste de Durbin-Watson. Para os três modelos verifica-se que a estatística de DW é inferior a 2, logo, se existir autocorrelação será positiva. A não rejeição da hipótese de ausência de autocorrelação positiva (H0), implica a

estatística de $DW > 1,32$ ¹⁸. Para os modelos com variável independente $\ln(\text{RND})$ e $\ln(\text{RNB})$ essa condição é verificada e conclui-se pela ausência de autocorrelação positiva, contudo para o modelo com variável independente $\ln(\text{PIB})$, a estatística $DW = 1,243$ e por isso o teste é inconclusivo e não há evidência para não rejeitar a hipótese nula. Contudo, como os valores são muito aproximados considera-se que não compromete a fiabilidade dos resultados.

O teste à normalidade dos resíduos utilizado foi o teste de Jarque-Bera. Para os três modelos houve evidência estatística para a não rejeição da H_0 , e por isso, concluiu-se pela normalidade dos resíduos.

¹⁸ Os valores de d_u e d_l são retirados da tabela de valores críticos da estatística DW para um nível de significância de 5%, para $n = 10$ (nº de observações) e $k = 1$ (nº de variáveis independentes). Nestas condições, $d_l = 0,879$ e $d_u = 1,320$.

Capítulo 5 – Modelo fiscal ajustado

No seguimento do capítulo anterior, onde foi demonstrada a existência de uma relação forte entre o mercado imobiliário e algumas variáveis representativas da situação económica do país, neste capítulo vamos desenvolver um modelo fiscal ajustado, que resulta da incorporação, no modelo fiscal atual, da relação estimada entre o PIB e o mercado imobiliário.

5.1 Sugestão de reformulação do modelo fiscal

No capítulo anterior verificámos uma relação estatisticamente significativa entre o mercado imobiliário e as variáveis PIB a preços correntes, RNB, e RND. Como a relação entre o mercado imobiliário e cada uma das variáveis é muito semelhante, a escolha recaiu na variável PIB a preços correntes para prosseguir com o nosso trabalho, essencialmente porque depois de desenvolvido o modelo fiscal ajustado, o coeficiente obtido via regressão com a variável independente $\ln(\text{PIB}_t/\text{PIB}_{t-1})$ foi a que permitiu uma melhor aproximação entre o valor de mercado e o valor fiscal ajustado. Para além disso, o PIB é o indicador mais comumente utilizado como *proxy* da evolução económica de um país.

Se existe uma relação estatisticamente significativa entre as variáveis $\ln(\text{VM}_t)$ e $\ln(\text{PIB}_t)$ então, vamos admitir que também existe uma relação idêntica entre o retorno dessas variáveis, isto é:

$$\mathbf{RVM}_t = \alpha + \beta \mathbf{RPIB}_t + \mathbf{u}_t, \quad (17)$$

sendo RVM_t o retorno do mercado imobiliário no momento t , RPIB_t o retorno da variável macroeconómica PIB no momento t , α e β os coeficientes a estimar e u_t o termo de perturbação aleatório não observável no momento t .

O que significa aproximadamente:

$$\text{Ln}(\text{VM}_t/\text{VM}_{t-1}) = \alpha + \beta \text{Ln}(\text{PIB}_t/\text{PIB}_{t-1}) + u_t, \quad (18)$$

sendo VM_t o valor do mercado imobiliário no momento t , VM_{t-1} o valor do mercado imobiliário no momento $t-1$, PIB_t o valor da variável independente no momento t , e PIB_{t-1} o valor da variável independente no momento $t-1$.

O modelo especificado é um modelo potência, onde o coeficiente β dá-nos a elasticidade da *proxy* do retorno no mercado imobiliário ($\text{VM}_t/\text{VM}_{t-1}$) em ordem à *proxy* do retorno do PIB ($\text{PIB}_t/\text{PIB}_{t-1}$). A elasticidade é constante e igual a β .

Os resultados obtidos para o modelo apresentado em (18) foram ligeiramente menos otimistas que os verificados no capítulo anterior onde se espelhava apenas a relação original entre o valor do mercado imobiliário e o PIB (vd. equação 14 e figura 3). Os coeficientes de determinação e correlação linear reduziram-se ligeiramente, mas o modelo continua a cumprir as hipóteses do modelo de regressão linear simples anteriormente enumeradas.

Os resultados da regressão definida em (18), considerando o PIB, como variável explicativa foram os seguintes:

Figura nº 10 – Resultados da regressão definida em (18)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_PIB	0.231066	0.080141	2.883234	0.0235
C	-0.000532	0.002516	-0.211499	0.8385
R-squared	0.542873	Mean dependent var		0.004505
Adjusted R-squared	0.477569	S.D. dependent var		0.007513
S.E. of regression	0.005430	Akaike info criterion		-7.400482
Sum squared resid	0.000206	Schwarz criterion		-7.356655
Log likelihood	35.30217	Hannan-Quinn criter.		-7.495062
F-statistic	8.313037	Durbin-Watson stat		1.627743
Prob(F-statistic)	0.023543			

$$\widehat{\text{Ln}(\text{VM}_t / \text{VM}_{t-1})} = 0.23\text{Ln}(\text{PIB}_t/\text{PIB}_{t-1}) \quad (19)$$

Segundo o modelo, estima-se que o retorno no mercado imobiliário cresça aproximadamente 0,23% se o retorno do PIB crescer 1%, isto é, a elasticidade do retorno do mercado imobiliário face ao PIB é aproximadamente de 0,23. A variável independente é estatisticamente significativa ($p\text{-value} < 0,05$) e o coeficiente de determinação (R^2) é de 54,3%. Contudo, é necessário garantir a não violação das hipóteses [H2] (homocedasticidade) e [H3] (ausência de autocorrelação) referidas no capítulo anterior.

Nesse sentido, procede-se primeiramente ao teste da variância constante nos resíduos. Optou-se pelo teste de White e obtiveram-se os seguintes resultados:

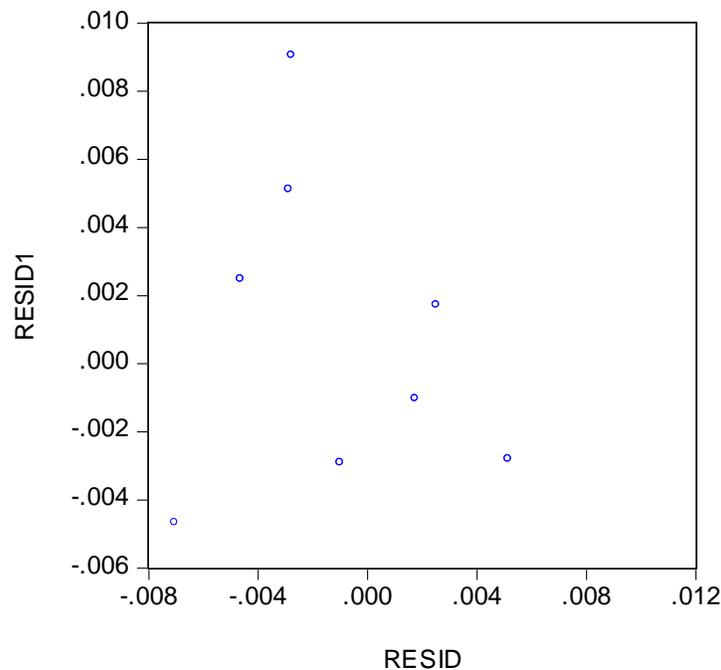
Figura nº 11 – Teste de White

Heteroskedasticity Test: White				
F-statistic	1.245774	Prob. F(2,6)	0.3528	
Obs*R-squared	2.640735	Prob. Chi-Square(2)	0.2670	
Scaled explained SS	0.985999	Prob. Chi-Square(2)	0.6108	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 04/20/13 Time: 11:47				
Sample: 2003 2011				
Included observations: 9				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.86E-05	1.39E-05	2.772909	0.0323
LN_PIB	0.000473	0.000665	0.711350	0.5036
LN_PIB^2	-0.026308	0.018807	-1.398822	0.2114
R-squared	0.293415	Mean dependent var	2.29E-05	
Adjusted R-squared	0.057887	S.D. dependent var	2.70E-05	
S.E. of regression	2.62E-05	Akaike info criterion	-17.99776	
Sum squared resid	4.13E-09	Schwarz criterion	-17.93202	
Log likelihood	83.98991	Hannan-Quinn criter.	-18.13963	
F-statistic	1.245774	Durbin-Watson stat	1.575756	
Prob(F-statistic)	0.352771			

A não rejeição da hipótese nula é a evidência estatística de existência de homocedasticidade dos termos de perturbação. Neste caso, a estatística de teste $n \cdot R^2 = 2,64$ corresponde a um p-value de $0,2670 > 0,05$, logo não se rejeita a H_0 e portanto o modelo é homocedástico.

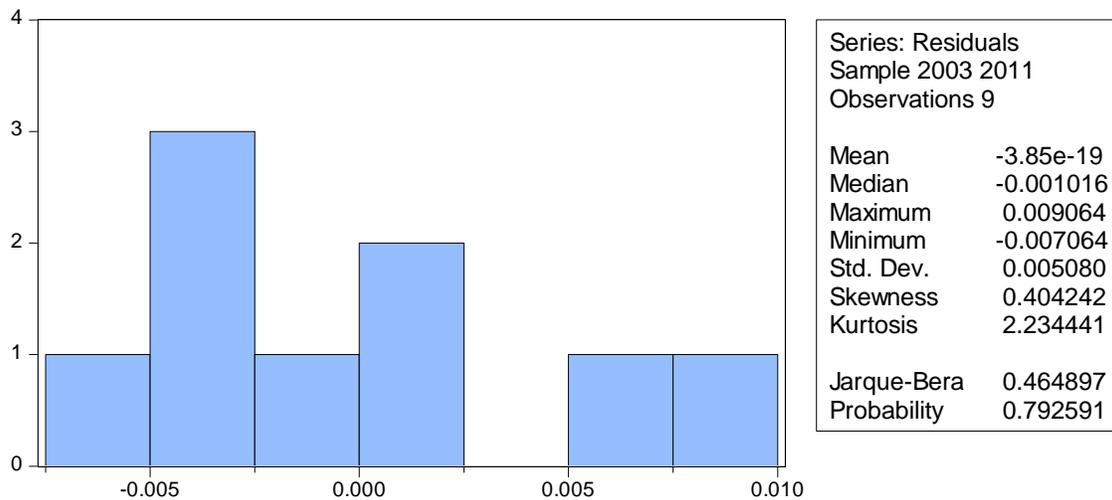
Seguidamente, procedeu-se à análise da autocorrelação dos resíduos com base na avaliação do teste de Durbin-Watson. Com base na figura nº 10, constata-se que $DW = 1,6277 > 1,32$, logo pode concluir-se que os resíduos não estão positivamente autocorrelacionados. O gráfico seguinte corrobora a conclusão anterior uma vez que evidencia a dispersão entre os resíduos no momento t e os resíduos desfasados no tempo (RESID1 corresponde ao resíduo em $t-1$).

Figura nº 12 – Dispersão entre os resíduos



Finalmente, e não de menos importância, testa-se a normalidade dos resíduos a partir do teste de JB (vd. Capítulo 4):

Figura nº 13 – Teste de Jarque-Bera



Conclui-se que os resíduos apresentam uma distribuição normal uma vez que a probabilidade de 0,79 permite não rejeitar a hipótese nula de normalidade dos resíduos.

Tendo em consideração os resultados anteriores poder-se-á aferir da robustez dos estimadores dos mínimos quadrados no que respeita às suas propriedades: eficientes, consistentes e centrados. Também a normalidade dos resíduos garante a validade da inferência estatística. Daqui resulta que o coeficiente estimado para ajustar o modelo fiscal transmite, ao nível estatístico/econométrico, alguma solidez.

O próximo passo é desenvolver o modelo fiscal ajustado:

O valor fiscal ajustado deverá ser igual ao valor que resulta da aplicação do modelo fiscal de avaliação de imóveis (CIMI), uma vez que este tem em consideração um conjunto de aspetos inerentes ao imóvel (Vd. Capítulo 2), bem como um parâmetro que permita incorporar o efeito da evolução do PIB no mercado imobiliário. Decidimos que o coeficiente a utilizar seria o obtido no modelo especificado em (18) (β) uma vez que fornece, aproximadamente, a variação percentual no mercado imobiliário face à variação percentual no PIB. Deste modo, este parâmetro deve refletir, tanto quanto possível, o fator de impacto que procuramos para o desenvolvimento do modelo ajustado.

O coeficiente β é igual a:

$$\beta = \frac{\text{Variação percentual } VM_t/VM_{t-1}}{\text{Variação percentual } PIB_t/PIB_{t-1}} \quad (20)$$

O ajustamento que iremos efetuar resulta da análise ao modelo estimado (19). De acordo com a regressão apresentada:

$$\widehat{\text{Ln}(VM_t / (VM_{t-1}))} = 0 + 0.23\text{Ln}(PIB_t/PIB_{t-1}) \quad (21)$$

Então β é aproximadamente,

$$\frac{\text{Ln}(VM_t/(VM_{t-1}))}{\text{Ln}(PIB_t/PIB_{t-1})} = 0.23 \quad (22)$$

$$\frac{\text{Ln } VM_t - \text{Ln } VM_{t-1}}{\text{Ln } PIB_t - \text{Ln } PIB_{t-1}} = 0.23 \quad (23)$$

$$(\text{Ln } VM_t - \text{Ln } VM_{t-1}) = 0.23 (\text{Ln } PIB_t - \text{Ln } PIB_{t-1}) \quad (24)$$

O modelo fiscal ajustado pode ser descrito da seguinte forma:

$$\text{Ln}(VFA_t) = \text{Ln}(VF_t) + 0.23[\text{Ln}(PIB_t) - \text{Ln}(PIB_{t-1})], \quad (25)$$

sendo VFA_t o valor fiscal ajustado no momento t , VF_t o valor fiscal no momento t , e β o parâmetro estimado em (19) (0,2311) a partir da regressão do modelo especificado em (18).

E por conseguinte, o modelo de ajustamento do modelo fiscal é aproximadamente:

$$\text{Ln}(\text{VFA}_t) = \text{Ln}(\text{VF}_t) + [(\text{Ln}(\text{VM}_t) - \text{Ln}(\text{VM}_{t-1}))], \quad (26)$$

sendo VFA_t o valor ajustado fiscal no momento t , VF_t o valor fiscal no momento t , VM_t o valor do mercado imobiliário no momento t , e VM_{t-1} o valor do mercado imobiliário no momento $t-1$.

Isto é, o valor fiscal ajustado do imóvel deverá ser igual ao valor fiscal mais a evolução do mercado imobiliário.

5.2 Aplicação do modelo fiscal ajustado e resultados obtidos

Para testarmos o modelo fiscal ajustado desenvolvido, é necessário conhecer o valor tributário e de mercado dos edifícios escolhidos. Como já referimos, os dados do mercado imobiliário não são de fácil obtenção, e o valor tributário não é divulgado, por isso, iremos testar o modelo apenas em cinco imóveis dos quais detemos a informação necessária.

Os cinco imóveis serão designados por Edifício República, Edifício Libersil, Edifício Ípsilon, Edifício Castilho, e Edifício Berna.

Figura nº 14 – Situação inicial (sem ajustamento)¹⁹

Edifícios	Afastamento médio entre o valor de mercado e o valor fiscal
República	312.27%
Libersil	61.02%
Ípsilon	37.26%
Castilho	9.95%
Berna	63.84%

¹⁹ O afastamento médio resulta da média das diferenças entre o valor de mercado e o valor fiscal para um edifício, no total de 9 observações.

Para o edifício República, a diferença média inicial entre o valor fiscal tributário e o valor de mercado era de 312,27%, para o edifício Libersil, a diferença média inicial entre o valor fiscal tributário e o valor de mercado era de 61,02%, para o edifício Ípsilon, a diferença média inicial entre o valor fiscal tributário e o valor de mercado era de 37,26%, para o edifício Castilho a diferença média inicial entre o valor fiscal tributário e o valor de mercado era de 9,95%, para o edifício Berna, a diferença média inicial entre o valor fiscal tributário e o valor de mercado era de 63,84%.

Após calcularmos o valor fiscal ajustado para cada imóvel e para cada ano, segundo o modelo desenvolvido, efetuámos a análise anterior e calculámos a diferença média entre o valor fiscal ajustado e o valor de mercado, e o resultado não é totalmente satisfatório. A diferença média entre o valor fiscal ajustado e o valor de mercado diminuiu muito ligeiramente face à diferença média entre o valor fiscal sem ajustamento e o valor de mercado.

Figura nº 15 – Situação final (com ajustamento)

Edifícios	Afastamento médio entre o valor de mercado e o valor ajustado fiscal
República	310.14%
Libersil	60.20%
Ípsilon	36.55%
Castilho	9.39%
Berna	62.98%

Foram feitas regressões individuais, para cada edifício, com Ln(VFA) como variável dependente e Ln(PIB) como variável independente, e os resultados foram os seguintes:

Figura nº 16 – Edifício Castilho

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_PIB_ED	0.672037	0.014857	45.23485	0.0000
C	3.899460	0.280844	13.88481	0.0000
R-squared	0.996591	Mean dependent var		16.60330
Adjusted R-squared	0.996104	S.D. dependent var		0.046434
S.E. of regression	0.002898	Akaike info criterion		-8.656167
Sum squared resid	5.88E-05	Schwarz criterion		-8.612340
Log likelihood	40.95275	Hannan-Quinn criter.		-8.750747
F-statistic	2046.191	Durbin-Watson stat		1.544024
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figura nº 17 – Edifício Berna

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_PIB_ED	0.655150	0.020371	32.16146	0.0000
C	3.560955	0.385078	9.247350	0.0000
R-squared	0.993278	Mean dependent var		15.94557
Adjusted R-squared	0.992318	S.D. dependent var		0.045342
S.E. of regression	0.003974	Akaike info criterion		-8.024868
Sum squared resid	0.000111	Schwarz criterion		-7.981041
Log likelihood	38.11191	Hannan-Quinn criter.		-8.119448
F-statistic	1034.359	Durbin-Watson stat		3.202093
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figura nº 18 – Edifício Libersil

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_PIB_ED	0.655150	0.020371	32.16146	0.0000
C	3.549630	0.385078	9.217940	0.0000
R-squared	0.993278	Mean dependent var		15.93424
Adjusted R-squared	0.992318	S.D. dependent var		0.045342
S.E. of regression	0.003974	Akaike info criterion		-8.024868
Sum squared resid	0.000111	Schwarz criterion		-7.981041
Log likelihood	38.11191	Hannan-Quinn criter.		-8.119448
F-statistic	1034.359	Durbin-Watson stat		3.202093
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figura nº 19 – Edifício Ípsilon

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_PIB_ED	0.652800	0.035720	18.27556	0.0000
C	2.882883	0.675234	4.269461	0.0037
R-squared	0.979472	Mean dependent var		15.22308
Adjusted R-squared	0.976539	S.D. dependent var		0.045497
S.E. of regression	0.006969	Akaike info criterion		-6.901646
Sum squared resid	0.000340	Schwarz criterion		-6.857818
Log likelihood	33.05741	Hannan-Quinn criter.		-6.996226
F-statistic	333.9961	Durbin-Watson stat		2.944028
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figura nº 20 – Edifício República

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_PIB_ED	0.655150	0.020371	32.16146	0.0000
C	2.920792	0.385078	7.584925	0.0001
R-squared	0.993278	Mean dependent var		15.30540
Adjusted R-squared	0.992318	S.D. dependent var		0.045342
S.E. of regression	0.003974	Akaike info criterion		-8.024868
Sum squared resid	0.000111	Schwarz criterion		-7.981041
Log likelihood	38.11191	Hannan-Quinn criter.		-8.119448
F-statistic	1034.359	Durbin-Watson stat		3.202093
Prob(F-statistic)	0.000000			

Para todos os edifícios, o β estimado é estatisticamente significativo e próximo de 0,66.

Capítulo 6 – Conclusões

Sendo as avaliações de imóveis um tema de grande atualidade e cada vez mais enfatizado pela comunicação social, na sequência da receção, pelas famílias e empresas, das avaliações do seu património imobiliário nos termos do CIMI, é deveras importante perceber como se ajusta o modelo fiscal à realidade económica do país. Salienta-se ainda a ausência de estudos no âmbito do modelo fiscal de avaliação de imóveis, o que motivou ainda mais a realização deste estudo.

O presente trabalho permitiu validar a ideia original de que o mercado imobiliário evolui conjuntamente com a economia. Deste modo confirmou-se que o modelo fiscal ao não evoluir de acordo com a conjuntura económica, está a desvirtuar a valorização dos imóveis. Nesse sentido, o nosso trabalho foi orientado para o desenvolvimento de um modelo fiscal ajustado, capaz de traduzir a realidade no mercado imobiliário, que como já referimos é fortemente influenciada pela conjuntura económica.

Todavia, o modelo fiscal ajustado construído não permitiu aproximar o valor fiscal do valor de mercado como seria desejável, para os imóveis estudados. Contudo, acreditamos que tal se deveu, em grande parte, ao reduzido número de casos onde verificámos o potencial de ajustamento do novo modelo, e por isso, a qualidade deste não deverá ser posta totalmente em causa. De salientar, que apesar da amostra inicial ser diminuta, os modelos são robustos e cumprem as hipóteses do método dos mínimos quadrados.

No mercado imobiliário a informação não é transparente e não flui como seria conveniente, e por isso, o nosso estudo padeceu desta dificuldade. Esta questão perturba os estudos feitos nesta área, e é frequentemente assinalada pelos autores de várias dissertações (Diogo Alemão, 2008; Manuel Pais, 2011) como uma enorme limitação. Nesta dissertação, duas razões essenciais contribuíram para a dificuldade em alcançar totalmente o objetivo a que nos propusemos. Primeiro, o facto da CMVM só disponibilizar a composição discriminada da carteira desde 2002, limitou o número de observações que constituem a nossa amostra, o que a torna sensível a valores extremos que possam existir. Segundo, o valor patrimonial tributário não é público e por isso, verificámos uma grande dificuldade em conseguir imóveis para os quais se tivesse simultaneamente, o valor fiscal

e o valor de mercado, e fosse assim possível testar convenientemente o modelo ajustado desenvolvido.

A natureza inovadora do modelo desenvolvido e do estudo efetuado evidencia a necessidade do desenvolvimento de mais estudos nesta área, de forma a tentar contribuir para uma melhoria das práticas no mercado imobiliário. Este carece de atenção “académica”, e é um setor com grande peso na economia dos países desenvolvidos, e com grande capacidade de desencadear problemas extensíveis à restante economia. A crise de *subprime* alerta-nos nesse sentido.

Como desenvolvimentos futuros poderia ter interesse identificar potenciais indicadores avançados para o valor do mercado imobiliário, nomeadamente o PIB, RNB e RND. A perceção é de que não há uma resposta contemporânea (não ocorre no mesmo ano) no valor do mercado imobiliário a alterações significativas no valor do PIB. Neste sentido a questão passava por estimar qual o *lag* temporal entre o mercado imobiliário e o PIB, e incorporar isso no modelo por nós elaborado.

A metodologia a utilizar poderia recair nos modelos dinâmicos desfasados na variável explicativa, ou seja, análoga à utilizada neste estudo mas em que o PIB poderia incluir um ou dois anos de desfasamentos. Numa perspetiva mais sofisticada os modelos de Vetores Auto regressivos (VAR) constituem, de entre os modelos dinâmicos, uma classe de particular interesse para aferir do período temporal que decorre entre o momento em que ocorre uma variação na variável independente (ou variáveis) e o período de reação na variável objetivo. Um interessante instrumento de análise associado aos modelos VAR são as funções de impulso resposta que permitem avaliar não só o *lag* entre as variáveis como o efeito de propagação ao longo do tempo.

No entanto, qualquer uma das metodologias supracitadas padece do reduzido número de observações. A solução para este problema depende, essencialmente, de fatores externos aos autores do estudo, nomeadamente de questões legais. Por exemplo, o regulamento dos FII teria que sofrer alterações de forma a que, por um lado, os imóveis que os constituem fossem obrigatoriamente avaliados semestralmente, o que significaria um aumento do número de observações, e por outro, que fossem obrigados a publicar o valor fiscal dos imóveis na CMVM juntamente com a informação já divulgada. Nesse seguimento, seria possível obter uma base de

dados com o valor de mercado e valor fiscal nos termos do CIMI para um grande número de imóveis e verificar a relação entre eles.

Bibliografia

Alemão, D. 2008. *Avaliação de imóveis antigos – O caso da baixa pombalina*. Dissertação para obtenção do grau de mestre em engenharia civil, Instituto Superior Técnico.

Alpalhão, R. 1996. *Investimento em activos imobiliários: Rendibilidade e prémios de risco - 1987-1995*. Working paper n° 277, Universidade Nova de Lisboa.

Alpalhão, R. 2001. *Finanças, imobiliário e veículos de investimento coletivo em imobiliário*. Centro de Investigação de Mercados e Activos Financeiros, ISCTE.

Brealey, R. A., & Myers, S. C. 1992. *Princípios de finanças empresariais* (3ª ed.). McGraw Hill de Portugal, Lda.

Brueggeman, W. B., & Fisher, J. D. 2008. *Real estate finance and investments* (13th ed.). New York: McGraw Hill.

Covas, J. *et al.* 2010. *Normas de avaliação RICS – Edição portuguesa* (6ª ed.). Royal Institution of Chartered Surveyors.

Damodaran, A. 2001. *Corporate finance – Theory and practice* (2nd ed.). New York: Wiley.

Decreto-lei n° 229-C/88 de 4 de julho, *Ministério das Finanças*.

Decreto-lei n° 246/85 de 12 de julho, *Ministério das Finanças e do Plano*.

Decreto-lei n° 287/2003 de 12 de novembro, Código do Imposto Municipal sobre Imóveis (CIMI), *Autoridade Tributária e Aduaneira*.

DiPasquale, D., & Wheaton, W. 1992. The markets for real estate assets and space: a conceptual framework. *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*. 20: 181-197.

Durbin, J., & Watson, G. S. 1951. Testing for serial correlation in least-squares regression. *Biometrika*. 38: 159-171.

Gujarati, D. 2003. *Basic Econometrics* (4th ed.). New York: McGraw Hill.

Investment Property Databank. 2010. *Avaliação de ativos imobiliários de rendimento em Portugal*. Vida Económica.

Jarque, C. M., & Bera, A. K. 1987. A test for normality of observations and regression residuals, *International Statistical Review*. 55: 163-172.

Laia, A. 2007. Cap rates, yields e avaliação de imóveis pelo método do rendimento. *Confidencial Imobiliário*.

Markowitz, H. 1952. Portfolio selection. *Journal of Finance*. 7: 77-91.

Markowitz, H. 1959. *Portfolio selection: Efficient diversification of investments*. New York: John Wiley & Sons.

Neves, J. C., Montezuma, J., & Laia, A. 2009. *Análise de investimentos imobiliários* (1ª ed.). Lisboa: Texto.

Norma nº16/1999 de 29/12. Avaliação dos terrenos e edifícios das empresas de seguros e dos fundos de pensões. *Instituto de Seguros de Portugal*.

Pais, M. 2011. *Valorização do ativo imobiliário dos fundos de investimento imobiliário portugueses e suas características*. Tese de mestrado em finanças, Instituto Superior de Economia e Gestão.

Portal das Finanças. Código do Imposto Municipal sobre Imóveis (CIMI). http://info.portaldasfinancas.gov.pt/pt/informacao_fiscal/codigos_tributarios/cimi/. 2012.

Regulamento nº8/2002 da Comissão do Mercado de Valores Mobiliários para os Fundos de Investimento Imobiliário. *Comissão do Mercado de Valores Mobiliários*.

White, H. 1980. A heteroscedasticity consistent covariance metrics estimator and a direct test of heteroscedasticity. *Econometrica*. 48: 817-818.

Anexos

Anexo 1 - Amostra inicial

Ano	Avaliações - Mercado imobiliário	PIB preços correntes	Rendimento nacional bruto	Rendimento nacional disponível
2002	1139447648	140566802	138320600	140272548
2003	1154655009	143471717	142088900	143633290
2004	1161491110	149312518	147723300	149389316
2005	1175677156	154268681	151980500	152878934
2006	1183026274	160855370	155999200	157571556
2007	1195275416	169319221	163945500	165658277
2008	1201033494	171983062	165835800	167636469
2009	1197726149	168503604	161639300	162799548
2010	1198537280	172834800	166909800	168288320
2011	1186601234	171039900	164611400	166129151

Nota: Os valores apresentados para o PIB, RNB e RND são em milhares de euros. Os valores do mercado imobiliário são em euros.

Anexo 2 - Resultados das regressões para as restantes variáveis analisadas

Modelo: $Ln(VM_t) = \beta_1 + \beta_2 Ln(X_t) + u_t$

PIB preços constantes

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_PIB_PCONST	0.754923	0.146865	5.140252	0.0009
C	6.626950	2.774404	2.388603	0.0440
R-squared	0.767592	Mean dependent var		20.88808
Adjusted R-squared	0.738541	S.D. dependent var		0.018054
S.E. of regression	0.009232	Akaike info criterion		-6.355528
Sum squared resid	0.000682	Schwarz criterion		-6.295011
Log likelihood	33.77764	Hannan-Quinn criter.		-6.421915
F-statistic	26.42219	Durbin-Watson stat		1.693034
Prob(F-statistic)	0.000885			

Salário mínimo nacional anual

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_SALARIO_MIN	0.121328	0.031449	3.857955	0.0048
C	19.83966	0.271780	72.99886	0.0000
R-squared	0.650408	Mean dependent var		20.88808
Adjusted R-squared	0.606709	S.D. dependent var		0.018054
S.E. of regression	0.011322	Akaike info criterion		-5.947256
Sum squared resid	0.001026	Schwarz criterion		-5.886739
Log likelihood	31.73628	Hannan-Quinn criter.		-6.013643
F-statistic	14.88382	Durbin-Watson stat		0.501891
Prob(F-statistic)	0.004823			

Poupança bruta das famílias

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_POUP_FAM	0.006016	0.039223	0.153369	0.8819
C	20.83232	0.363652	57.28642	0.0000
R-squared	0.002932	Mean dependent var		20.88808
Adjusted R-squared	-0.121702	S.D. dependent var		0.018054
S.E. of regression	0.019121	Akaike info criterion		-4.899204
Sum squared resid	0.002925	Schwarz criterion		-4.838687
Log likelihood	26.49602	Hannan-Quinn criter.		-4.965591
F-statistic	0.023522	Durbin-Watson stat		0.224498
Prob(F-statistic)	0.881906			

Número de desempregados inscritos no centro de emprego e formação profissional

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_N_DES	0.061791	0.036918	1.673766	0.1327
C	20.51013	0.225867	90.80637	0.0000
R-squared	0.259362	Mean dependent var		20.88808
Adjusted R-squared	0.166782	S.D. dependent var		0.018054
S.E. of regression	0.016480	Akaike info criterion		-5.196511
Sum squared resid	0.002173	Schwarz criterion		-5.135994
Log likelihood	27.98255	Hannan-Quinn criter.		-5.262898
F-statistic	2.801493	Durbin-Watson stat		0.434202
Prob(F-statistic)	0.132712			

População desempregada (total)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_POP_EMP	0.051076	0.014208	3.594905	0.0070
C	20.57736	0.086514	237.8509	0.0000
R-squared	0.617652	Mean dependent var		20.88808
Adjusted R-squared	0.569858	S.D. dependent var		0.018054
S.E. of regression	0.011841	Akaike info criterion		-5.857692
Sum squared resid	0.001122	Schwarz criterion		-5.797175
Log likelihood	31.28846	Hannan-Quinn criter.		-5.924079
F-statistic	12.92334	Durbin-Watson stat		0.648339
Prob(F-statistic)	0.007034			

Taxa de desemprego

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_TAXA_DES	0.051429	0.015282	3.365217	0.0099
C	20.78175	0.031837	652.7519	0.0000
R-squared	0.586022	Mean dependent var		20.88808
Adjusted R-squared	0.534275	S.D. dependent var		0.018054
S.E. of regression	0.012321	Akaike info criterion		-5.778210
Sum squared resid	0.001214	Schwarz criterion		-5.717693
Log likelihood	30.89105	Hannan-Quinn criter.		-5.844597
F-statistic	11.32469	Durbin-Watson stat		0.625403
Prob(F-statistic)	0.009855			

Impostos sobre as famílias e empresas em % das receitas

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_IMPOSTOS	0.130136	0.104649	1.243553	0.2489
C	20.48743	0.322227	63.58067	0.0000
R-squared	0.161990	Mean dependent var		20.88808
Adjusted R-squared	0.057239	S.D. dependent var		0.018054
S.E. of regression	0.017530	Akaike info criterion		-5.072993
Sum squared resid	0.002458	Schwarz criterion		-5.012476
Log likelihood	27.36496	Hannan-Quinn criter.		-5.139380
F-statistic	1.546423	Durbin-Watson stat		0.492299
Prob(F-statistic)	0.248869			

Indicador de sentimento económico

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_SENT_ECO	-0.038756	0.084073	-0.460976	0.6571
C	21.06409	0.381877	55.15943	0.0000
R-squared	0.025875	Mean dependent var		20.88808
Adjusted R-squared	-0.095891	S.D. dependent var		0.018054
S.E. of regression	0.018900	Akaike info criterion		-4.922484
Sum squared resid	0.002858	Schwarz criterion		-4.861967
Log likelihood	26.61242	Hannan-Quinn criter.		-4.988871
F-statistic	0.212498	Durbin-Watson stat		0.294632
Prob(F-statistic)	0.657089			

Anexo 3 - Quadro resumo dos resultados aos testes de ausência de autocorrelação, homocedasticidade e normalidade dos resíduos para todas as variáveis recolhidas.

Variáveis	Significância	Normalidade dos resíduos	Ausência de Autocorrelação		Heterocedasticidade
			DW	Conclusão	
Nº de desempregados inscritos no centro de emprego e formação profissional	NÃO				
Indicador de sentimento económico do Banco de Portugal	NÃO				
Poupança bruta das famílias	NÃO				
Taxa de inflação	NÃO				
Taxa de impostos em % das receitas	NÃO				
PIB preços constantes	SIM	SIM	1.693034	NÃO	NÃO
PIB preços correntes	SIM	SIM	1.242289	SIM	NÃO
População desempregada (total)	SIM	SIM	0.648339	SIM	NÃO
Rendimento nacional bruto	SIM	SIM	1.372694	NÃO	NÃO
Rendimento nacional disponível	SIM	SIM	1.494353	NÃO	NÃO
Salário mínimo anual	SIM	SIM	0.501891	SIM	NÃO
Taxa de Desemprego	SIM	SIM	0.55667	SIM	NÃO

Nota: variáveis em Ln

Anexo 4 – Resultados dos testes de ausência de autocorrelação, homocedasticidade e normalidade dos resíduos para o modelo com Ln(PIB) como variável independente.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_PIB_PCORR	0.221695	0.019274	11.50228	0.0000
C	16.70043	0.364074	45.87102	0.0000
R-squared	0.942980	Mean dependent var		20.88808
Adjusted R-squared	0.935853	S.D. dependent var		0.018054
S.E. of regression	0.004573	Akaike info criterion		-7.760627
Sum squared resid	0.000167	Schwarz criterion		-7.700110
Log likelihood	40.80314	Hannan-Quinn criter.		-7.827014
F-statistic	132.3025	Durbin-Watson stat		1.242289
Prob(F-statistic)	0.000003			

Teste à homocedasticidade

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.005160	Prob. F(1,8)	0.9445
Obs*R-squared	0.006445	Prob. Chi-Square(1)	0.9360
Scaled explained SS	0.003919	Prob. Chi-Square(1)	0.9501

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 04/21/13 Time: 14:22

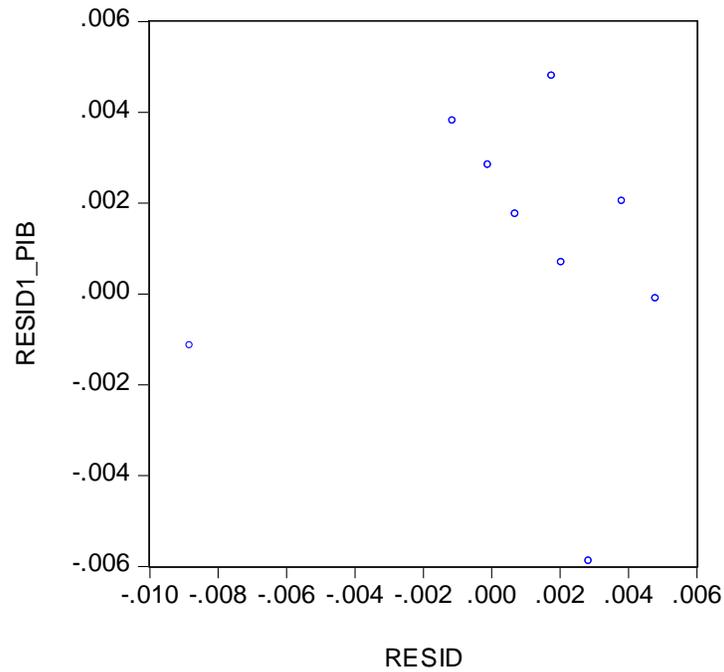
Sample: 2002 2011

Included observations: 10

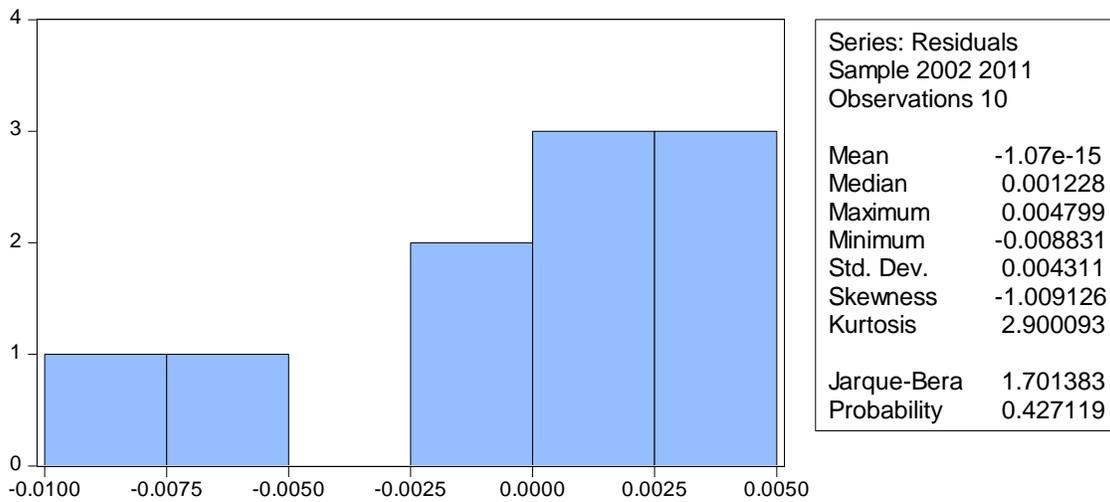
Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000131	0.002052	-0.063677	0.9508
LN_PIB_PCORR	7.80E-06	0.000109	0.071830	0.9445
R-squared	0.000645	Mean dependent var		1.67E-05
Adjusted R-squared	-0.124275	S.D. dependent var		2.43E-05
S.E. of regression	2.58E-05	Akaike info criterion		-18.11787
Sum squared resid	5.31E-09	Schwarz criterion		-18.05736
Log likelihood	92.58936	Hannan-Quinn criter.		-18.18426
F-statistic	0.005160	Durbin-Watson stat		1.490409
Prob(F-statistic)	0.944501			

Gráfico de autocorrelação



Teste à normalidade dos resíduos



Anexo 5 – Resultados dos testes de ausência de autocorrelação, homocedasticidade e normalidade dos resíduos para o modelo com Ln(RNB) como variável independente.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_RNB	0.258419	0.021126	12.23219	0.0000
C	16.01359	0.398499	40.18478	0.0000
R-squared	0.949247	Mean dependent var		20.88808
Adjusted R-squared	0.942903	S.D. dependent var		0.018054
S.E. of regression	0.004314	Akaike info criterion		-7.877055
Sum squared resid	0.000149	Schwarz criterion		-7.816538
Log likelihood	41.38528	Hannan-Quinn criter.		-7.943442
F-statistic	149.6265	Durbin-Watson stat		1.372694
Prob(F-statistic)	0.000002			

Teste à homocedasticidade

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.435663	Prob. F(1,8)	0.5278
Obs*R-squared	0.516454	Prob. Chi-Square(1)	0.4724
Scaled explained SS	0.301006	Prob. Chi-Square(1)	0.5833

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 04/21/13 Time: 14:47

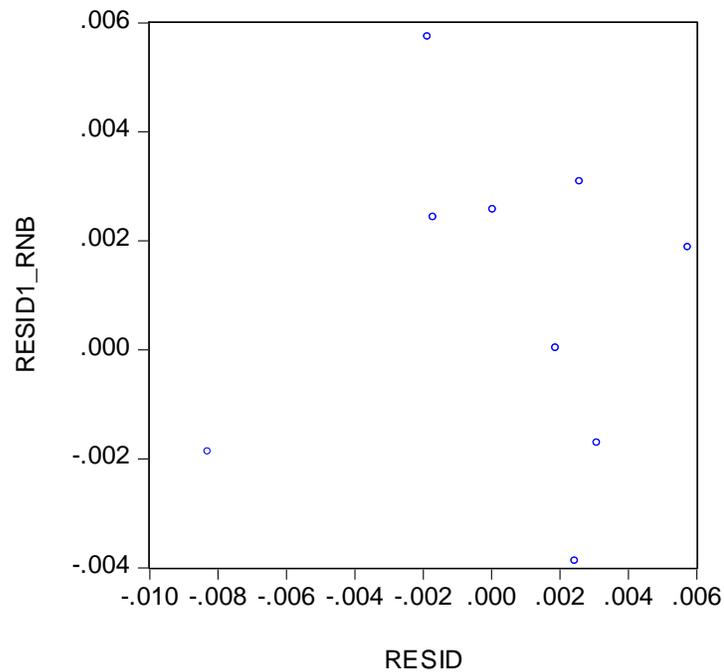
Sample: 2002 2011

Included observations: 10

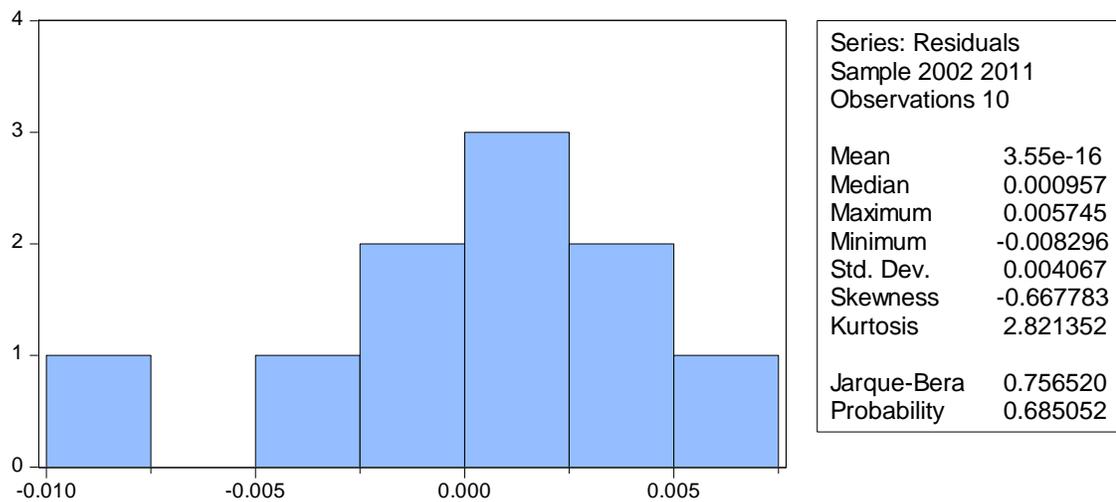
Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001319	0.002021	-0.652677	0.5323
LN_RNB	7.07E-05	0.000107	0.660048	0.5278
R-squared	0.051645	Mean dependent var		1.49E-05
Adjusted R-squared	-0.066899	S.D. dependent var		2.12E-05
S.E. of regression	2.19E-05	Akaike info criterion		-18.44543
Sum squared resid	3.83E-09	Schwarz criterion		-18.38492
Log likelihood	94.22717	Hannan-Quinn criter.		-18.51182
F-statistic	0.435663	Durbin-Watson stat		1.747753
Prob(F-statistic)	0.527765			

Gráfico de autocorrelação



Teste à normalidade dos resíduos



Anexo 6 – Resultados dos testes de ausência de autocorrelação, homocedasticidade e normalidade dos resíduos para o modelo com Ln(RND) como variável independente.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_RND	0.261917	0.022866	11.45444	0.0000
C	15.94505	0.431540	36.94915	0.0000
R-squared	0.942530	Mean dependent var		20.88808
Adjusted R-squared	0.935347	S.D. dependent var		0.018054
S.E. of regression	0.004591	Akaike info criterion		-7.752768
Sum squared resid	0.000169	Schwarz criterion		-7.692251
Log likelihood	40.76384	Hannan-Quinn criter.		-7.819155
F-statistic	131.2042	Durbin-Watson stat		1.494353
Prob(F-statistic)	0.000003			

Teste à homocedasticidade

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.193768	Prob. F(1,8)	0.6714
Obs*R-squared	0.236482	Prob. Chi-Square(1)	0.6268
Scaled explained SS	0.117414	Prob. Chi-Square(1)	0.7319

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 04/21/13 Time: 14:59

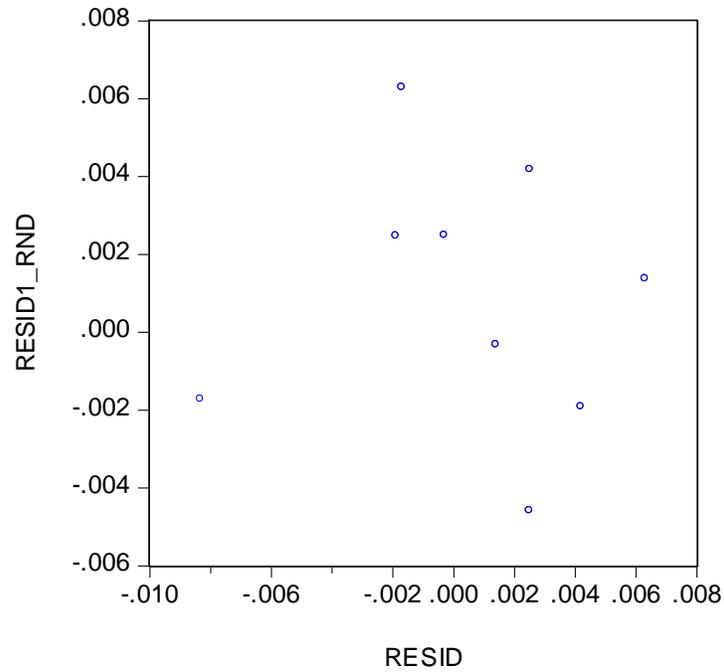
Sample: 2002 2011

Included observations: 10

Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000943	0.002181	-0.432458	0.6768
LN_RND	5.09E-05	0.000116	0.440191	0.6714
R-squared	0.023648	Mean dependent var		1.69E-05
Adjusted R-squared	-0.098396	S.D. dependent var		2.21E-05
S.E. of regression	2.32E-05	Akaike info criterion		-18.32807
Sum squared resid	4.31E-09	Schwarz criterion		-18.26756
Log likelihood	93.64037	Hannan-Quinn criter.		-18.39446
F-statistic	0.193768	Durbin-Watson stat		1.907673
Prob(F-statistic)	0.671450			

Gráfico de autocorrelação



Teste à normalidade dos resíduos

