



Escola de Gestão

Análise e Avaliação do Desempenho das Fontes de Financiamento  
em Âmbito Internacional: Um Modelo de Otimização do Binómio  
Rendibilidade/Risco

Álvaro Daniel da Silva Vistas de Oliveira

Tese especialmente elaborada para obtenção do grau de  
Doutor em Gestão na especialidade de Contabilidade

Janeiro, 2015





Escola de Gestão

Análise e Avaliação do Desempenho das Fontes de Financiamento  
em Âmbito Internacional: Um Modelo de Otimização do Binómio  
Rendibilidade/Risco

Álvaro Daniel da Silva Vistas de Oliveira

Tese especialmente elaborada para obtenção do grau de  
Doutor em Gestão na especialidade de Contabilidade

Júri:

Doutora Maria João M. F. Major, Prof. Assoc. com Agregação, ISCTE-IUL (Presidente)  
Doutor Elísio Fernando Moreira Brandão, Prof. Catedrático, U. Porto  
Doutor Efigénio da Luz Rebelo, Prof. Catedrático, U. Algarve  
Doutor Jacinto António S. Vidigal da Silva, Prof. Associado com Agregação, U. Évora  
Doutor Victor Domingos Seabra Franco, Prof. Catedrático Aposentado, ISCTE-IUL  
Doutor Rui Manuel Campilho Pereira de Menezes, Prof. Catedrático, ISCTE-IUL

Janeiro, 2015



## Sumário Executivo (Resumo Alargado)

Este estudo analisa e avalia o desempenho das fontes de financiamento a nível internacional e apresenta um modelo de simulação baseado na otimização do binómio rendibilidade/risco. O modelo proposto constitui um instrumento importante de apoio ao processo de decisão no campo da gestão financeira, orçamental e controlo de gestão, com especial ênfase nas empresas e organizações de maiores dimensões cotadas em bolsa, quer numa ótica de financiamento quer numa ótica de aplicação de fundos. Pode, no entanto ser facilmente adaptado a muitos outros tipos de empresas e organizações que pretendam otimizar a rendibilidade e o risco das suas origens e aplicações de fundos.

A maioria dos estudos publicados sobre este tema visa analisar a relação entre capitais alheios e capitais próprios, não numa ótica de rendibilidade/risco mas antes na perspetiva da escolha preferencial e sequencial das fontes de financiamento. Esta escolha é geralmente baseada numa ordenação dos custos inerentes a cada uma das fontes de financiamento. Porém, por vezes é efetuada com base em critérios mais subjetivos sem explicitar de forma clara quais são os níveis de rendibilidade e risco inerentes às escolhas de facto efetuadas. Por exemplo, quando na teoria hierárquica se argumenta que as empresas ou organizações preferem em primeiro lugar autofinanciar-se, em segundo lugar recorrer a empréstimos externos e recorrer a aumentos de capital só em última instância, não está à partida subjacente qualquer critério objetivo relacionado com o risco inerente a cada fonte de financiamento. Trata-se, regra geral, de uma constatação baseada na prática corrente das empresas e que pode simplesmente refletir ou uma preferência subjetiva ou uma ordenação exclusivamente baseada na maior ou menor facilidade em recorrer às diferentes fontes de financiamento ao seu dispor. É claro que podem e devem também subjazer critérios de prudência nas escolhas efetuadas.

O presente estudo visa, portanto, complementar a teoria existente, analisando o binómio rendibilidade/risco das fontes de financiamento, independentemente do seu peso na estrutura de capitais, e propondo um modelo que permita otimizar o processo de decisão. É claro que muitos outros fatores contribuem para o processo de tomada de decisão. Mas os que aqui são analisados têm a vantagem de serem objetivos e acessíveis a qualquer investidor. Serão também, provavelmente os de maior relevância em termos de contribuição para a otimização dos resultados da empresa.

Em vez de se basear em dados obtidos por inquérito ou entrevista, com as desvantagens inerentes em termos de generalização das conclusões de um estudo de caso, o presente estudo utiliza dados reais publicados diariamente sobre três variáveis fundamentais: índices bolsistas, taxas de juro a curto-prazo e taxas de juro a longo-prazo. O período considerado vai de Janeiro de 1986 até Janeiro de 2014. Sendo dados históricos, toda a riqueza de informação contida nestas variáveis é plenamente capturada nos modelos utilizados. E com a vantagem de se poderem tirar conclusões gerais sobre os vinte e dois países/mercados analisados. O objetivo final é constituir um *ranking* de mercados onde investidores com diferentes perfis otimizam as suas decisões num mercado global internacional de origens e aplicações de fundos.

A escolha das variáveis não é casuística. As taxas de juro são obviamente a remuneração dos credores pelos empréstimos concedidos às empresas ou investidores em geral. O índice de capitalização bolsista não equivale diretamente ao valor contabilístico do capital social das empresas ou organizações. Mas também não é isso que se pretende. O que se pretende capturar com esta variável é o valor de mercado do capital próprio das empresas cotadas e a variação desse valor ao longo do tempo constitui muito provavelmente a remuneração mais importante obtida pelos acionistas. Em mercados eficientes é de esperar que o valor de cotação reflita a realidade e até a saúde financeira da empresa cotada. É, portanto, uma excelente *proxy* do valor

real do capital próprio da empresa e é sobre as perspectivas de remuneração no mercado bolsista que muitos investidores optam por adquirir ações das empresas cotadas. O excedente do valor de mercado em relação ao valor contabilístico faz parte do *goodwill* da empresa.

Contamos, com este estudo, fornecer um instrumento útil, baseado em técnicas modernas de modelação, para tornar mais claro e objetivo o processo de tomada de decisão sobre fontes de financiamento empresarial.

**Palavras-chave:** Rendibilidade, risco, volatilidade, persistência, não-estacionariedade, quebras estruturais, *pecking-order*.

**JEL:** C22, C32, C53, C58, F65, G15, G17, M41.

## Resumo

Este estudo apresenta um modelo de análise e avaliação das fontes de financiamento empresarial com base na otimização do binómio rendibilidade/risco dos capitais próprios e alheios. Enquanto a maioria dos trabalhos nesta área se baseia em estudos de caso recorrendo a inquéritos ou entrevistas limitativos da generalização dos resultados obtidos, o presente trabalho utiliza séries temporais longas sobre as variáveis relevantes no mercado para avaliação quer da rendibilidade quer do risco.

As taxas de juro medem a remuneração dos capitais alheios. A variação do índice de capitalização bolsista mede a rendibilidade dos capitais próprios no mercado acionista. Certo é, porém, que uma emissão de ações para aumento de capital de uma empresa pode ter maior ou menor sucesso consoante a reputação da empresa e a sua capacidade em gerar lucros ou resultados acima da média. Uma boa medida dessa capacidade é justamente o valor de cotação da empresa. No nosso caso e uma vez que se pretende modelar o comportamento de um investidor num mercado internacional independentemente da cotação específica da empresa A ou B, faz sentido usar o índice do mercado em vez do valor de cotação de cada uma das empresas cotadas.

O modelo proposto utiliza parâmetros observados e/ou estimados que representem os fatores de rendibilidade e risco mais relevantes no contexto de um processo de tomada de decisão. Os parâmetros de rendibilidade utilizados incluem os valores observados em datas específicas das taxas de juro e dos índices bolsistas bem assim como o impacto que uma variação das taxas de juro tem, em média, no comportamento do índice bolsista. Os parâmetros de risco incluem a volatilidade do mercado bolsista dado o valor da taxa de juro, a persistência da volatilidade e a variação dessa persistência entre períodos tranquilos e períodos turbulentos nos mercados.

Os parâmetros estimados baseiam-se em modelos VEC com separação de quebras estruturais, previsão da volatilidade ou variância a partir de modelos do tipo GARCH e estimação do índice de persistência obtida por modelos FIGARCH. O modelo de simulação, que utiliza estes parâmetros como *inputs*, é uma combinação linear de rankings, distâncias e perfis de investidor. Apesar da previsibilidade de alguns resultados do ranking final, houve também algumas surpresas, como é o caso da relativa má performance do mercado finlandês. O modelo pode ser um instrumento útil a muitos decisores financeiros.

**Palavras-chave:** Rendibilidade, risco, volatilidade, persistência, não-estacionariedade, quebras estruturais, *pecking-order*.

**JEL:** C22, C32, C53, C58, F65, G15, G17, M41.

## **Abstract**

This study proposes a model for the analysis and evaluation of the firm's financial sources based on the optimization of the return/risk binomial of debts and equity. While the majority of the research in this area relies on case-studies founded in surveys and interviews for a firm or a small group of firms, the present study uses long-term time-series with a daily frequency for the relevant market variables to assess returns and risk. Case-study research limits the generalization and inference of the results achieved while the methodology here presented is general and worldwide representative. It is also dynamic and takes advantage of historical information going back almost thirty years.

The interest rate provides a measure of the debt profitability from the lender point of view. It also provides information about the cost of loans from the investor's point of view. The stock market price index change measures the equity profitability of firm's own capital in the stock market. It also provides information about the market value of the firm equity and the reputation of the firm is likely to affect the price of stock issuing in a way that greatly depends on the past behavior of the stock or the stock market as a whole. It makes sense in this study to use market indices rather than specific stock prices, since we aim to model the behavior of an investor in the international market independently of the firm's A or B specific stock price.

The model here proposed uses observed and estimated parameters intended to represent the most relevant return and risk factors in a decision process. The return parameters include the observed interest rates and price indices at given dates representative of high/low volatility periods. A third return parameter also used is the expected impact of a unit change in interest rates on the price index, holding everything else constant. The risk parameters include the stock market volatility (or conditional standard deviation) given the level of the interest rate, the volatility persistence and the change of volatility persistence between tranquil and turbulent periods in the market.

We obtained the estimated parameters from VEC models with structural break splitting (impact of interest rates on price index), GARCH-type models (volatility forecasting) and FIGARCH models (persistence). The simulation model uses these parameters as inputs and it is a linear combination of rankings, distances and investor profiles. Distances and investor profiles act as ranking weights in the linear combination.

Albeit some results in the final ranking were not surprising, other results were truly unexpected. In particular, the relatively bad performance of the Finish market is a surprise in the sense that there is a discrepancy between its economic and financial performance. In what refers to risk, Finland appears in the end of the ranking in two scenarios. We aim that this model can be a useful instrument for many decision-makers.

**Keywords:** Returns, risk, volatility, persistence, nonstationarity, structural breaks, pecking-order.

**JEL:** C22, C32, C53, C58, F65, G15, G17, M41.



## Índice de Tabelas

Tabela 1.	Países/mercados incluídos na análise e dimensão das amostras .....	55
Tabela 2.	Estatísticas descritivas dos países/mercados estudados .....	67
Tabela 3.	Testes ADF (raiz unitária) para as variáveis PI, IR6M e IR10Y em níveis .....	71
Tabela 4.	Testes ADF (raiz unitária) para as variáveis PI, IR6M e IR10Y em primeiras diferenças .....	72
Tabela 5.	Testes de raiz unitária com quebras estruturais ZA (Zivot-Andrews, 1992) para as variáveis PI, IR6M e IR10Y em níveis .....	74
Tabela 6.	Testes de raiz unitária com quebras estruturais de Lanne <i>et al.</i> (2002) para as variáveis PI, IR6M e IR10Y em níveis .....	75
Tabela 7.	Quebras estruturais da variável PI (índice bolsista): testes de Zivot-Andrews (1992) e de Lanne <i>et al.</i> (2002) .....	76
Tabela 8.	Testes de cointegração com quebras estruturais de GH (Gregory-Hansen, 1996) .....	81
Tabela 9.	Regressão de GH (Gregory-Hansen, 1996) com quebras estruturais: $\ln(\text{IR6M})$ .....	94
Tabela 10.	Regressão de GH (Gregory-Hansen, 1996) com quebras estruturais: $\ln(\text{IR10Y})$ .....	96
Tabela 11.	Testes de cointegração de Johansen (1988, 1991) com amostras separadas: $\ln(\text{IR6M})$ .....	100
Tabela 12.	Testes de cointegração de Johansen (1988, 1991) com amostras separadas: $\ln(\text{IR10Y})$ .....	101
Tabela 13.	Coefficientes de longo prazo da regressão VEC com amostras separadas: $\ln(\text{IR6M})$ .....	105
Tabela 14.	Coefficientes de longo prazo da regressão VEC com amostras separadas: $\ln(\text{IR10Y})$ .....	106
Tabela 15.	Duração (em anos) do reajustamento ao equilíbrio após um choque estrutural com amostras separadas: $\ln(\text{IR6M})$ vs. $\ln(\text{IR10Y})$ .....	109
Tabela 16.	Coefficientes da média e variância do modelo EGARCH: $\Delta(\text{IR6M})$ ...	113

Tabela 17.	Coeficientes da média e variância do modelo EGARCH: $\Delta(\text{IR10Y})$ ..	115
Tabela 18.	Testes de previsão <i>in-sample</i> do modelo EGARCH: $\Delta(\text{IR6M})$ vs. $\Delta(\text{IR10Y})$ .....	131
Tabela 19.	Coeficientes fracionários ( $d$ ) do modelo FIGARCH: $\Delta(\text{IR6M})$ .....	134
Tabela 20.	Coeficientes fracionários ( $d$ ) do modelo FIGARCH: $\Delta(\text{IR10Y})$ .....	136
Tabela 21.	Testes de previsão <i>out-of-sample</i> HN: comparação da capacidade preditiva dos modelos EGARCH, GH e LS - $\Delta(\text{IR6M})$ vs. $\Delta(\text{IR10Y})$ .	139
Tabela 22.	Parâmetros do modelo de simulação (IR6M vs. IR10Y) .....	145
Tabela 23.	<i>Ranking</i> dos parâmetros do modelo de simulação [ $R^{(k)}_{ij}$ ] .....	149
Tabela 24.	Ponderadores ou fatores de distância entre países [ $f^{(k)}_{ij}$ ] .....	150
Tabela 25.	Cenários de simulação (pesos $\omega_n$ ) .....	152
Tabela 26.	<i>Ranking</i> $\times$ fatores de distância dos parâmetros do modelo de simulação [ $R^{(k)}_{ij} \times f^{(k)}_{ij}$ ] .....	154
Tabela 27.	Pontuação dos parâmetros do modelo de simulação por cenário [ $C^{(k)}_{nj}$ ] .....	155
Tabela 28.	<i>Ranking</i> dos parâmetros do modelo de simulação por cenário [ $R^{(k)}_{nj}$ ] .	156
Tabela 29.	<i>Ranking</i> global dos parâmetros do modelo de simulação por cenário [ $RG_{nj}$ ] .....	158
Tabela 30.	<i>Ranking</i> global dos países do modelo de simulação por cenário .....	159

## Índice de Figuras

Figura 1.	Evolução diária dos 22 índices bolsistas em níveis [painel (a)] e em primeiras diferenças [painel (b)] .....	57
Figura 2.	Evolução diária dos 11 índices bolsistas em níveis [painel (a)] e em primeiras diferenças [painel (b)]: UE - Zona Euro .....	58
Figura 3.	Evolução diária dos 6 índices bolsistas em níveis [painel (a)] e em primeiras diferenças [painel (b)]: UE - Zona Não Euro .....	59
Figura 4.	Evolução diária dos 5 índices bolsistas em níveis [painel (a)] e em primeiras diferenças [painel (b)]: Zona Não UE .....	60
Figura 5.	Evolução diária das 22 taxas de juro a seis meses [painel (a)] e a dez anos [painel (b)] .....	61
Figura 6.	Evolução diária das 11 taxas de juro a seis meses [painel (a)] e a dez anos [painel (b)]: UE - Zona Euro .....	62
Figura 7.	Evolução diária das 6 taxas de juro a seis meses [painel (a)] e a dez anos [painel (b)]: UE - Zona Não Euro .....	63
Figura 8.	Evolução diária das 5 taxas de juro a seis meses [painel (a)] e a dez anos [painel (b)]: Zona Não UE .....	64
Figura 9.	Testes de cointegração de Gregory-Hansen (1996) com uma quebra estrutural. Variável exógena: taxa de juro a seis meses - $\ln(\text{IR6M})$ .....	82
Figura 10.	Testes de cointegração de Gregory-Hansen (1996) com uma quebra estrutural. Variável exógena: taxa de juro a dez anos - $\ln(\text{IR10Y})$ .....	88
Figura 11.	Previsão EGARCH da variância condicionada. Variável exógena: variação da taxa de juro a seis meses - $\Delta(\text{IR6M})$ .....	117
Figura 12.	Previsão EGARCH da variância condicionada. Variável exógena: variação da taxa de juro a dez anos - $\Delta(\text{IR10Y})$ .....	125
Figura 13.	FIGARCH <i>d</i> . Variável exógena: taxa de juro a seis meses $\Delta(\text{IR6M})$ e a dez anos $\Delta(\text{IR10Y})$ .....	137



## Lista de Siglas e Abreviaturas

ADF	Augmented Dickey-Fuller (Dickey-Fuller Aumentado)
AIC	Akaike Information Criterion (Critério de Informação Akaike)
AICC	Akaike Information Criterion Corrected
APT	Arbitrage Price Theory (Teoria da Arbitragem)
AR	AutoRegressive (Autoregressivo)
ARCH	AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity
<i>ceteris paribus</i>	mantendo tudo o resto constante
CI	Cointegrado
CUSUM	CUMulative SUM (Soma Acumulada)
CV	Coefficiente de Variação
DF	Degrees of Freedom (Graus de Liberdade)
DM	Diebold-Mariano
DSP	Difference Stationary Process (Processo Estacionário em Diferenças)
<i>Dummy</i>	Binária (muda)
DW	Durbin-Watson
<i>e.g.</i>	<i>exempli gratia</i> (por exemplo)
EG	Engle-Granger
EGARCH	Exponential GARCH
EMH	Efficient Market Hypothesis (Hipótese dos Mercados Eficientes)
<i>et al.</i>	<i>et alii</i> (e outros)
EUA	Estados Unidos da América
<i>Fat Tails</i>	Caudas Grossas
FIEGARCH	Fractionally Integrated EGARCH
FIGARCH	Fractionally Integrated GARCH
GARCH	Generalized ARCH
GED	Generalized Error Distribution
GH	Gregory-Hansen
H	Expoente de Hurst
H <sub>0</sub>	Hipótese Nula
HN	Harvey-Newbold
I(k)	Processo Integrado de Ordem k
<i>i.e.</i>	<i>id est</i> (isto é)
ICW	Internal Control Weakness
IGARCH	Integrated GARCH
iid	independent and identically distributed
<i>in-sample</i>	dentro da amostra
IR10Y	Ten Years Interest Rate (Taxa de Juro a 10 Anos)
IR6M	Six Months Interest Rate (Taxa de Juro a 6 Meses)
<i>Lag</i>	Desfasamento

<i>Leverage</i>	Potência de Alavanca
LOP	Law of One Price (Lei de Um Preço)
LS	Least Squares (Mínimos Quadrados)
Max	Máximo
MIDAS	MIxed-DAta Sampling
min	mínimo
ML-ARCH	Maximum Likelihood ARCH (Máxima Verosimilhança ARCH)
OLS	Ordinary Least Squares (Mínimos Quadrados Ordinários)
<i>out-of-sample</i>	fora da amostra
PACF	Partial AutoCorrelation Function (Função de Autocorrelação Parcial)
PI	Price Index (Índice de Preços)
PIB	Produto Interno Bruto
<i>r</i>	Característica da matriz $\Pi$
$R^2$	Coefficiente de Determinação
RF	Ranking Final
RG	Ranking Global
SBC	Schwarz Bayesian Criterion
TSP	Trend Stationary Process (Processo Estacionário em Tendência)
<i>t</i> -stat	Estatística <i>t</i>
UE	União Europeia
VAR	Vector AutoRegression (Autoregressão Vetorial)
VEC	Vector Error Correction (Correção do Erro Vetorial)
VPMax	Valor Próprio Máximo
ZA	Zivot-Andrews

## Índice

1	Introdução.....	3
2	Revisão da Literatura e Metodologia.....	13
2.1	Fontes de Financiamento .....	15
2.2	Estacionariedade e Regressão Espúria.....	18
2.3	Processos DSP e TSP.....	24
2.4	Testes de Raiz Unitária .....	25
2.4.1	Teste ADF .....	25
2.4.2	Testes com Quebras Estruturais .....	28
2.5	Cointegração .....	30
2.5.1	Metodologia de Engle-Granger .....	30
2.5.2	Metodologia de Gregory-Hansen .....	31
2.5.3	Regressão Vetorial.....	32
2.5.4	Critérios de Informação .....	36
2.6	Volatilidade e Persistência.....	38
2.6.1	Heteroscedasticidade Condicionada .....	39
2.6.2	Assimetria.....	41
2.6.3	Persistência ou Memória Longa .....	43
2.7	Simulação.....	48
2.7.1	Rendibilidade e Risco.....	48
2.7.2	Parâmetros de Avaliação .....	49
2.7.3	Ranking e Distância Relativa.....	50
2.7.4	Perfis do Investidor e Ranking Final .....	51
3	Dados e Caracterização das Variáveis.....	55
3.1	Descrição dos Dados.....	55
3.2	Não Estacionariedade e Raiz Unitária .....	70
3.3	Raiz Unitária e Quebras Estruturais.....	73
4	Cointegração e Quebras Estruturais .....	79
4.1	Teste de Gregory-Hansen .....	80
4.2	Estimação do Modelo GH.....	93
4.3	Testes de Johansen.....	98
4.4	Regressão Vetorial (VEC) .....	103
5	Volatilidade e Persistência.....	111
5.1	Estimação EGARCH .....	112
5.1.1	Estimativa dos Coeficientes.....	112
5.1.2	Previsão <i>in-sample</i> .....	116
5.1.3	Testes de Previsão <i>in-sample</i> .....	131
5.2	Estimação FIGARCH .....	133
5.3	Previsão <i>out-of-sample</i> .....	138
6	Simulação .....	143
6.1	Parâmetros do Modelo de Simulação .....	144
6.2	Ranking dos Parâmetros e Fatores de Distância .....	148
6.3	Cenários .....	152
6.4	Ranking Global e Súmula de Resultados .....	158

7	Resumo e Conclusões.....	161
	Referências Bibliográficas.....	173
	Anexo .....	187
	Exemplos de <i>Outputs</i> .....	187



## **1 Introdução**

A ideia de globalização domina o mundo em que vivemos. Este conceito está presente no nosso quotidiano pela facilidade de comunicarmos com pessoas em países distantes, pelo conhecimento quase instantâneo que temos sobre o que se passa em todo o mundo, pela disponibilidade de bens e serviços que outrora apenas podíamos adquirir noutros locais, pelos hábitos de consumo, pelo comportamento dos consumidores que tende a ser cada vez mais independente de pertenças sociais, credos ou religiões, etc. Ou seja, parece claro que o mundo hoje é muito mais interligado do que o era em tempos passados não muito longínquos. É claro que subsistem exceções importantes mas se olharmos para o chamado mundo ocidental vemos que as ligações e interdependências entre países e entre mercados são cada vez mais fortes (ver, *e.g.*, Menezes, 2007)

Do ponto de vista empírico, a problemática da globalização de mercados (no sentido lato) recorre frequentemente à análise comparativa de dados sobre preços de ativos ou de grupos de ativos. O enquadramento teórico destes trabalhos assenta essencialmente na definição do conceito de mercados integrados. Stigler (1969), por exemplo, define este conceito em termos da uniformidade de preços, levando em conta as diferenças resultantes dos custos de transporte. Mas esta noção aplica-se fundamentalmente aos mercados de bens físicos transacionáveis. Além disso, restringe o processo de integração à questão da uniformidade de preços, sendo omissa em relação a outras formas de ligação e interdependência que não conduzem necessariamente à uniformidade.

Um exemplo típico é o efeito amplificador de certo tipo de choques no comportamento dos mercados financeiros internacionais. É costume dizer-se que quando a economia norte-americana se “constipa” a economia europeia apanha uma “pneumonia”. Os efeitos de interligação são evidentes neste exemplo mas ele não aponta de forma alguma para uma igualdade ou proporcionalidade desses efeitos. A globalização tem, portanto, muito mais a ver com as ligações e interdependências dos mercados do que com a proporcionalidade dos efeitos em si. O conceito de globalização ultrapassa portanto o simples conceito de uniformização dos mercados, ou seja, mercados globalizados não significa que sejam uniformes mas sim que estejam fortemente relacionados

entre si, independentemente da magnitude dessa relação. Estamos, portanto, perante um problema conjunto de evolução temporal de longo-prazo da média e da dispersão de duas ou mais variáveis que se movimentam conjuntamente. Os desvios de curto-prazo podem ser negligenciáveis e tratados como possuindo um valor esperado nulo. Nesta base é possível testar medidas de correlação e causalidade conducentes à definição empírica de integração de mercados (Ravallion, 1986).

Em finanças, a uniformização de preços é frequentemente descrita no contexto da “Teoria da Arbitragem” (APT). A título de exemplo, quando o preço de uma carteira de ativos difere do preço de um ativo com o mesmo rendimento, os investidores racionais irão comercializar esses ativos de tal maneira que será repostos o preço de equilíbrio. Este mecanismo de compensação está na base da APT descrita por Ross (1976). Esta teoria tem fortes semelhanças com a Lei de Um Preço (LOP) descrita por Cassel (1918) mas, tal como a definição de Stigler resume o problema à questão da uniformidade de preços sem contar com o efeito dinâmico e diferenciado de choques no sistema.

Uma forma simples de testar os conceitos acima enunciados é através da especificação de um modelo de regressão do tipo  $\ln(y_t) = c_0 + \beta \ln(x_t) + v_t$ , onde  $v_t$  é uma perturbação aleatória,  $c_0$  e  $\beta$  são parâmetros desconhecidos e  $y_t$  e  $x_t$  são as variáveis a testar. Note-se que a uniformidade de preços no longo-prazo apenas ocorre se  $c_0 = 0 \wedge \beta = 1$ . Contudo, basta que  $H_0: \beta = 0$  seja rejeitada para existir uma relação causal entre  $y_t$  e  $x_t$ , no pressuposto que as condições de estimação do modelo sejam válidas.<sup>1</sup> A magnitude dessa relação depende de muitos fatores mas, em qualquer caso, é possível dizer que existe uma relação de dependência entre as variáveis. Neste caso diz-se que  $x_t$  causa  $y_t$ . A dispersão de  $v_t$  constitui também um elemento importante de avaliação da relação mas esse elemento é frequentemente negligenciado.

O presente estudo aborda a temática do financiamento das empresas ou organizações em contexto de globalização. *We are not alone*, pode ser a frase-chave que caracteriza a política de financiamento de uma empresa ou organização que não confine (ou não pretenda confinar no futuro) a sua atividade aos mercados internos mais restritos. Ou seja, do mesmo modo que a internacionalização dos mercados de bens e serviços

---

<sup>1</sup> Essas condições são as inerentes ao modelo clássico de regressão linear estimado pelo método dos mínimos quadrados (OLS).

transacionáveis assume um papel fundamental na sobrevivência das empresas em contexto de globalização, também a procura de fontes de financiamento internacionais desempenha um papel crucial neste domínio.

A internacionalização das fontes de financiamento ganha peso à medida que o processo de globalização se aprofunda e os agentes económicos passam a competir em mercados de dimensão mundial. Mesmo que a dimensão seja, numa primeira fase, apenas confinada a uma região, é completamente diferente uma empresa atuar num mercado com 10 milhões de habitantes ou num com mais de 500 milhões. Daí, faz todo o sentido que as empresas ou organizações procurem financiar-se nos mercados internacionais, em busca das fontes de financiamento, por um lado mais rentáveis e, por outro, com menor risco. Mas, que países ou mercados oferecem as melhores condições neste domínio? O estudo do binómio rendibilidade/risco nos mercados financeiros pode fornecer pistas importantes para uma decisão avisada neste contexto, pese embora não sejam os únicos fatores a ter em conta. Mas são, pelo menos, os que podem ser mensurados de forma mais rigorosa e com base em informação credível e disponível a qualquer agente económico.

Em complemento de muitos estudos que analisam a escolha das fontes de financiamento em termos de proporção de capitais próprios e alheios independentemente da sua origem (ver, *e.g.*, Gaud *et al.*, 2007), o presente trabalho visa identificar os mercados internacionais que mais se adequam às necessidades de financiamento de uma empresa ou organização, tendo em conta a otimização das suas decisões de financiamento. Este problema de otimização, baseado no binómio rendibilidade/risco, pretende simultaneamente maximizar a rendibilidade dos capitais investidos e minimizar o risco inerente a esses investimentos. Essa escolha depende obviamente do perfil do investidor que pode ser mais conservador em matéria de risco ou mais arrojado no que respeita à rendibilidade. Da combinação ótima destes perfis com as características de cada mercado pode, então, ser estabelecida uma ordenação de países em função da sua utilidade (ou contribuição esperada) para a prossecução dos objetivos do investidor.

É claro que existem muitos outros fatores que são (ou podem ser) tidos em consideração nas decisões de financiamento, tais como a acessibilidade aos mercados externos, os custos de oportunidade, a política fiscal, a cultura organizacional, a proximidade com

os financiadores e muitos outros que só podem ser avaliados caso a caso. Mas estes são, muitas vezes, fatores subjetivos que variam muito com o contexto económico-financeiro geral e do próprio país de origem em dado momento. Além de serem difíceis de obter de forma rigorosa, a frequência da sua observação é muito mais baixa do que a dos dados relativos à rendibilidade e ao risco.<sup>2</sup>

A acessibilidade aos mercados externos é um fator fundamental mas que tende a ser mitigado (ou não!?) à medida que o processo de globalização se afina e aprofunda. No presente estudo vamos admitir como hipótese simplificadora que as empresas ou organizações têm livre acesso ao financiamento em mercados internacionais, quer na União Europeia quer fora dela. Afinal, a livre circulação de capitais faz parte de um dos objetivos fundamentais da criação de uma zona económica comum na Europa que talvez possa torna-se uma realidade com a união do sistema bancário. Esperemos. De qualquer modo fixemo-nos, neste estudo, exclusivamente nos fatores de rendibilidade e risco.<sup>3</sup>

Tal como está definido, o modelo de simulação proposto no presente estudo aplica-se a empresas ou organizações de certa dimensão que possam adquirir empréstimos fora do país de origem e decidir transferir os seus capitais próprios para mercados (bolsistas) mais apetecíveis. Não é, com certeza, o caso da grande maioria das empresas portuguesas ou mesmo europeias. Mas é o caso das de maior dimensão e, portanto, maior peso e representatividade na economia e no PIB de um país. Basta relembrar o caso dos empresários portugueses que decidiram transferir a sede das suas *holdings* para a Holanda ou outros países mais atrativos do ponto de vista financeiro ou fiscal. Este estudo, porém, é transnacional e não tem como objetivo principal “resolver” ou “propor soluções” concretas para o caso dos problemas nacionais. Visa, tão-somente, oferecer um quadro global da situação financeira entre 1986 e 2014 e propor um método de avaliação dos mer-

---

<sup>2</sup> Existem hoje em dia processo de estimação usando variáveis com frequências diferentes (*e.g.*, MIDAS) mas a sua implementação ainda é muito complexa do ponto de vista computacional. De qualquer modo, misturar dados diários com dados anuais (ou irregulares) ainda é um problema por resolver mesmo nestes modelos (ver, no entanto, as sugestões de Ghysels *et al.*, 2007; Foroni e Marcellino, 2013).

<sup>3</sup> A recente experiência dos países intervencionados leva-nos a concluir que o acesso aos mercados financeiros depende não só das avaliações das empresas de *rating* como também das políticas executadas pelos organismos centrais da União. O livre acesso aos mercados contém, portanto, elementos objetivos e subjetivos. Claro que o acesso é sempre “livre” se o devedor estiver disposto a pagar a taxa de juro que os mercados lhe exigirem mas, na prática, taxas de juro acima de um certo limiar inviabilizam o financiamento. Existem, assim, diversos graus de “livre” acesso aos mercados financeiros internacionais.

cados financeiros tendo por base apenas fatores tangíveis, mensuráveis e de acesso generalizado, independentemente do país a que respeitam.<sup>4</sup>

No que se refere à rentabilidade, um investidor racional procura minimizar o custo dos seus capitais alheios e maximizar a rentabilidade dos seus capitais próprios. Quanto ao risco, o investidor procura sempre minimizá-lo, tornando assim os seus investimentos mais seguros. O investidor sabe que existe um *trade-off* entre o custo dos capitais alheios e a rentabilidade dos capitais próprios. Ou seja, as variações das taxas de juro afetam a rentabilidade dos ativos financeiros transacionados na bolsa. Há uma razão objetiva para isto. Se os juros dos empréstimos sobem arrastam consigo uma subida dos juros das aplicações financeiras tornando-as mais apetecíveis aos olhos dos investidores. Neste caso, a procura por investimentos na bolsa tende a diminuir, arrastando consigo uma queda dos preços das ações transacionadas. Essa queda pode ocorrer em termos absolutos ou apenas relativos, isto é, neste último caso, apenas ocorre uma desaceleração do aumento dos preços de cotação. Esta situação tanto pode ocorrer em períodos de sobreaquecimento da economia, como forma de controlo da inflação, como em períodos de crise económica, após a ocorrência de um *crash* ou do rebotamento de uma bolha.

Assim, para além do valor das taxas de juro e dos índices de capitalização bolsista, o modelo proposto leva também em consideração o efeito da variação das taxas de juro nos índices bolsistas como fator de rentabilidade. Relativamente às taxas de juro, quanto mais baixas melhor do ponto de vista do investidor. O contrário acontece no que respeita à capitalização bolsista e ao efeito das taxas de juro no índice bolsista.

No que se refere ao risco, um investidor racional procura sempre a sua minimização. Neste estudo, o risco é representado pela volatilidade dos mercados bolsistas e pela persistência da volatilidade. Trata-se, portanto, de medidas de dispersão e de memória. Mercados menos voláteis são sempre preferíveis a mercados mais voláteis. Além disso, é conhecida a relação inversa que existe entre volatilidade e rentabilidade do mercado bolsista, ou seja, quando os preços estão em queda a volatilidade aumenta e vice-versa. Um aumento do risco está assim associado a uma redução da rentabilidade do mercado, daí rentabilidade e risco não serem fatores independentes ou mutuamente exclusivos.

---

<sup>4</sup> Para se compreender a “riqueza” da informação contida nos dados publicados nas séries longas, basta notar que, para o presente estudo, apenas foram utilizados dados relativos aos índices de preços na bolsa e às taxas de juro a seis meses e a dez anos para vinte e dois países. Estas séries contêm toda a informação necessária.

A persistência é um fenómeno que pode constituir uma boa ou má notícia, dependendo das circunstâncias em que ocorre. Por exemplo, a persistência de um *boom* económico é uma boa notícia mas a persistência de uma crise já é uma má notícia. Transpondo isto para o nosso contexto, a persistência da volatilidade é uma boa notícia quando a volatilidade é baixa mas já é uma má notícia quando ela é alta.

Ao longo do período analisado neste estudo temos dois subperíodos completamente distintos. Em termos gerais, até 2008 os mercados estavam relativamente calmos com episódios de pequenas crises de duração relativamente curta. Houve, obviamente, casos de *crashes* bolsistas localizados mas nenhum deles com a dimensão da crise de 2008. A crise de 2008 afetou especialmente a Zona Euro. Em muitos casos prolongou-se até pelo menos ao ano 2013. Os mercados tornaram-se turbulentos e de certo modo imprevisíveis. Os fatores subjetivos dominaram muitas avaliações económicas com reflexos negativos no financiamento de empresas e mesmo de países (Grécia, Portugal, Irlanda são os caso mais conhecidos). A crise instalou-se e com ela um período de alta volatilidade nos mercados. Ao período até 2008 chamemos período pré-crise e após essa data chamemos período pós-crise. É claro que, no que respeita à persistência da volatilidade, uma persistência elevada no período pré-crise constitui uma boa notícia uma vez que a própria volatilidade é relativamente mais baixa. No entanto, uma persistência elevada no período pós-crise é uma péssima notícia. Como veremos, a persistência aumentou, e muito, no período pós-crise mas esse aumento não foi uniforme em todos os mercados.

São estes os fatores fundamentais utilizados no presente estudo. São mensuráveis e relativamente fáceis de obter ou estimar, apesar dos modelos utilizados não serem propriamente triviais. São, no entanto, robustos e estão amplamente testados na literatura financeira. A principal contribuição deste estudo para a melhoria do conhecimento nestes domínios consiste, na nossa opinião, na construção e estimação de um modelo de simulação baseado em fatores diretos e mensuráveis. Trata-se, neste caso, de uma abordagem muito diferente da habitual ao problema do financiamento empresarial.

O estudo que apresentamos está organizado em sete capítulos, sendo a presente Introdução o primeiro deles. O capítulo 2 apresenta uma revisão da literatura e a metodologia usada ao longo do estudo. Tendo em conta o tipo de dados utilizados, entendemos ser fundamental discutir neste capítulo o problema da estacionariedade e das quebras

estruturais. A estimação dos parâmetros dos modelos da média é discutida sob o título “cointegração”. Neste ponto, apresentam-se os modelos que controlam explicitamente as quebras estruturais bem assim como os modelos de regressão vetorial. São também analisados os modelos da média-variância que permitem obter os parâmetros de risco utilizados no processo de simulação. O capítulo termina com uma descrição detalhada do modelo de simulação proposto neste estudo.

O capítulo 3 descreve os dados. São utilizadas três séries básicas: taxa de juro a seis meses e a dez anos e índice de preços bolsista. Para além da apresentação das estatísticas descritivas mais relevantes, apresentam-se também neste capítulo os resultados dos testes de raiz unitária sem e com quebras estruturais. O capítulo 4 apresenta os resultados dos modelos da média, utilizados neste estudo e que servem de base à obtenção dos parâmetros de rendibilidade. São primeiro discutidos os resultados dos testes de cointegração de Gregory-Hansen e de Johansen. Os modelos estimados são os resultantes dos testes mencionados, ou seja, uma regressão uniequacional de Gregory-Hansen com quebras estruturais e uma regressão vetorial com controlo indireto das quebras estruturais. Os parâmetros de longo prazo do modelo vetorial constituem um dos *inputs* do modelo de simulação. O capítulo 5 descreve os modelos da variância cujos parâmetros constituem o *input* para avaliação do risco. O primeiro é um modelo EGARCH com regressores exógenos na equação da variância. Este modelo permite obter as séries da volatilidade condicionada. O segundo é um modelo fracionário FIGARCH que fornece o parâmetro da persistência. Uma previsão *out-of-sample* permite distinguir o modelo EGARCH como sendo a alternativa mais adequada para estimar a volatilidade. O capítulo 6 apresenta os resultados do modelo de simulação proposto neste estudo, o qual constitui, na nossa opinião, o seu ponto fulcral. O processo é um sistema complexo de *rankings* e pesos. Estes últimos são dados pela distância relativa entre os valores dos parâmetros do modelo. O modelo fica completo com a ponderação final de cinco cenários sobre o perfil do investidor. Finalmente, o capítulo 7 apresenta as conclusões mais relevantes do trabalho efetuado. Para além do Índice Geral, Índice de Tabelas, Índice de Figuras e Lista de Abreviaturas apresentados no início do trabalho, apresenta-se no final a lista das referências bibliográficas que serviram de base ao presente estudo.

A finalizar este capítulo é importante salientar em que medida o modelo proposto pode constituir uma peça importante no processo de tomada de decisão do investidor em

matéria de captação e aplicação de fundos a nível internacional. Por outras palavras, em que medida é que o modelo apresentado responde a questões específicas do investidor que pretenda obter e/ou aplicar fundos no mercado internacional, sem intromissão de outros parâmetros no processo de decisão. Para o efeito, vejamos a utilidade do modelo face a cinco questões concretas que se podem colocar a um investidor. Estas questões, não esgotam de modo algum a enorme variedade de situações que o investidor pode ter que enfrentar. Pretendem apenas exemplificar as potencialidades do modelo perante as situações mais comuns.

Primeira questão: É indiferente a aplicação de fundos num mercado ou noutra? Em que medida o modelo proposto permite distingui-los? A resposta é, claramente, **não**. Não é indiferente a aplicação de fundos num mercado ou noutra porque regra geral eles diferem em termos de rendibilidade e de risco. Dependendo do perfil do investidor, o nível de atração varia de mercado para mercado e também ao longo do tempo. O investidor que apenas esteja interessado em aplicar fundos vai privilegiar os mercados que lhe ofereçam maior rendibilidade e menor risco. O *benchmark* é o mercado bolsista embora o investidor possa optar por aplicações alternativas que lhe garantam níveis de rendibilidade/risco pelo menos semelhantes. Neste caso particular, o investidor vai privilegiar o parâmetro de capitalização bolsista para aferir o nível de rendibilidade e os parâmetros de volatilidade e persistência para aferir o nível de risco. Aos restantes parâmetros (*e.g.*, taxa de juro) o investidor atribuirá um peso nulo. Um raciocínio idêntico pode ser utilizado em relação ao investidor ou empresário que apenas esteja interessado em captar fundos, fazendo, claro, as devidas adaptações nos parâmetros de interesse. O resultado final do *ranking* vai depender dos pesos e do perfil do investidor.

Segunda questão: Atendendo ao perfil do investidor é possível identificar o mercado que otimiza o binómio rendibilidade/risco? A resposta é, claramente, **sim**. O modelo proposto baseia-se num conjunto de pesos atribuídos aos parâmetros do modelo em função do perfil do investidor. Embora no presente estudo se apresentem os resultados para cinco cenários ou perfis de investidor, as combinações possíveis são infinitas, na condição da soma dos pesos ser igual a um. Como o *ranking* final é uma combinação linear dos *rankings* dos parâmetros utilizados, a alteração dos pesos gera uma reordenação dos mercados em cada parâmetro. Logo, para cada perfil, o mercado melhor classificado é aquele que otimiza o binómio rendibilidade/risco.



Terceira questão: O efeito da variação das taxas de juro nos índices bolsistas dos diferentes mercados é igual em todos eles? A resposta é, claramente, **não**. Um dos parâmetros do modelo de simulação mede precisamente o impacto percentual no índice bolsista de uma variação de 1% na taxa de juro, mantendo tudo o resto constante. Trata-se do parâmetro  $\beta$  e é um parâmetro classificado como parâmetro de rendibilidade. Ou melhor, do *trade-off* da rendibilidade entre índices bolsistas e taxas de juro. Este parâmetro tem uma grande variação entre os vinte e dois mercados analisados.

Quarta questão: É possível estimar o efeito da variação das taxas de juro na rendibilidade dos capitais próprios? A resposta é **sim** quando a rendibilidade dos capitais próprios é aferida externamente, ou seja, pela respetiva capitalização bolsista. O parâmetro estimado  $\beta$  fornece a informação desse efeito. Além disso, no modelo proposto podemos distinguir o efeito estimado em períodos de baixa/alta volatilidade e entre taxas de juro a curto e longo-prazo. Sendo estes efeitos diferentes, o processo de decisão varia consoante o contexto. Contudo, a rendibilidade interna dos capitais próprios apenas pode ser aferida de forma indireta, no pressuposto que o valor de transação das ações de uma empresa é proporcional à rendibilidade interna dos seus capitais próprios, ou seja, o valor de cotação reflete a informação contabilística da empresa.

Quinta questão: Há uma relação de causalidade entre as taxas de juro e os índices bolsistas? A resposta é, novamente, **sim**. O modelo de simulação proposto obedece a um conjunto de condições para a obtenção dos parâmetros relevantes. No caso das taxas de juro e dos índices bolsistas existe uma relação de causalidade se as variáveis forem estacionárias ou, não o sendo, estiverem cointegradas. Isto, claro, no pressuposto que o coeficiente  $\beta$  é significativo a níveis standard. No nosso caso, como estamos na presença de variáveis não estacionárias, é necessário que elas estejam cointegradas. Estando cointegradas, o parâmetro  $\beta$  tem significado e indica a magnitude da relação de causalidade entre as duas variáveis. Caso contrário, a relação é espúria e o parâmetro  $\beta$  correspondente deve ser removido do modelo de simulação. Os resultados que obtivemos indicam cointegração entre taxas de juro e índices bolsistas em todos os casos.



## **2 Revisão da Literatura e Metodologia**

Este capítulo começa, na secção 2.1, por uma revisão de alguns estudos sobre o financiamento das empresas ou organizações, em particular no que respeita à relação entre capitais alheios e capitais próprios e sua rendibilidade. Segue-se uma descrição detalhada da metodologia usada no presente estudo, nas suas diversas vertentes.

A metodologia utilizada neste estudo reflete o seu objetivo fundamental, o qual se traduz na construção de um modelo de simulação baseado em dados históricos reais que possa constituir um instrumento relevante de apoio à decisão na escolha ótima das fontes de financiamento de uma empresa ou organização. Este instrumento pretende contribuir para uma clarificação das escolhas ótimas e pode, portanto, ser visto como um instrumento de gestão financeira, orçamental e controle de gestão. Como sempre, tratando-se de um modelo, é uma miniatura simplificada da realidade complexa que rodeia todo o processo de decisão organizacional. É, certamente, impossível, construir um modelo tão complexo que abranja todas as vertentes do processo de tomada de decisão, mas a utilização da informação disponível (e muitas vezes desprezada ou pelo menos minimizada pelos decisores) em tempo útil pode constituir um auxiliar precioso em todo o processo de decisão.

As variáveis básicas do modelo são as taxas de juro a curto e a longo-prazo, os índices do mercado bolsista e as respetivas variações. A obtenção dos valores das taxas de juro e dos índices bolsistas numa determinada data é trivial. O efeito ou impacto das variações das taxas de juro nos índices bolsistas não é assim tão trivial de obter. Primeiro porque as séries de preços são, em geral, não estacionárias. A secção 2.2 explica este problema e as consequências de não ser devidamente acautelado. As secções 2.3 e 2.4.1 discutem as técnicas utilizadas para deteção de não-estacionariedade. O segundo problema tem a ver com a ocorrência de quebras estruturais provocadas por crises ou outros fenómenos extremos nos mercados. Estas são muitas vezes confundidas com a não-estacionariedade em si, mas a sua solução carece de técnicas apropriadas. Em 2.4.2 é abordada esta questão. A secção 2.5 lida com os modelos que são utilizados para obter o

coeficiente do impacto das variações das taxas de juro nos índices bolsistas em contexto de não-estacionariedade e quebras estruturais.

A secção 2.6 aborda a questão dos fatores de risco: volatilidade e persistência. A volatilidade é estimada com base num modelo assimétrico EGARCH. É conhecida a relação negativa entre volatilidade e rendibilidade bolsista pelo que o uso destes modelos é apropriado ao objetivo em causa. No entanto, o modelo EGARCH nada nos diz sobre a persistência da volatilidade, e esta pode pelo menos variar entre períodos tranquilos e períodos turbulentos. O modelo EGARCH assume memória curta onde o parâmetro de persistência é nulo. Mas a importância do parâmetro de persistência da volatilidade nas decisões de financiamento é grande e, para o efeito, utiliza-se um modelo fracionário FIGARCH. A vantagem do FIGARCH é que fornece uma indicação concreta sobre o índice de persistência da volatilidade da série temporal em estudo. Para além destes dois parâmetros, considerou-se também a variação percentual da persistência do período pré-crise para o período pós-crise, uma vez que essa variação é um bom indicador da evolução da saúde financeira do mercado e perspectivas a médio e longo-prazo.

Uma vez definidos os *inputs* do modelo de simulação, este é detalhadamente descrito na secção 2.7. O modelo de simulação proposto combina *rankings* e fatores de distância organizados de modo a obter o melhor *mix* rendibilidade/risco em função do perfil do investidor. O problema dual de maximizar a rendibilidade e ao mesmo tempo minimizar o risco é um compromisso entre os dois fatores que pode ser decisivamente influenciado pelas características do investidor. Por isso, foram considerados cinco cenários distintos de perfis do investidor. Estes perfis abrangem gradualmente o investidor que tem total aversão ao risco (o qual atribui um peso de 100% à minimização do risco) até àquele que visa apenas maximizar a rendibilidade descurando o efeito do risco (ao qual atribui um peso nulo). Mas, o que dizem outros estudos sobre esta temática? É o que veremos na primeira secção.

## 2.1 Fontes de Financiamento

A grande maioria dos estudos sobre estruturas de capital e fontes de financiamento empresarial baseia-se em três teorias ou modelos sobre política financeira:<sup>5</sup> a teoria do *trade-off*, a teoria da agência e a teoria hierárquica (*pecking order*). A teoria do *trade-off* (Kraus e Litzenberger, 1973) considera que a política financeira ótima se baseia no ajustamento progressivo do nível de capitais alheios até ser atingido o objetivo visado, na condição dos custos do desvio excederem os custos do ajustamento. A teoria da agência defende que o nível de capitais alheios é sensível à assimetria de informação e a diferenças na função de utilidade das partes interessadas (ver, *e.g.*, Pendergast, 1999; Nikkinen e Sahlström, 2004; Li, 2011). A teoria hierárquica (Myers, 1984; Myers e Majluf, 1984; Matemilola e Bany-Ariffin, 2011) acentua que a assimetria de informação envia a política de investimentos dado o efeito que tem no aumento do custo de financiamento da empresa. As empresas ordenam a escolha das fontes de financiamento de acordo com a sua prioridade e respetivos custos. Em primeiro lugar recorrem ao autofinanciamento. Esgotada esta fonte recorrem aos capitais alheios até ao limite da sua capacidade de endividamento e só em último recurso procedem a um aumento de capital próprio, dado o efeito que tem na desvalorização das novas emissões de capital.<sup>6</sup>

A controvérsia em torno da aderência destas teorias à realidade financeira das empresas é grande e diversos autores concluíram que a evidência empírica não comprova, ou pelo menos não comprova totalmente, as teses por elas preconizadas. Por exemplo, Gatchev *et al.* (2009) utilizaram um modelo empírico desagregado no qual as empresas têm à sua disposição várias opções de financiamento e diferentes tipos de *deficit* de financiamento. Além disso, o modelo considera que os recursos financeiros utilizados são iguais às necessidades de financiamento. No que respeita aos diferentes tipos de *deficit* de financiamento os autores distinguem os investimentos das necessidades de cobertura de lucros insuficientes (que poderão ou não ser prejuízos). No caso dos investimentos, diferenciam os projetos de acordo com o seu grau de tangibilidade. Distinguem ainda os investimentos orgânicos (ou fundamentais) das aquisições (ou investimentos estratégi-

---

<sup>5</sup> Ver, *e.g.*, Gaud *et al.* (2007).

<sup>6</sup> Ver, *e.g.*, Frank e Goyal (2003, 2008) para uma excelente revisão da literatura. Para uma crítica destes modelos ver também, *e.g.*, Fama e French (2002, 2005).

cos). Finalmente, foram igualmente consideradas as características da empresa no que respeita à sua dimensão, atividade, crescimento, lucros, etc.. Os resultados obtidos neste estudo não comprovam a teoria hierárquica. Os autores concluem que as necessidades financeiras são primariamente cobertas com fundos externos (e não internos). Estes fundos incluem empréstimos e aumentos de capital. Ambos são utilizados no financiamento dos investimentos. Porém, a insuficiência de lucros é coberta principalmente por aumentos de capital.<sup>7</sup> Além disso, o aumento de capital é mais utilizado por pequenas empresas, eventualmente com menor capacidade de acesso a capitais alheios ou maior aversão ao seu uso, e por empresas com forte crescimento, que podem por esta via tentar otimizar o valor do seu capital. O aumento de capital é também mais usado no financiamento de intangíveis e investimentos orgânicos do que nas aquisições. Os autores concluem que não há evidência que o aumento de capital seja usado fundamentalmente como último recurso de financiamento da atividade da empresa.

Numa perspetiva um pouco diferente, Shi e Wang (2012) analisam o efeito da emissão de relatórios ICW (*Internal Control Weakness*) na subsequente procura de fontes de financiamento. Os autores concluem que, dada a assimetria de informação (onde os acionistas externos têm menos informação sobre a empresa do que os internos, exigindo por isso um prémio de risco adicional), a política de financiamento da empresa após a emissão de um relatório ICW tem duas fases com medidas opostas. Logo a seguir à emissão do relatório, as empresas baseiam-se mais no financiamento por capitais alheios do que por capitais próprios, em comparação com períodos anteriores. Após a correção dos problemas reportados no ICW, o fluxo de financiamento inverte-se, ou seja, a empresa passa a basear-se mais no financiamento por capitais próprios do que alheios. Isto sugere que o custo do capital próprio supera o do capital alheio logo a seguir à emissão do relatório, tornando o capital alheio mais “desejável” como fonte de financiamento. Após a correção dos problemas reportados, a situação inverte-se, tornando o custo do capital próprio mais rentável do que o do capital alheio. A correção dos problemas reportados robustece a empresa tornando-a mais apetecível do ponto de vista dos investidores externos. A procura externa destes ativos financeiros aumenta e o prémio de risco diminui. Progressivamente o capital próprio fica mais “barato” do que o capital alheio.

---

<sup>7</sup> O que é compreensível tendo em conta que a insuficiência de lucros está muitas vezes associada a uma estrutura de capitais desadequada, com um peso dos capitais próprios mais reduzido do que o desejável. A própria insuficiência de lucros contribui para essa distorção.

Muitos outros autores têm analisado a questão da assimetria de informação entre *insiders* e *outsiders* e de que forma esta assimetria afeta as decisões de financiamento das empresas (ver, *e.g.*, Noguchi, 1998; Minton e Schrand, 1999; Anderson *et al.*, 2004; Li, 2010; Li *et al.*, 2010; Costello e Wittenberg-Moerman, 2011; Dhaliwal *et al.*, 2011; Kim *et al.*, 2011; Munsif *et al.*, 2011; Hammersley *et al.*, 2012; Goyal e Wang, 2013). Outros têm analisado em que medida a qualidade da informação ajuda a mitigar a assimetria entre *insiders* e *outsiders* (ver, *e.g.*, Ashbaugh-Skaife *et al.*, 2007, 2008, 2009; Shirasu e Xu, 2007; Chin e Weng, 2010).

Outros estudos têm analisado a questão da estrutura de capital das empresas e, nalguns casos, os efeitos nessa estrutura da mudança de credores internacionais, sobretudo ao nível das grandes empresas e empresas multinacionais. Sobre este tema podemos ainda citar Bhandari (1988), Chowdhry e Coval (1998), Santoso (2004), Miglo (2007), Huizinga *et al.* (2008), Armstrong *et al.* (2010), Chung e Turnovsky (2010), Demiroglu e James (2010), DeAngelo *et al.* (2011), Demerjian (2011), Edmonds *et al.* (2011), Papanastasiopoulos *et al.* (2011), Seifert e Gonenc (2012), Selvarajah e Ursel (2012), Barber *et al.* (2013), Christensen *et al.* (2013), Fung e Goodwin (2013), Jackson *et al.* (2013), Massa e Zhang (2013), Pinnuck e Shekhar (2013), Wang *et al.* (2013), Elshandidy (2014), Lin *et al.* (2014), entre muitos outros. A maioria destes estudos utiliza uma abordagem estática do tipo *cross-section* ou, quando muito, um painel de dados com poucas ou muito poucas observações temporais e estimando regressões independentes. Nenhum utiliza dados dinâmicos com frequência diária.

Além disso, nenhum dos estudos indicados analisa de uma forma direta a relação entre a remuneração (juros) dos capitais alheios (numa ótica de captação de fundos) e a rendibilidade dos capitais próprios (numa ótica de aplicação de fundos). Que seja do nosso conhecimento, nenhum estudo anterior analisou a dinâmica desta relação entre rendibilidade e juros em termos internacionais, utilizando séries temporais longas para vinte e dois dos mais importantes mercados financeiros mundiais. Nenhum estudo anterior relacionou a questão da rendibilidade e do risco como um binómio, por vezes mutuamente exclusivo, que interage por forma a obter uma relação otimizada entre estes dois fatores. Finalmente, que seja do nosso conhecimento, nenhum estudo anterior utilizou um modelo de simulação baseado em parâmetros observados ou estimados a partir de dados publicados internacionalmente sobre índices bolsistas e taxas de juro. Este mode-

lo de simulação permite obter um *ranking* dos mercados que do ponto de vista do investidor sejam mais apelativos, baseado em cinco cenários ou perfis de investidor. O preenchimento destas lacunas, ainda que nalguns casos apenas de forma parcial, é o contributo que o presente estudo procura dar para a literatura sobre o financiamento empresarial.

## 2.2 Estacionariedade e Regressão Espúria

Nesta secção vamos definir o conceito de estacionariedade utilizado neste estudo e analisar em que circunstâncias uma série temporal é ou não estacionária. Esta questão é fundamental pois determina à partida o tipo de modelos e sua estimação a utilizar no presente estudo. O objetivo é que os resultados obtidos sejam verosímeis e não espúrios, como por vezes acontece.

Uma série ou sucessão cronológica  $x_t$  pode ser vista como uma realização de um processo estocástico univariado, definido em tempo discreto e dado por uma coleção de variáveis aleatórias  $\{X_t: t = 1, 2, \dots, T\}$  definidas num dado espaço de probabilidade  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ . Um processo estocástico diz-se estritamente estacionário, ou estacionário em sentido forte se  $\forall \{t_1, t_2, \dots, t_T\} \in \mathcal{Z}, \forall k \in \mathcal{Z} \wedge T = 1, 2, \dots$ , se tem:

$$F_{X_{t_1}, \dots, X_{t_T}}(x_1, \dots, x_T) = F_{X_{t_1+k}, \dots, X_{t_T+k}}(x_1, \dots, x_T), \quad (1)$$

onde  $F$  representa a função de distribuição conjunta das variáveis aleatórias  $X_t$  ( $t = 1, 2, \dots, T$ ). Por outras palavras, um processo diz-se estritamente estacionário se a sua distribuição de probabilidade conjunta é invariante ao longo do tempo, ou seja, se a probabilidade de  $X_t$  ( $t = 1, 2, \dots, T$ ) pertencer a um certo intervalo é a mesma agora ou em qualquer outro momento no tempo (ver, *e.g.*, Chan, 2002).

Na prática, a definição acima apresentada equivale a analisar todos os momentos da distribuição de probabilidade conjunta o que é, obviamente, impossível na generalidade dos casos devido ao elevado número de parâmetros a estimar face aos dados disponíveis. Não é, porém, o caso da distribuição normal multivariada que fica completamente caracterizada pelos dois primeiros momentos da distribuição. Neste caso, as proprieda-



des do processo  $X_t$  ( $t = 1, 2, \dots, T$ ) são vulgarmente designadas na literatura por “propriedades de segunda ordem”, conduzindo à definição de estacionariedade fraca ou estacionariedade em covariância.<sup>8</sup> Assim um processo diz-se fracamente estacionário ou estacionário em covariância se:

$$\begin{aligned} E(X_t) &= \mu & \forall t = 1, \dots, T \\ \text{Cov}(X_t, X_{t-k}) &= \gamma_k & \forall t = 1, \dots, T \wedge k = 0, 1, 2, \dots \end{aligned} \quad (2)$$

onde  $\mu$  é uma constante real e  $\gamma_k$  tem uma estrutura constante para cada  $k$ . Fazendo em (2)  $k = 0$  obtém-se a variância de  $X_t$  dada por  $\text{Var}(X_t) = \gamma_0$ . O termo  $\gamma_k$  é uma função de  $k$  e é conhecido na literatura como “função de autocovariância”. Por outro lado,  $\rho_k = \rho_{-k}$  é habitualmente designado por “função de autocorrelação” (ACF). Esta função desempenha, a par da média e da variância, um papel crucial no estudo da estacionariedade de um processo estocástico. De facto, ela permite capturar a extensão temporal e robustez da memória do processo, ao medir a correlação do valor presente do processo com os seus valores históricos. Note-se que, de facto

$$\rho_k = \frac{\text{Cov}(X_t, X_{t-k})}{\text{Var}(X_t)} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}, \quad (3)$$

onde  $\gamma_0 = \sigma^2$  é constante, no pressuposto de que o processo  $X_t$  ( $t = 1, 2, \dots, T$ ) é homoscedástico. Uma importante propriedade da função de autocorrelação (condição necessária) é que ela é uma forma semi-definida positiva, ou seja:

$$\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \alpha_i \alpha_j \rho_{|t_i - t_j|} \geq 0, \quad (4)$$

para qualquer conjunto de momentos temporais  $t_1, t_2, \dots, t_n$  e para quaisquer números reais  $\alpha_1, \alpha_2, \dots$  (ver, e.g., Wei, 1990).

A função de autocorrelação tem a propriedade de se atenuar à medida que  $k$  aumenta e apresenta comportamentos semelhantes em muitos casos sendo, por isso, difícil distinguir entre processos de ordem diferente. Para ajudar nessa distinção utiliza-se normalmente a “função de autocorrelação parcial” (PACF) que se obtém a partir do seguinte processo AR( $k$ ):

---

<sup>8</sup> Note-se que a estacionariedade forte implica a estacionariedade fraca mas o contrário não é, necessariamente, verdade.

$$X_t = \phi_{k1} X_{t-1} + \dots + \phi_{kk} X_{t-k} + a_t. \quad (5)$$

A  $k$ -ésima autocorrelação parcial é dada pelo coeficiente  $\phi_{kk}$  da expressão (5). Uma característica importante da função de autocorrelação parcial é que leva em consideração toda a história do processo até ao desfasamento de ordem  $k$  correspondente, ou seja, mede a correlação adicional entre  $X_t$  e  $X_{t-k}$ , uma vez controlados os efeitos de todos os desfasamentos intermédios (Enders, 2004).

Um caso particular de um processo fracamente estacionário é o processo ruído branco. Neste processo a média é nula e a variância é finita:  $\mu = \gamma_k = 0$  ( $k \neq 0$ )  $\wedge \gamma_0 = \sigma^2$ . Contudo a média condicionada pela informação passada não é necessariamente nula. Ou seja,  $E(X_t | I_{t-1})$ , onde  $I_{t-1}$  denota a história do processo até ao momento  $t-1$ , pode ser diferente de zero. Por este motivo é possível efetuar uma previsão residual num processo ruído branco, apesar de ele não ser linearmente previsível (ver, *e.g.*, Hendry, 1996).

Num processo ruído branco, se as variáveis aleatórias  $X_t$  forem independentes e identicamente distribuídas (iid), o processo designa-se por ruído branco forte. A sua versão fraca implica apenas que as variáveis aleatórias  $X_t$  não sejam correlacionadas. Um processo ruído branco forte também se designa por processo ruído iid.<sup>9</sup> Trata-se de um dos modelos estocásticos mais simples que pode surgir, pese embora os modelos apresentados de modo algum esgotem a classe de processos estocásticos estacionários encontrados quer na literatura teórica quer na caracterização empírica de fenómenos reais. Fica no entanto claro o conceito de estacionariedade subjacente à análise desenvolvida neste estudo. E este conceito é determinante na modelação das perturbações aleatórias (erros) em qualquer modelo de regressão.

Importa ainda referir que nesta análise se considera  $\sigma^2 > 0$  e que o processo é ergódico. Um processo diz-se ergódico se os momentos da amostra observada para um certo período de tempo  $T$  convergem, quando  $T \rightarrow \infty$ , para os correspondentes momentos do processo  $X_t$ , bastando assim uma única realização para efeitos de inferência (Granger e Newbold, 1986). Embora restritivo, este pressuposto é fundamental em qualquer análise de séries temporais cuja observabilidade é irrepitível.

---

<sup>9</sup> No caso da distribuição normal de média nula, o processo ruído branco forte é equivalente ao processo ruído branco fraco. Estes conceitos equivalem ainda ao conceito de martingala, onde, para além das condições impostas ao processo ruído branco forte, também se verifica a condição  $E(X_t | I_{t-1}) = 0$  em todos os passos do processo.

Num modelo de regressão linear onde as variáveis ou vetores de variáveis  $Y_t$  e  $X_t$  são estacionárias, os testes estatísticos convencionais mantêm-se, em princípio, válidos, se os restantes pressupostos do modelo se verificarem. Sendo porém não estacionárias, pode-se estar perante um problema de regressão espúria se os resíduos do modelo não respeitarem as hipóteses do modelo clássico de regressão linear. Neste caso, os testes usuais  $t$  e  $F$  da regressão são desprovidos de sentido (Granger e Newbold, 1974).

Uma situação típica de regressão espúria ocorre na regressão entre dois processos passeio aleatório independentes (cuja definição se encontra mais à frente). Neste caso, esperar-se-ia que os teste  $F$  e  $t$  da regressão não rejeitassem a hipótese nula. A equação estimada produziria, em geral, valores elevados de  $R^2$  e parâmetros significativamente diferentes de zero. Este quadro aponta aparentemente para a existência de uma relação forte entre as variáveis quando, de facto, nenhuma existe. Na realidade, o que o modelo está a capturar é apenas a existência de uma tendência comum. Nada mais. E esta tendência comum não implica qualquer relação de causalidade entre as variáveis do modelo. As estatísticas usuais  $t$  e  $F$  não seguem, respetivamente, distribuições  $t$ -Student e  $F$ -Snedcor. Phillips (1986) demonstrou que os estimadores dos parâmetros deste modelo não convergem assintoticamente, como no caso da regressão entre variáveis estacionárias. O estimador do coeficiente do preditor tem uma distribuição limite não degenerada e a distribuição do estimador do termo constante é degenerada no infinito.

Por outro lado, o coeficiente de determinação  $R^2$  converge para uma distribuição não degenerada e não para zero, como seria de esperar. Em adição a esta problemática, os resíduos gerados pela regressão entre dois processos passeio aleatório independentes estão, em geral, fortemente autocorrelacionados, convergindo a estatística de Durbin-Watson (DW) para zero e inviabilizando deste modo o uso do método dos mínimos quadrados (OLS) neste contexto. Como regra empírica, pode-se suspeitar da existência de uma regressão espúria quando o valor da estatística DW for inferior ao valor do coeficiente de determinação do modelo ( $DW < R^2$ ).<sup>10</sup>

Um processo passeio aleatório pode ser encarado como um caso particular de um processo autorregressivo de primeira ordem com deriva, do tipo:

$$X_t = \mu + \rho X_{t-1} + \sigma \varepsilon_t, \quad (6)$$

---

<sup>10</sup> Ver, *e.g.*, Marques (1998: 242-249) para uma explicação detalhada desta questão.

onde  $\varepsilon_t \sim \text{iid}(0, 1)$ , isto é, é uma sequência de variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas com média zero e variância unitária. Na expressão (6) o termo  $\mu$  é uma constante (deriva) e o termo  $\sigma$  designa-se por volatilidade, ou seja, é o desvio-padrão dos resíduos. O coeficiente de autoregressão  $\rho$  determina a estabilidade do processo. Se  $\rho = \sigma = 1 \wedge \mu = 0$ , o processo diz-se passeio aleatório. Para um valor inicial  $X_0$ , o processo autorregressivo de primeira ordem é gerado pelos ruídos iid  $\varepsilon_t$ . Calculando as expressões para  $X_{t-1}, X_{t-2}, \dots$ , e substituindo recursivamente em (6), obtém-se:

$$X_t = \rho^t X_0 + \sum_{k=0}^{t-1} \rho^k (\mu + \sigma \varepsilon_{t-k}), \quad (7)$$

donde se pode concluir que  $X_{t-1}$  é uma função linear de  $X_0$  e de  $\{\varepsilon_s: s = 1, \dots, t-1\}$ , logo é independente de  $\varepsilon_t$ . Este é um pressuposto importante do modelo de regressão linear que garante a exogeneidade do preditor. Neste caso, os  $\varepsilon_t$  também se costumam designar por inovações ou processo de inovação e correspondem à componente não previsível do modelo. Aplicando as condições enunciadas em (2) para a existência de estacionariedade em covariância ao modelo AR(1) definido em (6), obtém-se:

$$\begin{aligned} E(X_t) &= \mu + \rho E(X_{t-1}) \\ \text{Var}(X_t) &= \rho^2 \text{Var}(X_{t-1}) + \sigma^2 \text{Var}(\varepsilon_t) \end{aligned} \quad (8)$$

Na expressão (8),  $\mu$  e  $\sigma^2$  são constantes,  $\text{Var}(\varepsilon_t) = 1$  e  $\rho$  é o parâmetro de estabilidade do processo, conforme anteriormente referido. Se  $|\rho| \geq 1$ , a variância de  $X_t$  é sempre maior do que a variância de  $X_{t-1}$ , logo  $X_t$  não pode ser um processo estacionário. Se  $|\rho| > 1$ , o processo diz-se explosivo e  $X_t \rightarrow \infty$  com probabilidade 1.<sup>11</sup> Se  $|\rho| = 1$ , sendo  $\mu \neq 0$ , o processo  $X_t$  designa-se por passeio aleatório com deriva. Neste caso, substituindo  $\rho = 1$  em (7), obtém-se:

$$X_t = X_0 + \mu t + \sigma \sum_{k=1}^t \varepsilon_k, \quad (9)$$

---

<sup>11</sup> Note-se que o conceito de estacionariedade de um processo autorregressivo está intimamente relacionado com o conceito de convergência da respetiva equação com diferenças. No caso em que  $|\rho| > 1$ , a equação é desprovida de sentido pois conduz a um processo que depende dos valores futuros da variável, os quais não são, obviamente, observáveis (ver Chan (2002) para mais detalhes). Para além disso, este caso implica que os choques ocorridos no sistema, além de serem persistentes propagam-se, de modo que os efeitos de um dado choque aumentam ao longo do tempo, tendendo para infinito.

donde se conclui que o passeio aleatório com deriva tem uma tendência linear quer na média quer na variância, crescente na média se  $\mu > 0$  e decrescente se  $\mu < 0$  (ver, *e.g.*, Brockwell e Davis, 2002):

$$\begin{aligned} E(X_t) &= X_0 + \mu t \\ \text{Var}(X_t) &= t\sigma^2 \end{aligned} \quad (10)$$

O processo passeio aleatório também pode ser visto como uma soma de variáveis aleatórias iid. Basta notar que fazendo em (9)  $X_0 = \mu = 0 \wedge \sigma = 1$ , obtém-se:

$$X_t = \sum_{k=1}^t \varepsilon_k = \varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \dots + \varepsilon_t. \quad (11)$$

Se  $|\rho| < 1$ , o processo  $X_t$  é estacionário e admite a seguinte solução estacionária para a média e variância:

$$\begin{aligned} E(X_t) &= \frac{\mu}{1-\rho} \\ \text{Var}(X_t) &= \frac{\sigma^2}{1-\rho^2} \end{aligned} \quad (12)$$

Num processo estacionário, a amplitude dos choques ocorridos no sistema num dado momento vai-se atenuando ao longo do tempo, fazendo com que o sistema retorne à situação de equilíbrio. O tempo que esse retorno demora depende do valor de  $\rho$ . Contudo, num processo não estacionário, as amplitudes dos choques são persistentes, não permitindo o retorno à situação de equilíbrio inicial. Neste caso, as características do processo vão sofrendo mutações permanentes e irreversíveis ao longo do tempo.

O processo passeio aleatório está profundamente enraizado na teoria financeira. Este modelo está na base de toda a teoria respeitante à eficiência dos mercados (ver, *e.g.*, Fama, 1981, 1990; Fama e French, 1989, 1992, 1993). A ideia base que está subjacente à hipótese dos mercados eficientes é que as rendibilidades podem ser representadas como flutuações não previsíveis em torno de uma certa rendibilidade média. Dito de outro modo, a distribuição das rendibilidades num certo momento não está correlacionada, podendo até ser independente da distribuição das rendibilidades em momentos anteriores. Isto conduz-nos à modelação da variável residual  $\varepsilon_t$  como um processo ruído bran-

co, tal como vimos anteriormente. Assim nenhum investidor realizará lucros anormais originados por qualquer tipo de atividade especulativa.

### 2.3 Processos DSP e TSP

O passeio aleatório com deriva pertence a uma classe de modelos designados por processos estacionários em diferenças (DSP) pois, diferenciando uma vez a variável original não estacionária, obtém-se uma série que é estacionária, ou seja:

$$\Delta X_t = \mu + \sigma \varepsilon_t, \quad (13)$$

onde  $\Delta$  representa o operador primeira diferença, tendo os restantes símbolos sido definidos anteriormente. Deste modo, o passeio aleatório também se costuma designar por processo integrado de primeira ordem, sendo que se  $X_t \sim I(1)$  então  $\Delta X_t \sim I(0)$ . Diz-se, então, que  $X_t$  tem uma tendência estocástica.

Outro processo não estacionário frequentemente encontrado em séries financeiras pertence à classe dos processos estacionários em tendência (TSP). Neste caso a componente não estacionária do processo pode ser capturada por um termo determinístico do tipo  $\mu_0 + \mu_1 t$ :

$$X_t = \mu_0 + \mu_1 t + \varepsilon_t, \quad (14)$$

onde  $\mu_0$  e  $\mu_1$  são parâmetros. Este processo é estacionário em torno de uma tendência linear podendo, no entanto, ser usada qualquer outra função linearizável. Na prática, porém, é costume observar séries que contêm quer tendências determinísticas quer tendências estocásticas, pelo que uma possível estratégia de investigação passa por combinar os dois tipos de tendência acima referidos, numa única expressão.<sup>12</sup>

A discussão anterior revela, embora de uma forma sucinta, a importância da determinação da ordem de integração de uma série observada  $x_t$  para efeitos de inferência sobre o processo gerador dos dados. De facto, neste contexto, se as séries forem estaci-

---

<sup>12</sup> A identificação e separação destes dois tipos de não estacionariedade é fundamental, uma vez que, cada uma das soluções, na ausência da respetiva característica, além de não resolver o problema da não estacionariedade ainda introduz problemas adicionais não existentes na série original.

onárias em níveis, isto é nos valores originais sem diferenciação, pode-se analisar de forma simples até que ponto os mercados financeiros estão integrados. No entanto, se as séries forem não estacionárias em níveis mas estacionárias em primeiras diferenças, as técnicas de análise tradicionais não são válidas e é necessário recorrer a métodos alternativos para efetuar esta análise.<sup>13</sup>

No nosso caso interessa analisar a relação entre os mercados de taxas de juro e os mercados bolsistas. Existindo uma relação causal (*i.e.*, não espúria) entre as variáveis que caracterizam estes mercados, é possível desenhar cenários ótimos de financiamento nas organizações num contexto de globalização. Em particular, importa determinar o efeito das variações das taxas de juro na valorização dos mercados bolsistas e o nível de risco associado aos mercados internacionais. No momento da decisão sobre onde e como se financiar, que mercados oferecem as melhores condições tendo em conta o perfil do investidor e/ou do investimento? Que fatores devem ser tidos em consideração? Estas são questões a que iremos tentar responder ao longo deste estudo.

## 2.4 Testes de Raiz Unitária

### 2.4.1 Teste ADF

Existem na literatura inúmeros testes que permitem analisar a questão da ordem de integração de uma série observada  $x_t$ . Estes testes são geralmente conhecidos como testes de não estacionariedade ou testes de raiz unitária, termo utilizado por analogia com a determinação das raízes da equação característica de uma equação com diferenças. Um dos testes de raiz unitária sem dúvida mais populares entre os investigadores é o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Também conhecido por teste  $\tau$  (Dickey-Fuller, 1979, 1981), este teste baseia-se na seguinte regressão para a variável  $x_t$ :

$$\Delta x_t = \mu_0 + \mu_1 t + (\rho - 1)x_{t-1} + \sum_{k=1}^p \gamma_k \Delta x_{t-k} + \varepsilon_t, \quad (15)$$

---

<sup>13</sup> O mesmo se aplica a séries integradas de ordem  $d$ , com  $d > 1$ , embora a grande maioria das séries financeiras seja, de facto, apenas integrada de primeira ordem.

sendo a hipótese nula  $\rho = 1$  e usando para este efeito os valores críticos de MacKinnon (1991, 1996). O número de *lags* ou defasamentos do modelo é escolhido de modo a que os resíduos  $\varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$ . Note-se que  $\mu_0$  é uma constante,  $\mu_1 t$  uma tendência linear determinística e  $(\rho-1)x_{t-1}$  captura uma eventual tendência estocástica. Fazendo  $\mu_1 = \gamma_k = 0$ , a equação de Dickey-Fuller (15) reduz-se a um processo AR(1) que pode ser visto como uma realização do processo descrito na expressão (6).

O procedimento usual nos testes ADF consiste em testar a hipótese nula  $\rho = 1$  (raiz unitária) para a variável em níveis ( $x_t$ ) e em primeiras diferenças ( $\Delta x_t$ ), contra a hipótese alternativa  $|\rho| < 1$  (estacionariedade).<sup>14</sup> Este teste pode incluir uma constante e uma tendência linear ( $\tau_\tau$ ), uma constante ( $\tau_\mu$ ) ou nenhuma delas ( $\tau$ ), enquanto componentes determinísticas do modelo ( $\mu_0 + \mu_1 t$ ). Para além da componente determinística e do termo estocástico que contém o coeficiente de autoregressão  $\rho$ , o modelo (15) admite ainda a possibilidade de existirem termos autoregressivos da variável dependente  $\Delta x_t$ , para controlo da autocorrelação residual. Se a hipótese nula não for rejeitada em níveis mas o for em primeiras diferenças, então a variável  $x_t \sim I(1)$  sendo  $\Delta x_t \sim I(0)$ .

Dickey e Fuller (1979, 1981) propuseram dois testes para analisar as hipóteses acima descritas. O primeiro baseia-se na distribuição limite da estimativa OLS de  $\rho$ . A estatística do teste ADF utilizada neste contexto obedece à forma tradicional dos testes  $t$ :

$$t_\tau = \frac{\hat{\rho} - 1}{s_{\hat{\rho} - 1}}, \quad (16)$$

mas não é assintoticamente normal nem simétrica. Os valores críticos usuais da distribuição  $t$ -Student não são portanto válidos neste âmbito. Fuller (1976), Dickey e Fuller (1981) e mais tarde MacKinnon (1991, 1996) fornecem os valores críticos adequados a esta situação. A verdadeira distribuição dos testes de Dickey-Fuller sob a hipótese nula é dada por (ver, *e.g.*, Dufrénot e Mignon, 2002):

$$t_{\rho \sim (H_0)} \sim \frac{W^2(1) - 1}{2\sqrt{\int_0^1 W^2(s) ds}}, \quad (17)$$

---

<sup>14</sup> Na verdade, no caso mais geral, a hipótese nula testa a existência de uma tendência estocástica (não estacionária) contra a hipótese alternativa de existência de uma tendência determinística (estacionária).



onde  $W(\cdot)$  representa um processo de *Wiener* no intervalo  $[0, 1]$ .<sup>15</sup> O segundo, baseia-se na distribuição da estatística  $T(\rho-1)$ , onde  $T$  denota a dimensão da amostra.

É importante notar que  $\tau_\tau < \tau_\mu < \tau$  e que, para a estatística  $\tau$ , os valores críticos do teste ADF não diferem substancialmente dos valores críticos da Normal estandardizada. No entanto, o uso indevido destes últimos (ou, indiferentemente, dos valores críticos da distribuição *t-Student*) conduz à sobre rejeição da hipótese nula, aumentando o problema à medida que se introduzem mais componentes determinísticas no modelo. Marques (1998: 282-286), descreve um conjunto de estratégias aconselháveis para o estudo dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller baseadas nos artigos citados.<sup>16</sup>

Um resultado importante relativo aos testes de Dickey-Fuller é que a distribuição assintótica da estatística  $t_\tau$  é independente do número de defasamentos das primeiras diferenças incluídos na regressão ADF. Estes, contudo, são necessários para eliminar qualquer autocorrelação de ordem superior remanescente na variável residual  $e$ , deste modo, validar o pressuposto de resíduos  $\varepsilon_i \sim iid$  que está na base do uso do método dos mínimos quadrados. Para além disso, a inclusão no modelo de uma componente de médias móveis (MA) com um número adequado de termos defasados das primeiras diferenças, não altera a validade assintótica do teste ADF (Said e Dickey, 1984).

Apesar da sua popularidade, os testes ADF não estão isentos de problemas. Vários autores analisaram os problemas da dimensão da amostra e potência dos testes de raiz unitária ADF. Blough (1992), por exemplo, usando estes testes mostrou que alguns processos de raiz unitária apresentam em amostras finitas um comportamento mais próximo de um processo ruído branco do que de um processo passeio aleatório. Ao contrário, alguns processos estacionários em tendência comportam-se de forma aproximada ao

---

<sup>15</sup> O processo de *Wiener* traduz o efeito acumulado das perturbações aleatórias que afetam a dinâmica do fenómeno em estudo, ou seja, é o integral do ruído perturbador que se supõe ser um ruído branco em tempo contínuo. O uso pioneiro deste processo no âmbito da aplicação à modelação das cotações bolsistas deve-se a Bachelier (1900). Einstein também usou este processo para modelar o movimento browniano de uma partícula num fluido. Na sua versão original, o movimento browniano descreve o movimento irregular de uma partícula suspensa num fluido. Para mais detalhes sobre estes conceitos ver, *e.g.*, Braumann (2005).

<sup>16</sup> Note-se, contudo, que os resultados podem ser sensíveis à especificação do teste e que a inclusão de regressores irrelevantes no modelo reduz a potência do teste para rejeitar a hipótese nula  $\rho = 1$ .

passaio aleatório em amostras finitas. É, por exemplo, o caso de um processo estacionário que possua uma raiz muito próxima da unidade.<sup>17</sup>

## 2.4.2 Testes com Quebras Estruturais

Alguns autores (*e.g.*, Perron, 1989; Perron e Vogelsang, 1992) contestaram a validade dos testes ADF na presença de quebras estruturais. Em particular, quando as séries apresentam quebras estruturais, os testes ADF *standard* estão enviesados e tendem a não rejeitar  $H_0$  quando  $H_0$  deveria ser rejeitada. Ou seja, a ocorrência de quebras estruturais confunde os resultados dos testes ADF usuais e gera conclusões espúrias quanto à não estacionariedade e existência de raízes unitárias. Esta situação ocorre quando o fenómeno da persistência apenas resulta de choques profundos e pouco frequentes (*e.g.*, uma crise de longa duração como a atual). Choques frequentes e de pequena dimensão tendem, por seu lado, a um rápido retorno à tendência determinística existente nos dados, como aconteceu nos inúmeros crashes de curta duração que têm ocorrido nos mercados bolsistas nas últimas décadas.

Muitos testes de raiz unitária na presença de quebras estruturais têm sido sugeridos e usados na literatura (ver, *e.g.*, Banerjee *et al.*, 1992; Zivot e Andrews, 1992; Amsler e Lee, 1995; Lumsdaine e Papell, 1997; Perron, 1990, 1994, 1997, 2005; Saikkonen e Lütkepohl, 2001, 2002; Lütkepohl *et al.*, 2001; Lanne *et al.*, 2002; Lee e Strazicich, 2003, 2004; Cavaliere e Georgiev, 2005a,b; Glynn *et al.*, 2007; Rossi e Sekhposyan, 2014) geralmente baseados na determinação endógena da data da quebra. Christiano (1992) argumenta que a determinação não endógena da data da quebra invalida a teoria distribucional subjacente aos testes convencionais. Os testes com quebras estruturais endógenas reduzem significativamente o enviesamento das estatísticas do teste.

Dos inúmeros testes de raiz unitária com quebras estruturais endógenas sugeridos na literatura iremos usar neste estudo dois: o teste de Zivot-Andrews (1992) e o teste de Lanne *et al.* (2002). O teste de Zivot-Andrews com quebras estruturais endógenas é um teste sequencial baseado na amostra completa e que utiliza uma variável *dummy* para

---

<sup>17</sup> O leitor interessado poderá consultar Dufrénot e Mignon (2002: 26-40) e os autores aí citados para mais detalhes.

cada potencial data de quebra. A data da quebra é selecionada quando a estatística  $t$  do teste ADF atinge o seu mínimo, isto é, o seu valor mais negativo. Ou seja, a escolha da data da quebra corresponde ao momento  $T$  menos favorável à não rejeição da hipótese nula. Apenas uma data é selecionada. Para essa data são calculados os valores da constante e da tendência determinística. Os valores críticos do teste ZA com quebra estrutural endógena encontram-se em Zivot e Andrews (1992). Em tudo o resto, o teste assemelha-se ao teste ADF sem quebras estruturais.

O teste de Lanne *et al.* (2002) pertence à família de testes de raiz unitária para processos com mudança de nível, uma forma alternativa de dizer quebra estrutural com uma função de mudança de regime. O modelo (18) serve de base à estimação do teste:

$$x_t = \mu_0 + \mu_1 t + f_t(\theta)' \gamma + a_t, \quad (18)$$

onde  $\mu_0 + \mu_1 t$  representa uma tendência determinística linear,  $f_t(\theta)' \gamma$  denota a função de mudança de nível e  $a_t$  é uma perturbação gerada por um processo AR( $p$ ) com uma eventual raiz unitária.  $\theta$  e  $\gamma$  são parâmetros ou vetores de parâmetros desconhecidos.

Lanne *et al.* (2002) propuseram três casos distintos de funções de mudança de nível. O primeiro caso considera apenas uma *dummy* de mudança de nível com uma data  $T_B$ . A função não incorpora outros parâmetros no vetor  $\theta$  e  $\gamma$  é um escalar:

$$f_t^{(1)} = \begin{cases} 0, & t < T_B \\ 1, & t \geq T_B \end{cases}. \quad (19)$$

O segundo caso considera uma mudança gradual (ou transição suave) não-linear baseada na função de distribuição exponencial:

$$f_t^{(2)}(\theta) = \begin{cases} 0, & t < T_B \\ 1 - \exp[-\theta(t - T_B + 1)], & t \geq T_B \end{cases}. \quad (20)$$

Neste caso,  $\theta$  e  $\gamma$  são escalares ou vetores de escalares e  $\theta > 0$ . O terceiro caso considera uma função racional do operador de desfasamento  $L$  aplicado a uma *dummy* de mudança de nível dada por:<sup>18</sup>

$$f_t^{(3)}(\theta) = \left[ (1 - \theta L)^{-1} f_t^{(1)} \quad (1 - \theta L)^{-1} f_{t-1}^{(1)} \right], \quad (21)$$

<sup>18</sup> Para mais detalhes sobre o operador  $L$  ver secção 2.6.1.

onde  $\theta \in [0, 1]$  e  $\gamma = [\gamma_1 \ \gamma_2]'$ . Para certos valores de  $\theta$ , os dois últimos casos geram mudanças bruscas (ou abruptas) num único momento  $T_B$ , constituindo deste modo casos mais gerais do que o primeiro. Este, contudo, é suficiente na maioria das situações empíricas que se colocam e será usado no nosso caso.

## 2.5 Cointegração

### 2.5.1 Metodologia de Engle-Granger

Quando as séries em estudo não são estacionárias, o estabelecimento de uma relação causal entre elas baseada no modelo de regressão linear pode conduzir a resultados espúrios. Esta situação acontece quando os pressupostos do modelo de regressão linear não se verificam. Por exemplo, no caso da regressão entre duas variáveis não estacionárias mas integradas da mesma ordem, digamos  $I(1)$ , os resíduos estimados são também, em princípio, não estacionários, não sendo possível garantir que  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ .<sup>19</sup>

Porém, se os resíduos estimados forem estacionários, estamos perante um caso particular designado na literatura por cointegração. O conceito de cointegração só é utilizado quando estamos a analisar a relação entre variáveis não estacionárias.<sup>20</sup> No caso de as variáveis serem estacionárias, o problema não se coloca. A noção de cointegração foi introduzida por Engle e Granger (1987) e baseia-se numa combinação linear entre  $y_t$  e  $x_t$ :

$$v_t = y_t - \beta x_t, \quad (22)$$

onde  $\beta$  é o parâmetro cointegrante e  $v_t \sim I(0)$  denota a variável aleatória residual que se obtém da regressão de  $y_t$  sobre  $x_t$ . Note-se que, se  $y_t$  e  $x_t$  forem cointegradas, então o parâmetro cointegrante é estatisticamente diferente de zero. Assim testar se  $y_t$  e  $x_t$  são cointegradas é equivalente a testar se  $\beta \neq 0$  na regressão (22). O teste de cointegração pode ser interpretado como um teste à integração de mercados, no nosso caso entre o mercado de taxas de juro e o mercado bolsista. A existência de cointegração entre séries

---

<sup>19</sup> Em geral, uma combinação linear de variáveis  $I(1)$  gera uma variável também  $I(1)$ , não existindo neste caso uma relação de longo prazo entre as variáveis.

<sup>20</sup> Note-se que, em sistemas com mais do que duas variáveis, não existe a obrigatoriedade das séries serem integradas da mesma ordem para existir cointegração (ver, *e.g.*, Pagan e Wickens, 1989).

não estacionárias implica a existência de uma relação causal de longo-prazo entre elas, independentemente de partilharem uma ou mais tendências estocásticas.

No caso de cointegração, o parâmetro  $\beta$  diz-se super consistente, isto é, o seu estimador converge assintoticamente para o verdadeiro valor a uma taxa muito mais rápida do que o estimador OLS usual com variáveis estacionárias (Stock, 1987). Este parâmetro pode ser interpretado, como se sabe, em termos de equilíbrio de longo prazo, uma vez que as variáveis  $I(1)$  dominam sobre as variáveis  $I(0)$ . Então, os termos  $y_t$  e  $\beta x_t$  na expressão (22) compensam-se para produzir o processo estacionário  $v_t$ . Os resíduos  $v_t$  obtidos estão, em princípio, autocorrelacionados uma vez que capturam os termos dinâmicos omitidos na equação, bem assim como qualquer viés devido a endogeneidade (Engle e Granger, 1987). Ou seja, para manter o equilíbrio de longo prazo capturado pelo parâmetro  $\beta$  deve ocorrer um processo dinâmico de ajustamento a curto prazo, embora subsistam problemas de enviesamento das estimativas dos parâmetros se ambas as variáveis forem endógenas.<sup>21</sup>

A metodologia de Engle-Granger (EG) veio clarificar um conjunto de aspetos relacionados com a estimação de modelos com variáveis não estacionárias. No entanto, como as estatísticas do teste EG não têm distribuições limite bem definidas, torna-se complicado testar eficientemente hipóteses sobre os parâmetros do modelo, sobretudo quando o sentido da causalidade entre as variáveis não é evidente, ou quando existem interações mútuas entre elas.<sup>22</sup>

### 2.5.2 Metodologia de Gregory-Hansen

À semelhança do que acontece nos testes de raiz unitária, a metodologia de Engle-Granger conduz em geral a resultados enviesados na presença de quebras estruturais. Os testes CUSUM e CUSUM-Q não são satisfatórios quando os dados não são estacionários. Neste contexto, a presença de quebras estruturais tende a reduzir a potência quer

---

<sup>21</sup> Ver, *e.g.*, Hendry e Juselius (2000) para uma discussão detalhada acerca da modelação de séries não estacionárias e cointegração.

<sup>22</sup> Ver, *e.g.*, Eun e Shim (1989), Kasa (1992), Arshanapalli e Doukas (1993), Chung e Liu (1994), Masih e Masih (1997, 2002), Gjerde e Sættem (1999), Karamustafa e Kucukkale (2001), Perales e Robins (2001) e Asche *et al.* (2007) para outros estudos utilizando metodologias de cointegração.

dos testes EG quer de outros baseados em sistemas lineares multiequacionais, conduzindo a uma sobre-rejeição da hipótese nula de cointegração (ver, *e.g.*, Menezes *et al.*, 2012). Uma alternativa para avaliar a existência de cointegração na presença de quebras estruturais é o uso da metodologia de Gregory e Hansen (1996). Esta metodologia baseia-se nos testes de Phillips ( $Z_t$  e  $Z_\alpha$ ) e no teste  $\rho_t$ . A hipótese nula nestes testes postula ausência de cointegração na presença de mudanças de nível ou regime. A metodologia de Gregory-Hansen baseia-se no seguinte modelo de regressão:

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 \varphi_{t\tau} + \beta t + \alpha_0 x_t + \alpha_1 x_t \varphi_{t\tau} + \varepsilon_t, \quad (23)$$

onde  $y_t$  e  $x_t$  representam os dados observados,  $x_t$  é um vetor de ordem  $m$  de variáveis exógenas,  $\varepsilon_t$  é uma perturbação aleatória estacionária,  $\beta$ ,  $\mu_s$  e  $\alpha_s$  ( $s = 0, 1$ ) são parâmetros ou vetores de parâmetros e  $\varphi_{t\tau}$  é uma variável *dummy* que regula o processo de mudança estrutural, tal que:

$$\varphi_{t\tau} = \begin{cases} 0 & \text{if } t \leq \text{Int}[T\tau] \\ 1 & \text{if } t > \text{Int}[T\tau] \end{cases}, \quad (24)$$

onde  $\tau \in [0, 1]$  e  $\text{Int}[T\tau]$  representa a parte inteira de  $T\tau$ . O parâmetro desconhecido  $\tau$  simboliza o momento (em tempo relativo) da ocorrência da quebra.

Se  $\beta = \alpha_1 = 0$ , o modelo de GH é designado por mudança de nível ( $C$ ).  $C$  representa apenas uma mudança na constante  $\mu_0$ . Se  $\alpha_1 = 0$  e  $\beta \neq 0$  diz-se que ocorre uma mudança de nível com tendência ( $C/T$ ). Finalmente, quando  $\beta = 0$  e  $\alpha_1 \neq 0$ , o modelo designa-se por mudança de regime ( $C/S$ ). Neste caso o declive modifica-se em função do valor de  $\varphi_{t\tau}$ . Ou seja, o declive é  $\alpha_0$  se  $\varphi_{t\tau} = 0$  e é  $(\alpha_0 + \alpha_1)$  se  $\varphi_{t\tau} = 1$ . Os resultados destes testes são apresentados no capítulo 4.

### 2.5.3 Regressão Vetorial

Uma alternativa aos modelos uniequacionais de Engle-Granger e de Gregory-Hansen consiste em especificar um modelo multivariado, onde cada uma das variáveis endógenas aparece no sistema como uma função dos seus valores desfasados e dos valores desfasados de todas as outras variáveis endógenas que figuram no sistema. Este mo-

delo permite resolver os problemas de endogeneidade múltipla acima referidos. Possibilita, ainda, a especificação de testes sobre os parâmetros consistentes com teorias que se pretendam testar usando a metodologia de Johansen (Johansen, 1988, 1991; Johansen e Juselius, 1990). Gonzalo (1994) analisou a potência dos testes de Johansen e concluiu que estes são mais potentes do que o teste EG. Este modelo multivariado é vulgarmente designado por modelo autorregressivo vetorial (VAR).<sup>23</sup>

O método de Johansen baseia-se então na especificação de um VAR do seguinte tipo:

$$\mathbf{x}_t = \sum_{i=1}^p \mathbf{A}_i \mathbf{x}_{t-i} + \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (25)$$

onde  $\mathbf{x}_t$  descreve um vetor de dimensão  $k$  de variáveis endógenas não estacionárias dadas em níveis representando, por exemplo, os logaritmos naturais das variáveis originais. Os  $\mathbf{A}_i$  representam  $p$  matrizes de ordem  $k$  de parâmetros do modelo, em que cada uma delas está associada a um vetor de dimensão  $k$  de variáveis endógenas desfasadas até à ordem  $p$ ,  $\boldsymbol{\mu}$  é um vetor de constantes e  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  denota um vetor de resíduos em que  $\boldsymbol{\varepsilon}_t \sim \text{iid}(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Omega})$ . A matriz de covariâncias  $\boldsymbol{\Omega}$  é definida positiva. Os resíduos  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  não estão autocorrelacionados se o respetivo processo dinâmico estiver explicitamente e corretamente especificado no sistema, embora possam estar contemporaneamente correlacionados. Ou seja, considerando um número de desfasamentos adequado no processo sobre o qual  $\mathbf{x}_t$  depende, toda a informação relativa aos efeitos contemporâneos do processo está contida na matriz de covariâncias  $\boldsymbol{\Omega}$ . Por ser um modelo de forma reduzida, uma vez que apenas descreve as variações de  $\mathbf{x}_t$  em função dos valores desfasados do processo, o modelo VAR pode ser estimado por OLS. Quando  $\boldsymbol{\Omega}$  apenas reflete a informação contemporânea das variáveis do sistema, está-se na prática a minimizar o prejuízo da capacidade preditiva *in-sample* do modelo. Existe, no entanto, um número ótimo de desfasamentos a incluir no modelo que pode ser obtido por um critério de informação.<sup>24</sup>

---

<sup>23</sup> Ver também Lütkepohl *et al.* (2004).

<sup>24</sup> Note-se que quanto maior for a ordem do processo menores serão os resíduos. Isto implica que quanto mais parâmetros houver no sistema maior será a precisão da previsão *in-sample* mas menor será a capacidade preditiva do modelo *out-of-sample*, pelo que é aconselhável o uso moderado de desfasamentos.

O método de Johansen consiste, basicamente, no estudo da característica cointegrante ( $r$ ) do sistema VAR. Para esse efeito o VAR representado em (25) é escrito na forma de um modelo vetorial de correção do erro (VEC) dado por:<sup>25</sup>

$$\Delta \mathbf{x}_t = \mathbf{\Pi} \mathbf{x}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \mathbf{\Gamma}_i \Delta \mathbf{x}_{t-i} + \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (26)$$

onde  $\mathbf{\Pi} = \sum_{i=1}^p \mathbf{A}_i - \mathbf{I}$  e  $\mathbf{\Gamma}_i = -\sum_{j=i+1}^p \mathbf{A}_j$ . Os restantes símbolos são como anteriormente definido. Esta especificação do sistema contém informação sobre os parâmetros de ajustamento do modelo a curto e a longo prazo através das estimativas de  $\hat{\mathbf{\Gamma}}_i$  e  $\hat{\mathbf{\Pi}}$ , respetivamente.

O uso do modelo VEC no contexto da cointegração é assegurado pelo Teorema de Representação de Granger que postula que *“se existir um modelo dinâmico linear com perturbações estacionárias e os dados forem  $I(1)$ , então as variáveis estão cointegradas de ordem  $CI(1,1)$ ”*. Uma versão mais geral do conceito de cointegração diz que *“se existir uma matriz  $\boldsymbol{\beta}$  tal que os resíduos gerados pela regressão dos dados sejam  $I(d-b)$ , sendo os dados  $I(d)$ , com  $d \geq b$ , então as variáveis dizem-se cointegradas de ordem  $CI(d, b)$ ”*.

Em termos de interpretação, o conceito de cointegração diz-nos que se um vetor de séries temporais está ligado através de uma relação de equilíbrio de longo prazo, então as variáveis envolvidas movimentam-se conjuntamente ao longo do tempo, independentemente da existência de tendências estocásticas em cada uma delas, de modo que a diferença entre elas seja estável. O conceito de cointegração reproduz a ideia de um sistema convergente para o equilíbrio de longo prazo ao longo do tempo. Os resíduos da relação de longo prazo medem a distância a que o sistema está do equilíbrio em cada momento  $t$ . Esta situação de desequilíbrio ocorre devido à impossibilidade dos agentes do sistema se ajustarem instantaneamente à nova informação que surge no mercado. Os custos de ajustamento são geralmente elevados porque a variável dependente é determinada não só pelos efeitos contemporâneos de outras variáveis, como também pelos efeitos passados de todo o sistema. Existe, portanto, todo um processo complexo de ajustamento que envolve dinâmicas de curto prazo, bem assim como de médio e longo prazo.

---

<sup>25</sup> O modelo de correção do erro foi introduzido na literatura por Sargan (1964). Ver, também, Chen e Wu (1999).



O modelo vetorial de correção do erro tem a grande vantagem de permitir a separação dos efeitos de curto e de longo prazo envolvidos no processo de ajustamento, conforme acima referido. Quando, por via de um choque no sistema, uma das variáveis endógenas aumenta menos do que o previsto pela relação de longo prazo, os mecanismos de ajustamento de curto prazo combinados com o mecanismo corretor do erro “forçam” o retorno da variável à situação de equilíbrio, estando os coeficientes da velocidade de ajustamento integrados na matriz  $\Pi$ .

Se  $\mathbf{x}_t \sim I(1)$ , então  $\Delta \mathbf{x}_t \sim I(0)$  e  $\Gamma_i \Delta \mathbf{x}_{t-i} \sim I(0)$ . O termo  $\Pi \mathbf{x}_{t-1}$  é uma combinação linear de variáveis  $I(1)$ , sendo essa combinação  $I(0)$  com base nos pressupostos feitos em relação às perturbações aleatórias do modelo de longo prazo. A matriz  $\Pi$  pode ser fatorizada como  $\Pi = \alpha \beta'$ , onde  $\alpha$  representa a velocidade de ajustamento ao equilíbrio e  $\beta$  é a matriz dos coeficientes de longo prazo, ou seja, os vetores cointegrantes. Isto é válido quando existem  $r$  vetores cointegrantes com  $0 < r < k$  que representam o mecanismo de correção do erro no sistema VEC. Uma vez determinado o número de relações cointegrantes no sistema e estimadas as matrizes  $\alpha$  e  $\beta$ , o VEC é estimado incorporando essas relações cointegrantes.

Quando a característica cointegrante é igual ao número de variáveis endógenas no sistema ( $r = k$ ), as variáveis em níveis são estacionárias e os métodos usuais para estimação do modelo podem ser utilizados. Quando  $r = 0$ , então  $\Pi = \mathbf{0}$ . Neste caso, não existe nenhuma relação cointegrante entre as variáveis do sistema e apenas é possível recorrer a um modelo em primeiras diferenças sem elementos de longo prazo. Quando  $0 < r < k$ , diz-se que existe cointegração entre as variáveis do sistema, sendo  $r$  o número de vetores cointegrantes, conforme acima indicado.<sup>26</sup>

Note-se que determinar a característica cointegrante do sistema equivale, na prática, a determinar quantos vetores cointegrantes existem em  $\beta$ , ou seja, quantas colunas de  $\alpha$  são nulas. Isto é o mesmo que determinar o número de filas linearmente independentes existentes na matriz  $\Pi$ . Johansen (1988, 1991) propôs dois testes para a hipótese nula de que a característica cointegrante é, no máximo,  $r$  (menor do que  $k$ ): o teste do traço e o

---

<sup>26</sup> Num contexto bivariado com variáveis cointegradas, a característica de  $\Pi$  é 1. Os vetores  $\alpha$  e  $\beta$  são então do tipo  $(2 \times 1)$ .

teste do valor próprio máximo. No primeiro caso, a hipótese alternativa é que a característica é  $k$ . No segundo caso,  $H_1$  postula que a característica é  $r + 1$ .<sup>27</sup>

O teste do traço é baseado na seguinte estatística:

$$\lambda_{tr} = -T \sum_{i=1}^k \ln(1 - \lambda_i), \quad (27)$$

onde  $\lambda_i$  representa o valor próprio associado ao vetor próprio  $\mathbf{v}_i$  da matriz  $\Pi$  e  $T$  denota o número de observações. Por sua vez, o teste do valor próprio máximo é baseado em:

$$\lambda_{\max} = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}), \quad (28)$$

onde  $\lambda_{r+1}$  representa o valor próprio associado ao vetor próprio  $\mathbf{v}_{r+1}$  de  $\Pi$ . Em ambos os casos, os valores próprios são ordenados por ordem decrescente.

#### 2.5.4 Critérios de Informação

Na literatura sobre processos autorregressivos é costume encontrar referência a dois critérios que permitem escolher entre modelos alternativos, especificados com um número diferente de defasamentos das variáveis endógenas, com ou sem componente determinística, etc. Estes critérios, conhecidos como critérios de informação, visam escolher o número de parâmetros que minimiza o valor do respetivo critério de informação. A função a minimizar deverá, por isso, conter informação sobre os ganhos de precisão do modelo *in-sample* e sobre as perdas de capacidade preditiva *out-of-sample*.

A filosofia subjacente aos critérios de informação considera, portanto, dois fatores competitivos que influenciam a escolha do modelo: (1) uma função da soma dos quadrados dos resíduos obtidos na estimação do modelo e (2) uma penalização resultante da perda de graus de liberdade devida à adição de parâmetros ao modelo. Por cada parâmetro adicional relativo, por exemplo, aos defasamentos, a soma dos quadrados dos resí-

---

<sup>27</sup> Num sistema bivariado de variáveis  $I(1)$ , a hipótese alternativa nos dois testes coincide uma vez que  $k = 2$  e  $r = 1$  para existir cointegração entre as variáveis. Em sistemas com mais do que duas variáveis, as hipóteses alternativas diferem se  $r + 1 \neq k$ . É claro que a determinação da característica cointegrante do sistema fornece uma indicação importante sobre a forma matricial assumida por  $\alpha$  e por  $\beta$ . Se, por exemplo, num sistema com três variáveis existirem dois vetores cointegrantes, então  $\alpha$  e  $\beta$  são matrizes do tipo  $(3 \times 2)$ . Havendo apenas um vetor cointegrante, então  $\alpha$  e  $\beta$  são vetores do tipo  $(3 \times 1)$ .

duos diminui e o valor da penalização aumenta. A escolha ótima ocorre, então, quando a redução da soma dos quadrados dos resíduos não compensa mais o aumento da penalização introduzida. Normalmente, os critérios de informação apenas se diferenciam no que respeita ao termo que captura a penalização do processo, sendo os dois mais populares os seguintes:

$$\text{AIC}(p) = \ln |\hat{\Omega}(p)| + (pN^2) \frac{2}{T}. \quad (29)$$

$$\text{SBC}(p) = \ln |\hat{\Omega}(p)| + (pN^2) \frac{\ln T}{T}. \quad (30)$$

$\text{AIC}(p)$  denota o critério de informação Akaike (1974);  $\text{SBC}(p)$  denota o critério de informação bayesiano de Schwarz (1978). A matriz  $\Omega$  é a matriz de covariâncias, como anteriormente definido,  $p$  é a ordem do processo (ou número de desfasamentos) e  $T$  o número de observações corrigido pelo número de desfasamentos. Note-se que  $pN^2$  representa o número total de parâmetros a estimar.<sup>28</sup>

O critério de informação de Akaike tem a desvantagem do estimador não ser assintoticamente consistente ao contrário do critério de informação bayesiano que, por isso, tende a ser mais parcimonioso na escolha do número ótimo de desfasamentos.

Existe atualmente uma vasta literatura sobre modelos e critérios de seleção, todos baseados em considerações geralmente complexas da teoria da informação, da teoria da aprendizagem e da estatística (ver, *e.g.*, Grasa, 1989 e Foster e Stine, 1997, para uma revisão exaustiva desta matéria).<sup>29</sup> Uma ideia interessante introduzida neste contexto por Poskitt e Tremayne (1987) refere-se ao conceito de “carteira de modelos”. A ideia base consiste em comparar o modelo com o processo de ordem  $p_1$  selecionado, recorrendo à estatística

$$\mathfrak{R} = \exp \left[ -\frac{1}{2} T (\text{SC}(p_1) - \text{SC}(p)) \right], \quad (31)$$

<sup>28</sup> O critério AIC foi inicialmente desenhado para ser uma estimativa não enviesada do índice de Kullback-Leibler do modelo ajustado relativamente ao verdadeiro modelo. Uma versão do critério AIC que corrige esse enviesamento foi proposta por Hurvich e Tsai (1989) e designa-se por AICC. Akaike (1978, 1979) desenvolveu uma extensão bayesiana do critério AIC designada por critério BIC.

<sup>29</sup> As expressões dos critérios de informação apresentados baseiam-se na estimação de modelos multivariados, como por exemplo o VAR. Para modelos univariados, como por exemplo, o modelo autorregressivo de Dickey-Fuller, podem igualmente ser utilizados critérios de informação semelhantes, substituindo a matriz de covariâncias  $\Omega$  pela variância residual  $\sigma^2$ .

onde SC representa o critério de seleção em análise. Usando  $\sqrt{10}$  como limite superior, a escolha do critério mais adequado é a que permite otimizar a carteira de modelos que melhor se ajusta ao processo selecionado.<sup>30</sup>

## 2.6 Volatilidade e Persistência

Os modelos discutidos na secção anterior são importantes para analisar relações causais entre variáveis em contexto de não estacionariedade e na presença de quebras estruturais. No nosso caso, interessa sobretudo a relação entre taxas de juro e índices bolsistas (ou a sua rendibilidade) enquanto medidas de remuneração dos capitais alheios e dos capitais próprios utilizados para financiar a atividade das empresas ou organizações. A motivação subjacente a estes modelos consiste na sua capacidade de modelar os efeitos de variações dos preditores nas variáveis preditas, podendo coexistir efeitos recíprocos.

Trata-se portanto de modelos da média ou valor esperado onde os parâmetros estimados medem o impacto médio dessas variações. No entanto, nada nos dizem sobre o risco associado a essas medidas. Para esse efeito, podem ser utilizados modelos da média-variância que fornecem informação sobre a evolução da volatilidade associada ao modelo ao longo do período analisado. A volatilidade pode ser vista como uma medida de risco dependente do tempo. Nesta secção, irão ser discutidos alguns modelos de volatilidade que podem fornecer informação relevante ao processo de tomada de decisão na ótica do investidor com aversão ao risco.

---

<sup>30</sup> Enders (2004: 69-70) nota que apesar de o critério SBC ter melhores propriedades assintóticas, o critério AIC funciona melhor para pequenas amostras. Assim, se optarmos pelo critério SBC, convém verificar se os resíduos do modelo são ruído branco para o número de *lags* considerado. Alternativamente, se optarmos pelo critério AIC, o que convém verificar é se todas as estatísticas *t* dos coeficientes estimados são significativas a níveis convencionais (5% ou melhor).

### 2.6.1 Heteroscedasticidade Condicionada

Um modelo de volatilidade muito popular em aplicações a dados de natureza financeira é o modelo GARCH( $p, q$ ). Este modelo foi desenvolvido por Bollerslev (1986) e é uma generalização do modelo ARCH( $q$ ) original proposto por Engle (1982). O modelo GARCH( $p, q$ ) pode ser apresentado na sua versão mais simples do seguinte modo:<sup>31</sup>

$$y_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^k \mu_i x_{it} + \varepsilon_t, \quad (32)$$

$$\varepsilon_t = v_t \sigma_t, \quad (33)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2, \quad (34)$$

onde  $\varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$ ;  $v_t \sim \text{iid}(0, 1)$ ;  $\alpha_0 > 0$ ;  $\alpha_1, \dots, \alpha_q, \beta_1, \dots, \beta_p \geq 0$  e  $\alpha_1 + \dots + \alpha_q + \beta_1 + \dots + \beta_p < 1$ .  $I_{t-1}$  denota toda a informação disponível até ao momento  $t-1$ . O termo  $\varepsilon_t$  representa uma perturbação aleatória no momento  $t$  e  $\sigma_t^2$  representa a variância condicionada de  $\varepsilon_t$ . A regressão (32) modela a média, ou seja, o  $E(y_t | x_{it})$ , (33) representa uma decomposição da perturbação aleatória no produto de uma inovação pelo desvio-padrão condicionado e (34) modela a variância condicionada. A variância no momento  $t$  é, assim, uma função linear dos quadrados dos resíduos históricos até ao desfasamento  $q$  e dos seus próprios valores históricos até ao desfasamento  $p$ .

A condição  $\alpha_1 + \dots + \alpha_q + \beta_1 + \dots + \beta_p < 1$  é necessária para garantir a estabilidade e estacionariedade em covariância de  $\varepsilon_t$ . Se todos os  $\beta$  em (34) forem simultaneamente nulos, então estamos perante o modelo ARCH( $q$ ). Note-se que o modelo GARCH( $p, q$ ) é assintoticamente equivalente ao modelo ARCH( $\infty$ ) e que a maioria dos processos com variância (ou heteroscedasticidade) condicionada pode ser adequadamente representada por um modelo GARCH(1,1). Neste caso, a variância não condicionada de  $\varepsilon_t$  é dada por:

$$\text{var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2 = \alpha_0 / (1 - \alpha_1 - \beta_1), \quad (35)$$

com  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ .

<sup>31</sup> O termo GARCH significa em inglês “Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity”.

Utilizando o operador de desfasamento  $L$ , a equação da variância (34) pode ser escrita do seguinte modo:

$$\left[1 - \alpha(L) - \beta(L)\right] \varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \left[1 - \beta(L)\right] v_t, \quad (36)$$

onde  $\alpha(L)$  e  $\beta(L)$  representam polinómios dos coeficientes das variáveis em níveis e respetivos desfasamentos até à ordem  $q$  e  $p$ , respetivamente. Por exemplo, o operador  $(1-L)x_t = x_t - x_{t-1} = \Delta x_t$ . Note-se que, em (36),  $v_t = \varepsilon_t^2 - \sigma_t^2$ .

A especificação de um modelo GARCH(1,1) em vez de um ARCH( $q$ ), com  $q \rightarrow \infty$  é sempre preferível por uma questão de parcimónia no número de parâmetros a estimar. É importante notar que um aumento significativo do número de desfasamentos no modelo aumenta a probabilidade de violar as restrições de não-negatividade acima enunciadas. Estas restrições são fundamentais de modo a garantir a não negatividade da variância condicionada no momento  $t$ .

No caso dos modelos GARCH( $p, q$ ) de ordem superior, o efeito dos quadrados das perturbações aleatórias históricas no valor atual da variância condicionada decresce exponencialmente à medida que o número de desfasamentos aumenta. Deste modo, os  $\alpha_j$  diminuem quando  $j \rightarrow q$ . A dependência histórica da variância condicionada é Markoviana e limitada a um número finito de períodos em relação aos quadrados das perturbações aleatórias e à própria variância condicionada.

No modelo GARCH( $p, q$ ) a variância do erro no momento  $t$ , condicionada pelos erros passados, ou seja,  $\sigma_t^2 = \text{var}(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-j})$ , é uma função crescente da magnitude dos erros passados, independentemente do seu sinal, dado o uso do quadrado dos erros no modelo. Em consequência, erros positivos ou negativos de grande magnitude tendem a ser seguidos por erros do mesmo tipo. O mesmo acontece no que respeita a erros de pequena magnitude. Este fenómeno, conhecido na literatura como *clusters* de volatilidade, descreve uma característica fundamental que se observa em muitas séries financeiras, sobretudo as baseadas em rendibilidades. Trata-se de um fenómeno importante que deve ser corretamente modelado, como veremos no capítulo 5.

Outras características importantes de muitas séries de rendibilidade financeira são a leptocurtose e a existência de *fat tails*. A primeira traduz-se num afunilamento da distribuição em torno da média mais acentuado do que na distribuição gaussiana. A segunda

tem a ver com uma maior concentração de probabilidade nas caudas da distribuição em relação à distribuição gaussiana. Estas características, a par dos *clusters* de volatilidade, podem ser adequadamente modeladas por processos do tipo GARCH onde a função de distribuição dos erros  $\varepsilon_t$  não seja gaussiana. Duas outras distribuições frequentemente usadas neste contexto são a *t*-Student e a GED. Note-se em adição que o GARCH( $p, q$ ) modela a variância condicionada de forma simétrica, isto é, o tratamento dado a perturbações positivas é igual ao dado a perturbações negativas.

O logaritmo da função de verosimilhança  $L$ , com uma distribuição gaussiana e vetor de parâmetros  $\theta$ , que iremos maximizar é dado por:

$$\ln L(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left[ \ln(\sigma_t^2) + \left( \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t} \right)^2 \right], \quad (37)$$

onde  $T$  representa o número de observações na amostra e os restantes símbolos são como anteriormente definidos. Entre os inúmeros estudos sobre volatilidade nos mercados financeiros que utilizam modelos do tipo GARCH destacamos: Taylor (1986), French (1987), Chou (1988), Pagan e Schwert (1990), Bera e Higgins (1993), Gouriéroux (1997), Vilasuso (2002), Conrad *et al.* (2003); Poon e Granger (2003), Dionísio *et al.* (2007), Martens e van Dick (2007), Daly (2008), Kang *et al.* (2009), Vrugt (2009) e Rodríguez-Villar (2010). Outros autores analisam a questão da volatilidade com base em conceitos oriundos da física estatística (ver, *e.g.*, Vandewalle e Ausloos, 1997).

### 2.6.2 Assimetria

A restrição de simetria subjacente ao modelo GARCH( $p, q$ ) foi criticada por Nelson (1991) que sugeriu, como alternativa, o modelo GARCH( $p, q$ ) exponencial, geralmente conhecido na literatura por modelo EGARCH( $p, q$ ). Uma das razões apontadas para a escolha de um modelo que considere volatilidade assimétrica tem a ver com a relação negativa encontrada em muitos estudos entre a rendibilidade e a volatilidade, tornando a magnitude do impacto de choques negativos diferente da magnitude do impacto de choques positivos. Uma segunda razão tem a ver com as restrições de não-negatividade dos

parâmetros impostas no modelo GARCH( $p, q$ ), por forma a garantir que  $\sigma_t^2$  seja não-negativo em todo o seu domínio amostral.

O modelo EGARCH( $p, q$ ) pode ser escrito na forma:

$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \alpha_j \left( \frac{|\varepsilon_{t-j}|}{\sigma_{t-j}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) + \sum_{k=1}^m \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} + \sum_{i=1}^p \beta_i \ln(\sigma_{t-i}^2). \quad (38)$$

A interpretação dos parâmetros  $\alpha_j$  e  $\beta_i$  é idêntica à do modelo GARCH( $p, q$ ). A principal diferença reside no parâmetro  $\gamma_k$ . Este parâmetro permite testar não só a presença de efeitos assimétricos como também do efeito de *leverage*. O impacto é assimétrico se  $\gamma_k \neq 0$ . Além disso, se  $\gamma_k < 0$  existe efeito de *leverage*. No modelo EGARCH( $p, q$ ) o efeito de *leverage* é exponencial. Além disso, as previsões da variância condicionada são garantidamente positivas, qualquer que seja o sinal das estimativas dos parâmetros do modelo, uma vez que a equação da variância é especificada em termos do logaritmo da variância condicionada, cujo domínio é  $\mathfrak{R}^+$ . É, portanto, desnecessário impor restrições de não-negatividade no modelo.

Se a assimetria tem a ver com diferentes magnitudes dos efeitos de choques positivos e negativos no mercado, independentemente do sinal, o efeito de *leverage* ocorre se a volatilidade aumenta mais quando o mercado está em queda e vice-versa, a seguir a um choque da mesma magnitude. É, portanto, um caso particular de assimetria ou seja, ocorre quando existe uma relação negativa entre volatilidade e rendibilidade. A possível explicação deste fenómeno tem a ver com o seguinte: quando o preço das ações cai e a dívida permanece constante no curto prazo, o rácio *debt / equity* de uma empresa aumenta. A empresa fica mais alavancada e o seu futuro torna-se mais incerto. O preço das ações torna-se assim mais volátil. Além disso, quando a volatilidade aumenta mais na sequência de uma rendibilidade negativa do que de uma rendibilidade positiva a autocorrelação entre o quadrado da rendibilidade em períodos consecutivos tende a ser elevada e negativa, provocando assimetria nos *clusters* de volatilidade do mercado.

Fazendo em (38)  $p = q = 1$ , o modelo EGARCH(1,1) vem especificado por:

$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \left( \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sigma_{t-1}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) + \gamma_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta_1 \ln(\sigma_{t-1}^2), \quad (39)$$



onde a interpretação dos parâmetros é semelhante à do modelo geral EGARCH( $p, q$ ). A função logarítmica de verosimilhança é semelhante à do modelo GARCH, com a respectiva adaptação aos parâmetros do modelo.

Tendo em conta os objetivos deste estudo e as condições económico-financeiras específicas do período analisado, o modelo EGARCH que foi estimado é uma versão aumentada do modelo (39). A equação da média (32) foi mantida apenas com um preditor que, no nosso caso, é a variação da taxa de juro, como veremos no capítulo 5. A equação da variância condicionada foi aumentada com a inclusão de outros regressores. Em particular, incluiu-se como regressor na equação da variância a variação da taxa de juro, bem assim como uma série de *dummies* relativas aos anos 2008-2013, como forma de capturar efeitos específicos dos anos pós- crise no comportamento da variância condicionada. A equação da variância condicionada toma, então, a seguinte forma:

$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \left( \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sigma_{t-1}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) + \gamma_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta_1 \ln(\sigma_{t-1}^2) + \sum_{i=1}^k \varphi_i x_{it} + \sum_{j=1}^m \delta_j D_j, \quad (40)$$

onde os parâmetros  $\varphi_i$  se referem aos regressores contínuos e os parâmetros  $\delta_j$  às variáveis *dummy* anuais. No nosso caso apenas foi incluído um regressor contínuo em cada especificação do modelo, como veremos adiante: variação da taxa de juro a seis meses no período pré- crise e no período pós- crise e variação da taxa de juro a dez anos no período pré- crise e no período pós- crise. Os modelos estimados são, portanto, EGARCH multivariados.

### 2.6.3 Persistência ou Memória Longa

Os modelos GARCH e EGARCH vistos nas seções anteriores assumem que o processo tem uma memória curta, ou pelo menos finita. Ao fim de algum tempo, os efeitos de um choque na volatilidade dissipam-se completamente. No caso extremo, a persistência é nula. Por exemplo, no modelo GARCH(1,1) a condição  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$  garante a estacionariedade do processo. Neste caso, os efeitos de um choque decrescem a uma taxa geométrica. Mas e se  $\alpha_1 + \beta_1 = 1$ ? Neste caso os efeitos de um choque tornam-se permanentes e o processo é perpetuamente persistente no tempo. Existe uma raiz unitá-

ria no polinómio autorregressivo  $\alpha_1 + \beta_1 = 1$  e a memória do processo é infinita. Engle e Bollerslev (1986) propuseram o modelo IGARCH( $p, q$ ) para lidar com o fenómeno da persistência ou memória longa na volatilidade. Mas este é um caso limite.

O modelo IGARCH(1,1) pode ser escrito da seguinte forma:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + (1 - \beta_1) \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2, \quad (41)$$

onde  $0 \leq \beta_1 \leq 1$  e  $\alpha_1 + \beta_1 = 1$ . O modelo mais geral IGARCH( $p, q$ ) também pode ser escrito utilizando o operador de desfaseamento  $L$ :

$$[1 - \alpha(L) - \beta(L)](1 - L) \varepsilon_t^2 = \alpha_0 + [1 - \beta(L)] v_t, \quad (42)$$

Finalmente, consideramos o modelo FIGARCH(1,  $d$ , 1), onde  $d$  representa o índice fracionário ou indicador de persistência da volatilidade (Baillie *et al.*, 1996):

$$\sigma_t^2 = (\sigma_t^2 - \varepsilon_t^2) + (1 - L)^{-d} \left[ \alpha_0 - (\sigma_t^2 - \varepsilon_t^2) + \beta_1 (\sigma_{t-1}^2 - \varepsilon_{t-1}^2) \right]. \quad (43)$$

O modelo FIGARCH( $p, d, q$ ) pode ser escrito usando o operador de desfaseamento  $L$ :

$$[1 - \alpha(L) - \beta(L)](1 - L)^d \varepsilon_t^2 = \alpha_0 + [1 - \beta(L)] v_t. \quad (44)$$

Note-se que a expressão (44) é um caso geral de (36) e de (42). De facto, fazendo em (44)  $d = 0$ , temos a equação da variância (36). Se  $d = 1$  temos a equação da variância (42). O GARCH( $p, q$ ) e o IGARCH( $p, q$ ) são, portanto, casos particulares do FIGARCH( $p, d, q$ ), onde  $0 \leq d \leq 1$ .<sup>32</sup>

A distinção entre processos de memória curta e de memória longa é crucial para determinar a longevidade dos choques que ocorrem num sistema. Entre os dois casos extremos acima identificados, ou seja  $d = 0$  e  $d = 1$ , existem uma infinidade de situações intermédias que podem variar ao longo do tempo. Por exemplo, em determinado contexto, um dado processo pode ter memória mais curta mas essa memória tornar-se mais longa se houver alguma modificação importante no sistema e vice-versa. Isto acontece porque os sistemas económico-financeiros são dinâmicos e, sob certas circunstâncias, vão-se adaptando aos novos contextos. É o caso da crise de 2008, conforme veremos neste estudo.

---

<sup>32</sup> Para outros estudos sobre o modelo FIGARCH ver, *e.g.*, Chung (1999), Morana e Beltrati (2004), Oh *et al.* (2008), Kasman *et al.* (2009) e Tayefi e Ramanathan (2012).

O fenómeno da persistência ou memória longa encontra-se particularmente patente no comportamento da volatilidade dos mercados bolsistas, independentemente da ocorrência de crises económicas prolongadas. Os *clusters* de volatilidade são disso uma excelente prova. Esta situação implica que o mercado não responde imediatamente à informação que vai chegando ao sistema financeiro mas reage gradualmente ao longo do tempo. Digamos que existe um desfasamento entre a chegada de nova informação e a reação do mercado. Esta reação vai sendo assimilada ao longo de um período de tempo mais longo do que o próprio tempo de chegada da informação. A duração do período de assimilação determina então o grau de persistência. Não havendo um retorno à situação de “equilíbrio”, diz-se que a persistência é infinita, o que acontece, como vimos, quando  $d = 1$ .

Num processo de memória longa, as variações passadas de preços contêm informação que permite prever, ainda que apenas parcialmente, as variações futuras de preços. Contudo, quando a memória é curta, essa capacidade preditiva vai-se desvanecendo, o que ocorre geralmente em períodos de equilíbrio do sistema. Ou seja, a hipótese dos mercados eficientes (ver, *e.g.*, Fama, 1970; Sharpe, 1970), não estando em causa, parece ser mais fraca no contexto de memória longa. Contudo, como após um choque os sistemas tendem a retornar a uma situação de equilíbrio, a EMH continua a fazer todo o sentido.

Mandelbrot e van Ness (1968) foram os primeiros autores a observar e documentar a existência de memória longa em processos económicos, nomeadamente na descrição da dinâmica subjacente ao preço de ativos financeiros. Existe uma clara ligação entre este conceito e os expoentes  $H$  de Hurst (Hurst, 1951, 1956). Em geral, diz-se que existe correlação de memória longa nos dados quando  $0.5 < H < 1$  (Grau-Carles, 2000). Alguns autores (Grau-Carles, 2000; Di Matteo *et al.*, 2003) sugerem que os mercados bolsistas de maior dimensão e mais desenvolvidos (*e.g.*, o NYSE e o LSE) tendem a exibir expoentes de Hurst próximos de 0.5. Os mercados menos desenvolvidos exibem tendencialmente expoentes de Hurst entre 0.5 e 1, ou seja, correlação de longo-prazo.

O fenómeno da memória longa parece ser portanto mais típico dos mercados menos desenvolvidos. Quanto menos desenvolvido for o mercado maior será a tendência para exibir memória longa. Estes mercados são assim, neste contexto, menos eficientes do

que os mercados mais desenvolvidos. Contudo, o grau de persistência ou memória longa num determinado mercado, varia ao longo do tempo. Aparentemente, essa variação é menor nos mercados mais desenvolvidos do que nos mercados menos desenvolvidos. Estes últimos estão sujeitos a maiores perturbações causadas por diversos tipos de choques. Uma possível explicação para este fenómeno é que os mercados de menor dimensão estão mais sujeitos a oscilações correlacionadas e estão, por isso, mais vulneráveis à influência de investidores “agressivos”. Se assim é ou não no nosso caso veremos no capítulo 5.

A memória longa pode ser detetada a partir do comportamento da função de autocorrelação da série temporal. Se observações distantes no tempo estiverem ainda fortemente correlacionadas, então a função de autocorrelação decai a uma taxa relativamente lenta. Tal situação revela sintomas de memória longa no domínio do tempo. Tratando-se de uma série temporal estacionária em covariância, diz-se que ela exhibe memória longa se a função de autocorrelação  $\rho_k$ , no desfasamento  $k$ , satisfaz a relação:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\rho_k}{ck^{-\alpha}} = 1 \Rightarrow \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=-n}^n |\rho_k| = \infty, \quad (45)$$

onde  $c > 0$ ,  $0 < \alpha < 1$  e  $n$  representa o número de observações (McLeod e Hipel, 1978).  $k^{-\alpha}$  representa uma lei de potência. Por outro lado, uma série temporal estacionária em covariância exhibe memória curta se a sua função de autocorrelação  $\rho_k$  for limitada geometricamente por (ver, *e.g.*, Brockwell e Davis, 2002):

$$|\rho_k| \leq cr^{|k|}, \quad (46)$$

onde  $c > 0$  e  $0 < r < 1$ . Existe uma relação direta entre o expoente de Hurst  $H$  e  $\alpha$  na expressão (45) dada por (ver, *e.g.*, Beran, 1994)  $0.5 < H < 1 \Rightarrow \alpha = 2 - 2H$ , que caracteriza a memória longa.

Poterba e Summers (1986) argumentam que para os prémios de risco dependentes do tempo poderem de algum modo influenciar as grandes flutuações observadas no mercado bolsista, é necessário que os choques no sistema persistam por períodos de tempo longos. Se as variações da volatilidade forem momentâneas ou de curta duração, o mercado não efetua ajustamentos relevantes no prémio de risco e, portanto, não ocorrem mudanças significativas no fator de atualização ou no preço das ações determinado

pelo valor atual líquido dos *cash-flows* esperados no futuro. Risco e rendibilidade estão, portanto, fortemente associados no longo prazo em mercados eficientes.

Bollerslev e Engle (1993) sugerem que as carteiras de títulos bolsistas podem ser co-persistentes (ver, também, Schwert e Seguin, 1990). Por outro lado, Engle e Gonzalez-Rivera (1991) mostraram que a persistência pode estar associada à dimensão do negócio, com empresas de pequena dimensão a exibirem menor persistência do que empresas de grande dimensão (ver, também, *e.g.*, Engle e Mustafa, 1992). Este resultado é compatível com o argumento acima aduzido que os mercados de menor dimensão e menos eficientes exibem menor persistência. Adicionalmente, Chambers (1998) mostrou que o grau de persistência é independente da frequência dos dados, não havendo diferenças substanciais entre a persistência de dados diários, semanais ou mensais para o mesmo mercado e período temporal.

Müller *et al.* (1997) argumentam que a persistência ou memória longa surge da reação dos investidores de curto-prazo à dinâmica da volatilidade implícita (vista como uma *proxy* da tendência esperada da volatilidade), o que causa persistência na frequência média mais elevada do processo de volatilidade (volatilidade realizada). Contrariamente, os investidores de longo-prazo baseiam as suas decisões nos fundamentos do mercado e ignoram os movimentos de curto prazo. Esta explicação insere-se no contexto do comportamento de agentes interativos com diferentes horizontes temporais (curto e longo prazo).

Os parâmetros do modelo FIGARCH podem ser estimados através de procedimentos de otimização não linear para maximizar o logaritmo da função de verosimilhança. A função de verosimilhança pode ser gaussiana ou outra mais adequada ao contexto. No caso da função de distribuição gaussiana, o logaritmo da função de verosimilhança  $L$  é dado por:

$$\ln L(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left[ \ln(2\pi) + \ln(\sigma_t^2) + \left( \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t} \right)^2 \right], \quad (47)$$

onde  $T$  representa o número de observações na amostra e os restantes símbolos são como anteriormente definidos. Outras distribuições vulgarmente utilizadas neste contexto são a *t*-Student e a GED. A estimação do modelo FIGARCH requer normalmente um

elevado número de observações, estando o mínimo relacionado com a ordem de truncamento do operador  $(1-L)^d$ . A escolha do modelo mais adequado está, como usualmente, ligada à minimização de um critério de informação: critério de informação de Akaike corrigido (AICC), critério de informação bayesiano de Schwarz (SBC), etc. (ver, *e.g.*, Sin e White, 1996; Mittnik e Paoella, 2003).

## **2.7 Simulação**

### **2.7.1 Rendibilidade e Risco**

Uma vez descritos os modelos utilizados para obter os parâmetros de rendibilidade e risco que integram o modelo de simulação proposto neste estudo, vamos agora descrever a construção do processo de simulação. A implementação empírica deste processo figura no capítulo 6.

Os fatores considerados na construção do modelo de simulação são a **rendibilidade** dos capitais próprios e alheios e sua relação e o **risco** associado aos diferentes mercados. No que respeita à rendibilidade dos capitais, os parâmetros de interesse são a capitalização bolsista, representada pelo índice bolsista relativo, a taxa de juro e o efeito de longo-prazo da segunda no primeiro. A capitalização bolsista representa a principal fonte de rendibilidade dos investidores privados e institucionais na bolsa. Pode, portanto, ser encarada como a remuneração dos capitais próprios investidos no mercado. Do ponto de vista da empresa ou organização, quanto maior for o diferencial positivo entre o valor de mercado e o valor nominal das suas ações mais sólida será a posição da empresa no mercado.

A taxa de juro representa a remuneração dos capitais alheios investidos pelos credores individuais e institucionais. Quanto mais sólida for a situação da empresa ou organização maior será a sua capacidade negocial junto dos seus credores. Isto, claro, mantendo tudo o resto constante. Deste modo, espera-se que uma empresa ou organização mais sólida consiga obter no mercado taxas de juro mais baixas do que uma menos sólida. É também normal esperar que exista uma relação causal negativa entre taxas de juro e valorização do índice bolsista. A sua magnitude, contudo, pode variar de mercado para

mercado devido a inúmeros fatores, incluindo o dinamismo económico-financeiro. Fatores de ordem psicológica ou meramente especulativa podem também influenciar estes indicadores.

Para além da rendibilidade, os investidores levam também em consideração o risco do mercado. Este risco pode envolver fatores objetivos e subjetivos. Os segundos são no mínimo difíceis de mensurar. Os parâmetros objetivos de risco considerados neste modelo são a volatilidade do mercado na relação entre a variação das taxas de juro e a variação do índice bolsista, a persistência ou memória do processo e a variação dessa persistência entre períodos de alta e de baixa volatilidade.

### **2.7.2 Parâmetros de Avaliação**

Numa primeira fase separamos os resultados de interesse em função da maturidade das taxas de juro: taxas a seis meses (IR6M) e taxas a dez anos (IR10Y). Isto porque, em geral, se destinam a agentes económicos distintos no mercado. Para cada uma delas consideramos valores relativos a 2008 (Max) e 2014 (min). Isto origina quatro grupos de parâmetros com as seguintes combinações: {(IR6M, 2008), (IR6M, 2014), (IR10Y, 2008), (IR10Y, 2014)}. Seja cada combinação  $k$ , com  $k = 1, \dots, 4$ . A data escolhida para 2014 (3/1/2014) corresponde à última observação da amostra, uma altura em que os mercados financeiros estavam (e continuam) relativamente tranquilos. Quanto a 2008 (Max), procede-se do seguinte modo: procura-se sequencialmente a partir de 1/1/2007 a data à qual corresponde o valor mais elevado da volatilidade condicionada estimada pelos modelos EGARCH. O objetivo é identificar a data de maior instabilidade nos mercados financeiros. Para essas datas e para cada país ou mercado, registam-se os valores observados das taxas de juro (IR) a seis meses e a dez anos, do índice bolsista relativo (PI) e do desvio-padrão condicionado ( $\sigma_t$ ).  $\sigma_t$  é um parâmetro de risco e IR e PI são parâmetros de rendibilidade.

Quanto aos restantes indicadores, correspondem às estimativas obtidas nos modelos pré-crise e pós-crise, separados também de acordo com a maturidade das taxas de juro. Ou seja, considerando a data escolhida em 2008 como sendo o pico da bolha no mercado, o período pré-crise vai até 2008 e o período pós-crise começa a partir de então. Os

valores destes indicadores reportados em 2008 (Max) correspondem ao período pré-crise e os reportados em 2014 (min) correspondem ao período pós-crise. É o que se passa com os parâmetros  $\beta$  do modelo VEC e  $d$  do modelo FIGARCH. O primeiro é um parâmetro de rendibilidade e o segundo de risco. A partir deste último, calcula-se a variação percentual de  $d$  entre 2008 e 2014 [ $\Delta(d)$ ]. Recorde-se que  $\beta$  mede o efeito percentual de longo-prazo de uma variação da taxa de juro no índice bolsista. O coeficiente  $d$  mede a persistência ou memória-longa da volatilidade do processo. Se, no período “tranquilo” pré-crise uma persistência elevada de baixa volatilidade constitui uma boa notícia, já no período “turbulento” pós-crise uma persistência elevada de alta volatilidade constitui uma má notícia. Isto, claro, afeta o *ranking* de  $d$  conforme nos situamos no período pré-crise ou no período pós-crise.

### 2.7.3 *Ranking* e Distância Relativa

Uma vez estabelecidos os valores dos parâmetros de avaliação, o segundo passo do processo consiste na ordenação dos parâmetros de cada país de forma sequencial. A ordenação é efetuada separadamente por parâmetro, período e natureza da taxa de juro, dando origem a vinte colunas de parâmetros. Por exemplo, para a taxa de juro a seis meses (IR6M) e no período pós-crise [2014 (min)], cada um dos seis parâmetros é ordenado por ordem crescente ou decrescente dos respetivos valores registados. A lógica subjacente à ordenação de cada parâmetro vai do melhor valor para o pior valor. Por vezes o melhor valor é o maior, outras vezes é o menor.

Os *rankings* têm a seguinte correspondência em termos de parâmetros:  $\{R_1, R_2, R_3, R_4, R_5, R_6\} \Leftrightarrow \{IR, PI, \sigma_t, d, \beta, \Delta(d)\}$ , conforme a descrição acima indicada. Esta sequência  $\{R_1, \dots, R_6\}$  é utilizada nas ordenações correspondentes ao período pós-crise [2014 (min)]. No período pré-crise apenas são considerados quatro parâmetros:  $\{R_1, R_2, R_3, R_4\} \Leftrightarrow \{IR, PI, \sigma_t, d\}$ . Em qualquer dos casos, metade são parâmetros de rendibilidade e a outra metade são parâmetros de risco. Os parâmetros IR,  $\sigma_t$  e  $\Delta(d)$  são ordenados por ordem crescente. Os parâmetros PI e  $\beta$  são ordenados por ordem decrescente. O parâmetro  $d$  é ordenado por ordem decrescente nos valores relativos a 2008 (Max) e por



ordem crescente nos valores relativos a 2014 (min). A lógica relativa à ordenação de  $d$  nos dois casos foi explicada em 2.7.2., ou seja, uma elevada persistência da volatilidade é desejável em períodos de baixa volatilidade e indesejável em períodos de alta volatilidade.

A utilidade dos *rankings* onde os países ou mercados são classificados numa escala de 1 a 22 é indiscutível. Mas contêm em si um elemento de distorção dado que a distância entre países ordenados numa escala discreta é igual entre quaisquer dois mercados classificados consecutivamente, independentemente da sua classificação no *ranking*. No entanto, a distância real entre dois mercados classificados consecutivamente pode variar muito de caso para caso. Uma maneira de introduzir um fator corretivo na classificação consiste em utilizar ponderadores ou fatores de distância entre países. Assim, se ao país ou mercado classificado em primeiro lugar num determinado parâmetro fizermos corresponder o ponderador 1, os restantes ponderadores são calculados tendo por base o valor do primeiro classificado nesse parâmetro.

Por exemplo, se num parâmetro ordenado por ordem crescente o valor correspondente ao primeiro classificado for 1.52 e o valor correspondente ao último classificado for 19.14, então o fator de distância entre os dois países é 12.59 (19.14/1.52). Se o parâmetro estiver ordenado por ordem decrescente o fator de distância será o inverso do valor obtido pelo mesmo processo. Obtém-se assim para cada país ou mercado uma sequência de fatores de distância relativa  $\{f_1, f_2, f_3, f_4, f_5, f_6\}$  ou  $\{f_1, f_2, f_3, f_4\}$ .

Para cada parâmetro  $i$  e país  $j$  temos então um par de valores  $(R^{(k)}_{ij}, f^{(k)}_{ij})$ , com  $i = 1, \dots, 6, j = 1, \dots, 22$  e  $k = 1, \dots, 4$ . O produto  $R^{(k)}_{ij} \times f^{(k)}_{ij}$  fornece a pontuação ajustada de cada parâmetro  $i$  em cada país  $j$  e em cada combinação ou grupo  $k$ .

#### 2.7.4 Perfis do Investidor e *Ranking* Final

A ordenação dos países com base no fator  $R^{(k)}_{ij} \times f^{(k)}_{ij}$  fornece uma ideia mais precisa da verdadeira classificação dos países em função do parâmetro de interesse. Contudo, não tem em consideração os diferentes tipos de investidor que atuam nos mercados. O investidor pode ser mais ou menos conservador em relação ao risco ou em relação à

rendibilidade. Neste caso, dependendo do tipo de investidor, podemos ter uma maior ou menor ponderação dos fatores rendibilidade e risco e esta situação pode conduzir a resultados muito diversos em matéria de ordenação num *ranking*.

Neste estudo vamos admitir cinco cenários distintos. No primeiro, o investidor atribui um peso zero aos fatores de rendibilidade e um aos fatores de risco. Nos cenários seguintes vai aumentando o peso atribuído aos fatores de rendibilidade e diminuindo o peso atribuído aos fatores de risco. No quinto cenário, a situação inverte-se e o investidor atribui um peso um aos fatores de rendibilidade e zero aos fatores de risco. Ou seja, no primeiro cenário o investidor tem aversão total ao risco e, por isso, apenas valoriza os parâmetros que minimizam o risco. No quinto cenário, a aversão ao risco por parte do investidor é nula e ele apenas se preocupa em maximizar a rendibilidade dos seus capitais. Nos cenários intermédios temos uma mistura dos dois fatores, em proporções diferentes nos cenários 2 e 4, sendo o investidor neutro relativamente à rendibilidade e ao risco no cenário 3, onde o peso de cada fator é igual. Note-se que a lógica de ordenação dos parâmetros visa, precisamente, maximizar o valor dos parâmetros de rendibilidade e minimizar o valor dos parâmetros de risco. Temos, portanto, um problema de otimização dual.<sup>33</sup>

Designemos por  $\omega_n$  o peso atribuído pelo investidor ao fator rendibilidade no cenário  $n$ . Havendo  $m$  parâmetros no sistema de simulação e admitindo que o peso de cada um dos dois fatores (rendibilidade/risco) é distribuído de forma igual pelos parâmetros que os integram, temos:

$$C_{nj}^{(k)} = \sum_{i=1}^m \omega_i R_{ij}^{(k)} f_{ij}^{(k)}, \quad (48)$$

onde  $\omega_i$  representa o peso de cada fator  $R_{ij}^{(k)} \times f_{ij}^{(k)}$  no modelo. Note-se que no caso geral o peso  $\omega_i$  pode variar entre os  $m$  parâmetros do modelo com a condição:

$$\sum_{i=1}^m \omega_i = 1. \quad (49)$$

Com a condição acima estabelecida para  $\omega_n$ , a expressão (48) pode ser escrita como:

---

<sup>33</sup> Como forma de simplificação, no nosso caso, o peso atribuído a cada fator (rendibilidade/risco) em cada cenário é distribuído igualmente por cada um dos parâmetros que integram esse fator.

$$C_{nj}^{(k)} = \frac{\omega_n}{m/2} \sum_{i=1}^{m/2} R_{ij}^{(k)} f_{ij}^{(k)} + \frac{1-\omega_n}{m/2} \sum_{i=(m/2)+1}^m R_{ij}^{(k)} f_{ij}^{(k)}, \quad (50)$$

onde  $C_{nj}^{(k)}$  representa a pontuação do país  $j$  na combinação ou grupo  $k$  no cenário  $n$ . No nosso caso temos vinte pontuações por cada país. Para cada uma delas procede-se a uma nova ordenação e a um resumo final dos cenários. Com base neste resumo final, selecionam-se os três países melhor e pior classificados em cada cenário, constituindo estes os mercados a eleger e a evitar no caso da empresa ou organização optar por se financiar e aplicar os seus capitais em mercados externos. Obviamente, muitas outras combinações podem ser testadas, umas mais complexas do que outras, mas os cenários e os parâmetros selecionados parecem ser adequados ao contexto do problema que se coloca. Este processo pode ser sintetizado pelas seguintes expressões:

$$R_{nj}^{(k)} = \text{rank} \left[ C_{nj}^{(k)} \right], \quad (51)$$

$$RG_{nj} = \text{rank} \left[ \sum_{k=1}^4 C_{nj}^{(k)} \right], \quad (52)$$

$$RF_j = \text{rank} \left[ \sum_{i=1}^n RG_{ij} \right], \quad (53)$$

onde  $R_{nj}^{(k)}$  representa o *ranking* de  $C_{nj}^{(k)}$ ,  $RG_{nj}$  representa o *ranking* da soma em  $k$  ( $k = 1, \dots, 4$ ) de  $C_{nj}^{(k)}$  e  $RF_j$  representa o *ranking* da soma em  $i$  ( $i = 1, \dots, n$ ) de  $RG_{ij}$ .



### 3 Dados e Caracterização das Variáveis

#### 3.1 Descrição dos Dados

Os dados utilizados na modelação empírica do problema em estudo consistem em vinte e duas séries diárias de índices bolsistas representativos de vários mercados a nível mundial, conforme descrito na Tabela 1. Destes, onze referem-se a países da Zona Euro, seis referem-se a países da União Europeia não integrados na Zona Euro e os restantes cinco referem-se a países ou mercados não pertencentes à União Europeia (dos quais três mercados não europeus). A maioria destes mercados são considerados desenvolvidos. Outros, como por exemplo a República Checa, a Hungria e a Polónia são considerados mercados emergentes em fase de transição (ver, *e.g.*, Chen *et al.*, 2011). Para além destes índices utilizaram-se também séries diárias de taxas de juro a seis meses e a dez anos. As primeiras pretendem representar a remuneração dos capitais alheios com variação de juro a curto prazo, independentemente da respetiva maturidade. As segundas representam a remuneração dos capitais alheios a longo prazo, sem variação da taxa de juro ao longo da maturidade para cada transação. Os dados foram ainda completados com seis *dummies* criadas para capturar o efeito da evolução anual da crise, entre 2008 e 2013.

Tabela 1. Países/mercados incluídos na análise e dimensão das amostras

País		PI	IR6M	IR10Y	País	PI	IR6M	IR10Y	
<b>UE ZONA EURO</b>					<b>UE ZONA NÃO EURO</b>				
Áustria	OE	7305	5890	7165	R. Checa	CZ	5259	5663	3570
Bélgica	BG	7305	6320	6415	Dinamarca	DK	7305	6657	6264
Finlândia	FN	6726	7046	5830	Hungria	HN	5881	4781	3907
França	FR	7305	6844	7285	Polónia	PO	5179	4841	3048
Alemanha	BD	7305	7305	7305	Suécia	SD	7305	5503	7036
Grécia	GR	6785	5150	3852	R. Unido	UK	7305	7305	7212
Irlanda	IR	7305	7305	7204	<b>NÃO UE</b>				
Itália	IT	7305	6167	5958	Noruega	NW	7305	7305	7305
Holanda	NL	7305	7305	7305	Suíça	SW	7305	7305	6003
Portugal	PT	6264	5025	5341	Hg-Kong	HK	7305	6155	4956
Espanha	ES	7005	6167	5937	Japão	JP	7305	7179	7305
					EUA	US	7305	7305	7305

Fonte: Datastream. Período: 6/1/1986 a 3/1/2014.

Notas: PI – Índice bolsista; IR6M – tx. juro a 6 meses; IR10Y – tx. juro a 10 anos. Os valores apresentados referem-se ao número de observações diárias (5 dias por semana) em cada série.

As séries de dados foram recolhidas no *Datastream* e abrangem o período entre 6/1/1986 e 3/1/2014, totalizando 7305 observações diárias (cinco dias por semana).

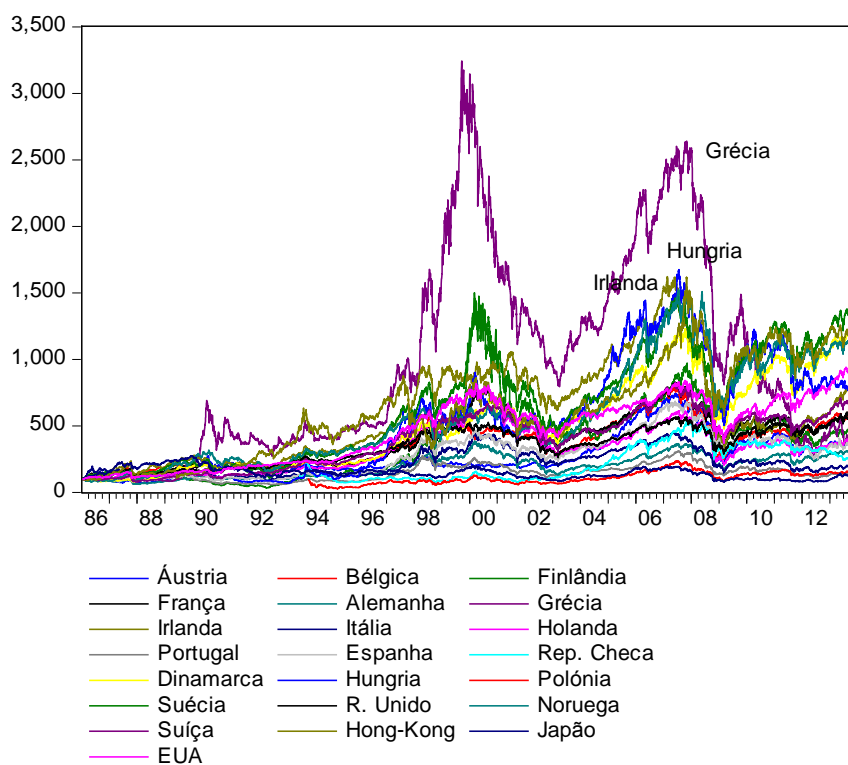
Note-se que o registo de informação nalguns casos começou mais tarde. Em nenhum deles, porém, as séries contêm menos de 3000 observações [min  $N = \{\text{Polónia, IR10Y}\} = 3048$ ]. Todas as séries diárias de índices bolsistas foram convertidas na base 100, correspondente à primeira observação registada. Nalguns modelos reportados nos capítulos 4-5, os dados foram ainda logaritmizados. As Figuras 1-4 mostram os gráficos das vinte e duas séries de índices bolsistas utilizadas neste estudo, convertidas na base 100, em níveis no painel (a) e em primeiras diferenças no painel (b). As Figuras 5-8 mostram os gráficos das vinte e duas séries diárias de taxas de juro a seis meses no painel (a) e a dez anos no painel (b).

Em relação aos índices bolsistas recolheram-se dados dos principais índices de cada país (*e.g.*, CAC 40, DAX 30, S&P 500, etc.) e dos respetivos índices *Datastream* (que representam pelo menos 80% de cada mercado). A correlação entre estes índices para cada país é muito elevada e varia entre um mínimo de 0.9220 (Irlanda) e um máximo de 0.9994 (EUA), tendo-se por isso optado pela escolha da série mais longa para cada país (em geral o índice *Datastream*). De igual modo, no caso das taxas de juro a seis meses, a correlação entre a Libor e a taxa interbancária varia entre um mínimo de 0.9985 (Espanha) e um máximo de 0.9999 (França e Holanda), tendo-se optado igualmente pela série mais longa (em geral a taxa interbancária). Este problema não se colocou na escolha da taxa a dez anos que, em todos os casos, corresponde à remuneração das obrigações de longo prazo (como *benchmark*).

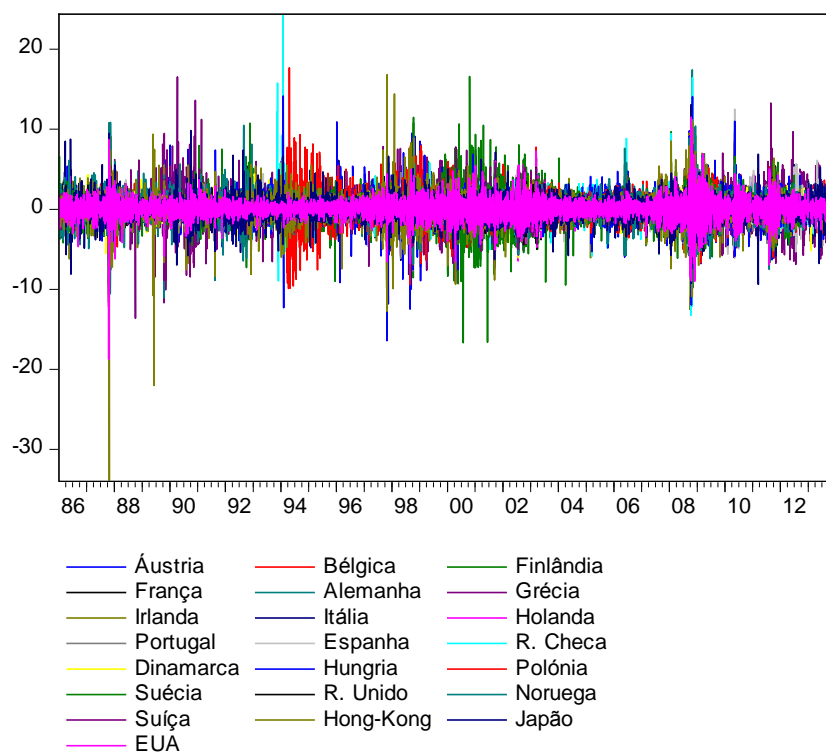
Assim, em resumo, as séries de índices bolsistas utilizadas correspondem aos índices *Datastream*, as taxas de juro a seis meses correspondem em geral às taxas interbancárias e as taxas de juro a dez anos correspondem às taxas das obrigações a dez anos (*benchmark*). Na remuneração dos capitais próprios não foram considerados os dividendos, considerando-se apenas a rendibilidade destes capitais que resulta da variação das cotações ao longo do tempo. Do mesmo modo, na remuneração dos capitais alheios não foi considerado o *spread* bancário (por indisponibilidade de informação detalhada por mercado), assumindo-se por isso como hipótese simplificadora que o prémio de risco é constante e identicamente distribuído nas várias séries analisadas.

Figura 1. Evolução diária dos 22 índices bolsistas em níveis [painel (a)] e em primeiras diferenças [painel (b)]

**Painel (a): níveis/preços**



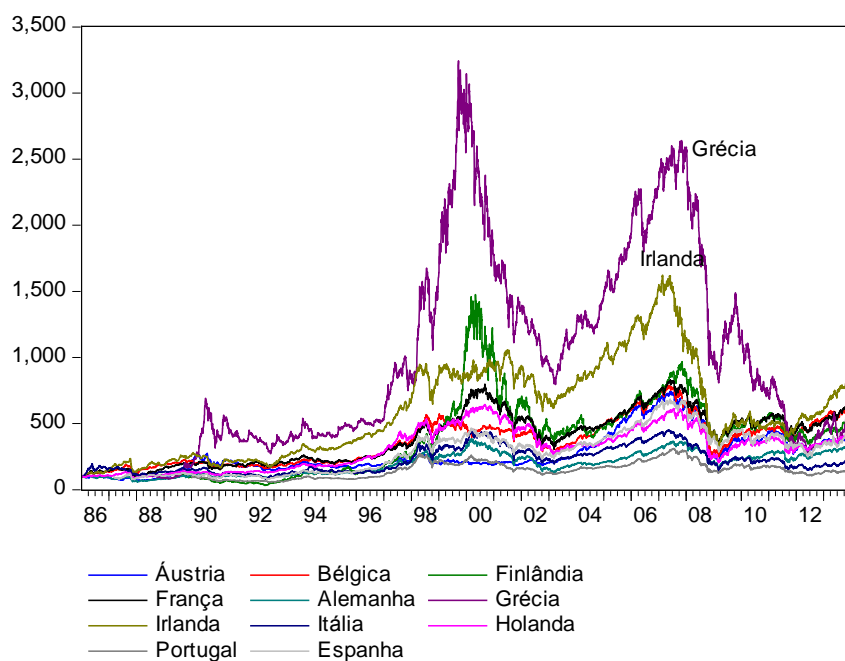
**Painel (b): primeiras diferenças/rendibilidades**



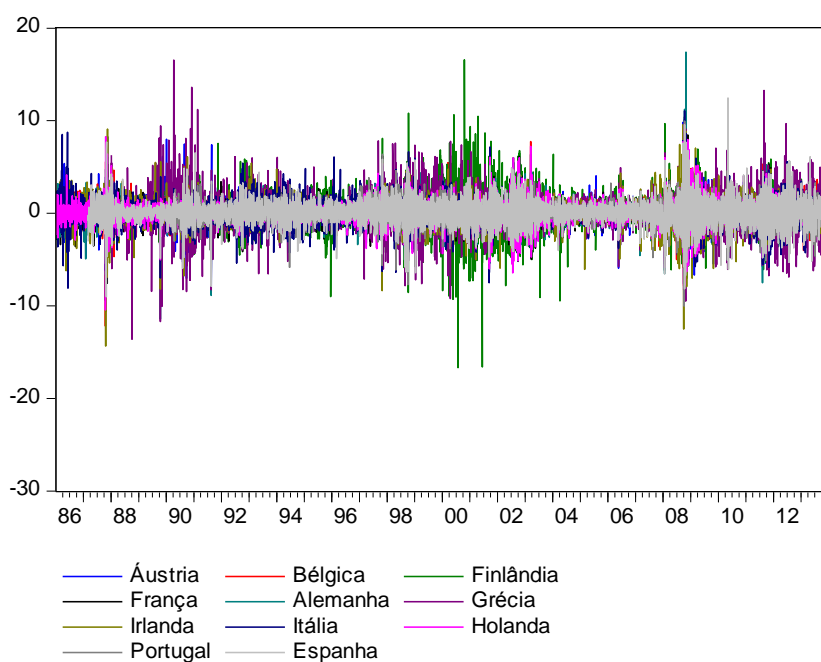
Fonte: Datastream. Período: 6/1/1986 a 3/1/2014.

Figura 2. Evolução diária dos 11 índices bolsistas em níveis [painel (a)] e em primeiras diferenças [painel (b)]: UE - Zona Euro

**Painel (a): níveis/preços**



**Painel (b): primeiras diferenças/rendibilidades**

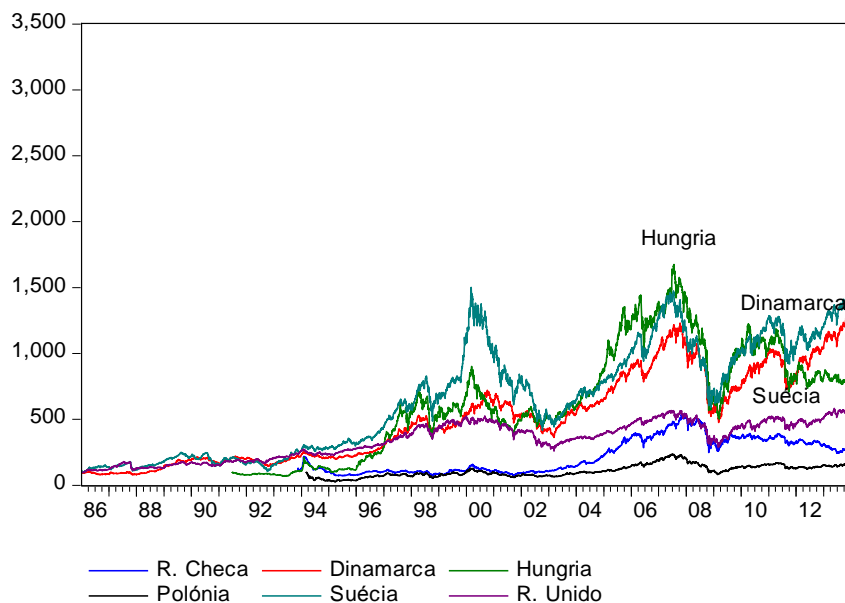


Fonte: Datastream. Período: 6/1/1986 a 3/1/2014.

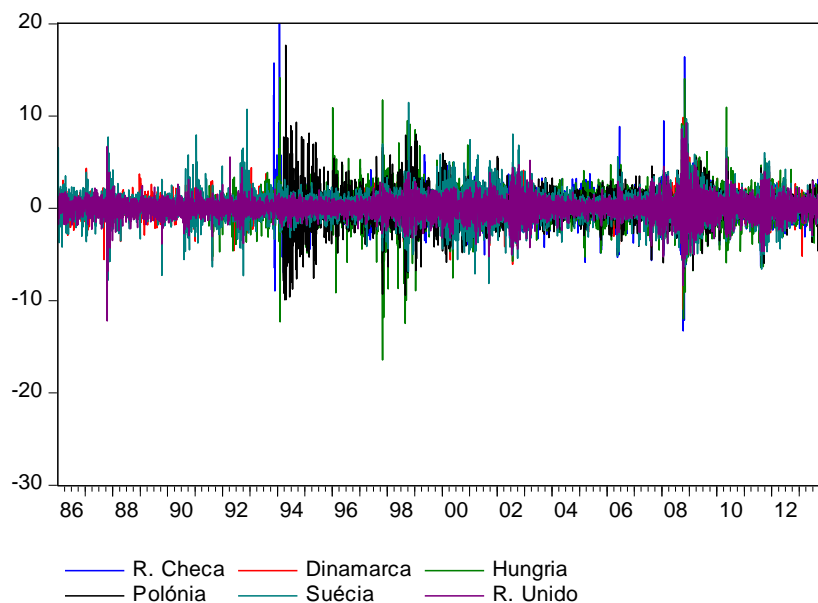


Figura 3. Evolução diária dos 6 índices bolsistas em níveis [painel (a)] e em primeiras diferenças [painel (b)]: UE - Zona Não Euro

**Painel (a): níveis/preços**



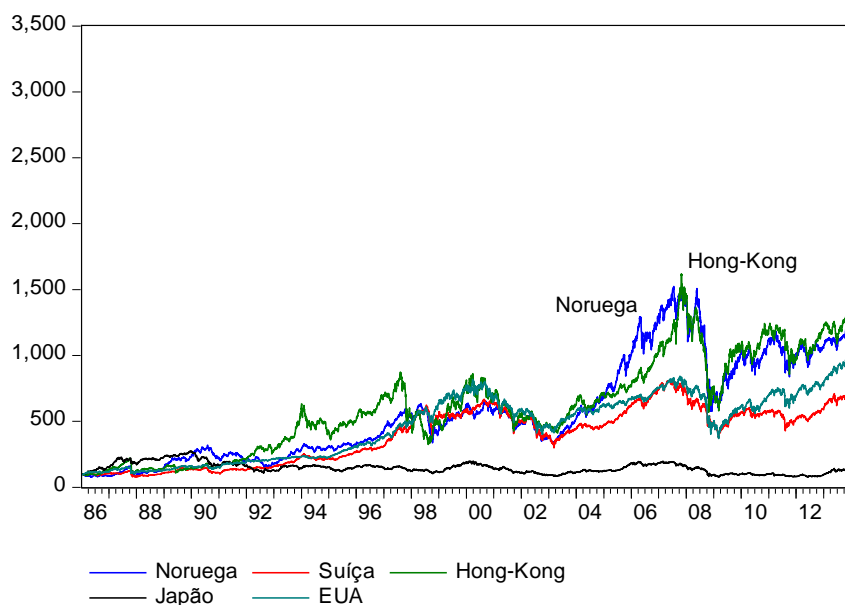
**Painel (b): primeiras diferenças/rendibilidades**



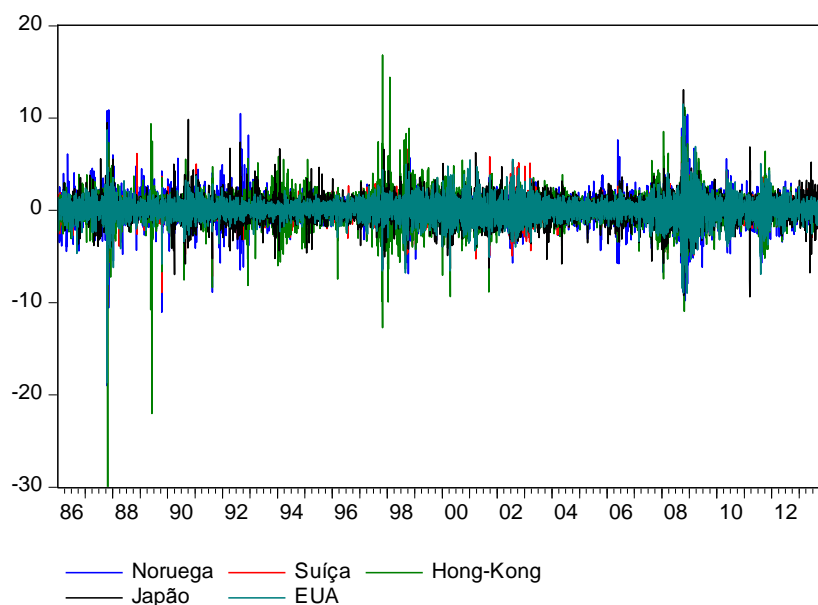
Fonte: Datastream. Período: 6/1/1986 a 3/1/2014.

Figura 4. Evolução diária dos 5 índices bolsistas em níveis [painel (a)] e em primeiras diferenças [painel (b)]: Zona Não UE

**Painel (a): níveis/preços**



**Painel (b): primeiras diferenças/rendibilidades**

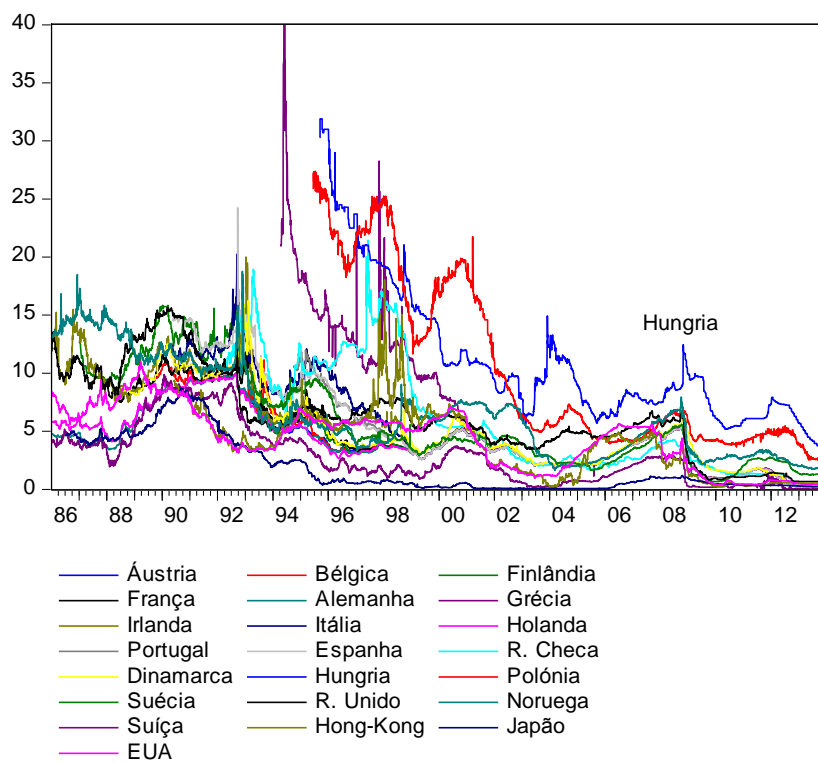


Fonte: Datastream. Período: 6/1/1986 a 3/1/2014.

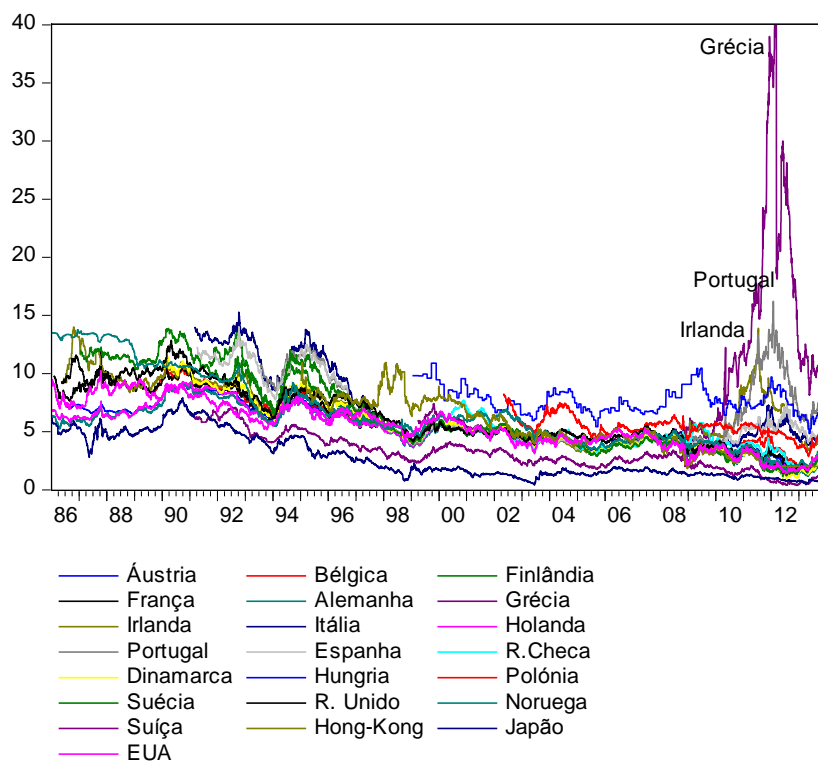
Temos, no entanto, dados suficientes para uma boa representação da rentabilidade dos capitais próprios e dos capitais alheios de curto e longo prazo em vários mercados a nível mundial, com especial destaque para os países da União Europeia.

Figura 5. Evolução diária das 22 taxas de juro a seis meses [painel (a)] e a dez anos [painel (b)]

**Painel (a): 6 meses**



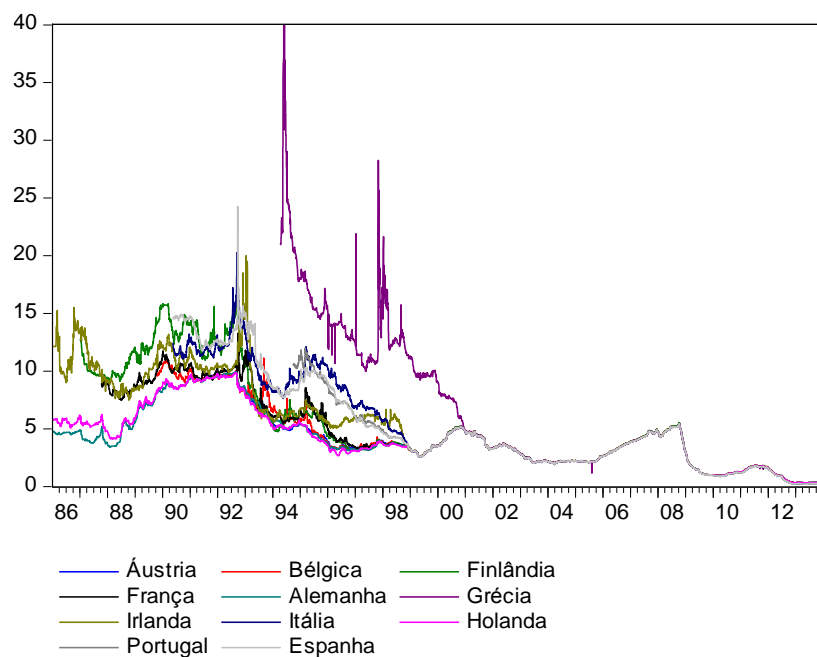
**Painel (b): 10 anos**



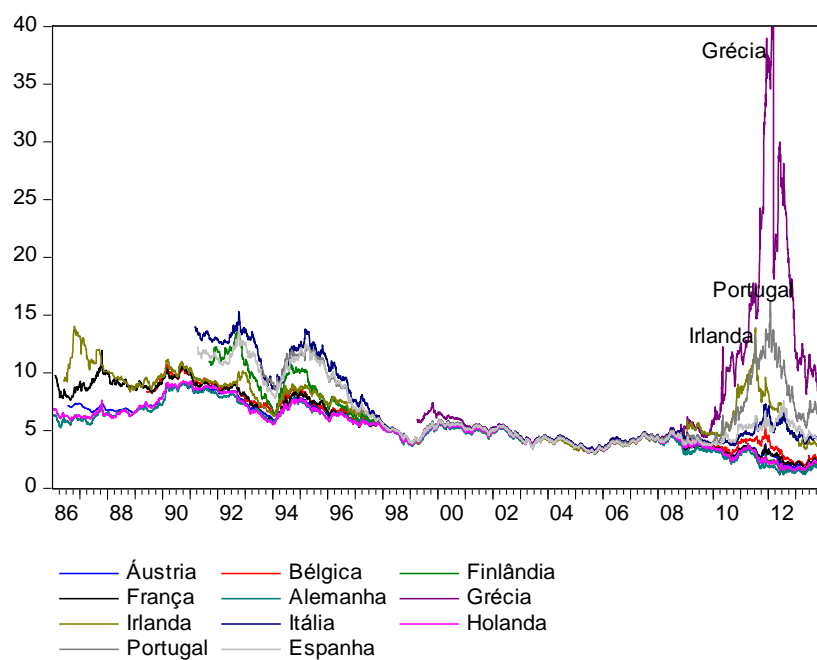
Fonte: Datastream. Período: 6/1/1986 a 3/1/2014.

Figura 6. Evolução diária das 11 taxas de juro a seis meses [painel (a)] e a dez anos [painel (b)]: UE - Zona Euro

**Painel (a): 6 meses**



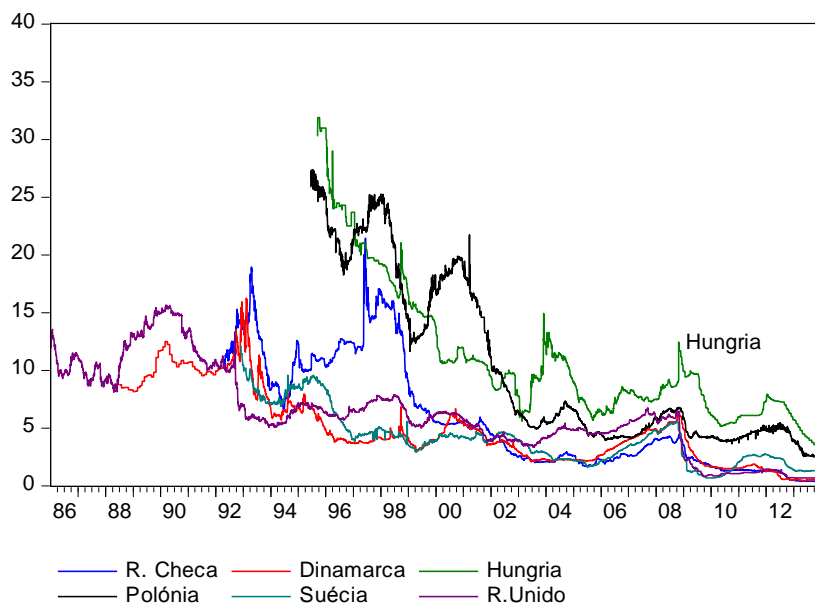
**Painel (b): 10 anos**



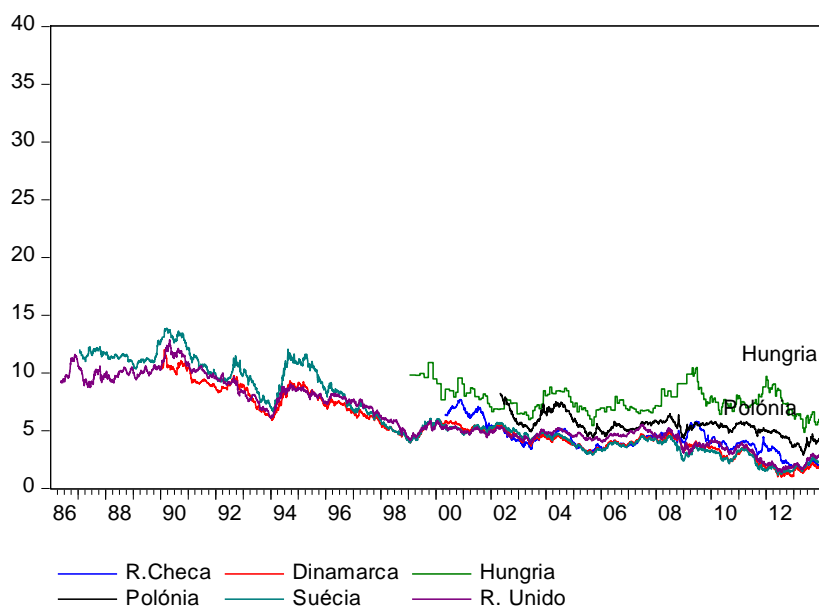
Fonte: Datastream. Período: 6/1/1986 a 3/1/2014.

Figura 7. Evolução diária das 6 taxas de juro a seis meses [painel (a)] e a dez anos [painel (b)]: UE - Zona Não Euro

**Painel (a): 6 meses**



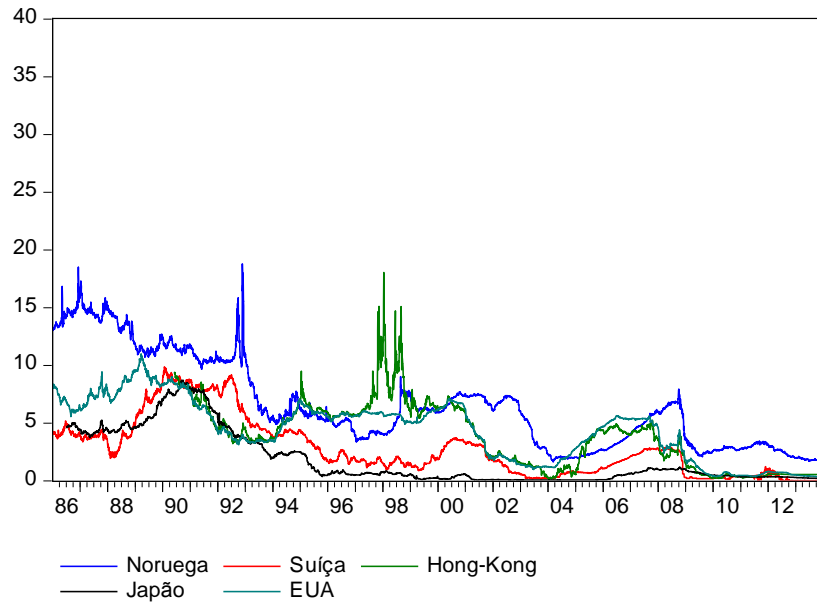
**Painel (b): 10 anos**



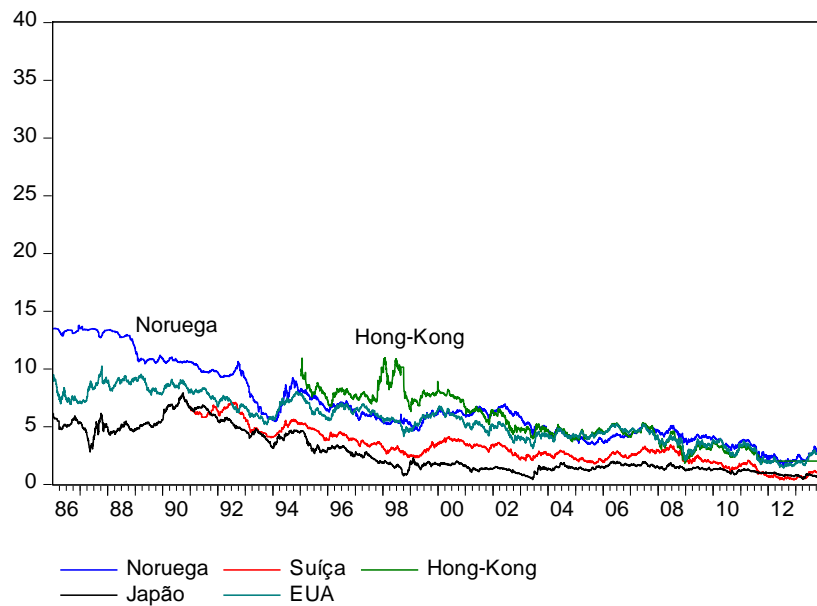
Fonte: Datastream. Período: 6/1/1986 a 3/1/2014.

Figura 8. Evolução diária das 5 taxas de juro a seis meses [painel (a)] e a dez anos [painel (b)]: Zona Não UE

**Painel (a): 6 meses**



**Painel (b): 10 anos**



Fonte: Datastream. Período: 6/1/1986 a 3/1/2014.

As séries representadas revelam claramente a instabilidade dos mercados bolsistas e de taxas de juro a dez anos nos países intervencionados da Zona Euro (Grécia, Portugal e Irlanda) após a crise de 2008, evidenciando já sinais de instabilidade na bolsa desde o princípio do milénio. Revelam ainda uma tendência global decrescente das taxas de juro no conjunto dos restantes mercados analisados.

Os mercados bolsistas apresentam de um modo geral ao longo do período dois máximos locais, um por volta de 1999-2000 e outro em 2007. A estes picos sucederam-se períodos de acentuadas quebras nos preços resultantes do rebentamento da bolha precedente. Quanto maior foi a magnitude da bolha maior foi, obviamente, a quebra subsequente. Esta situação é claramente visível nos casos da Irlanda, Hungria e particularmente da Grécia, na crise de 2008.

Os preços na bolsa começaram a subir acentuadamente entre 1998 e 2000, seguindo-se uma quebra também acentuada entre 2000 e 2002. Um novo crescimento acentuado foi registado entre 2003 e 2007, seguido de nova quebra acentuada em 2008-2009. Desde então, a tendência dos mercados bolsistas é de crescimento moderado, tendo beneficiado sobretudo os mercados que não estiveram tão expostos aos efeitos da bolha.

Analisando as Figuras 2-4, constata-se facilmente que os principais problemas ocorreram justamente na Zona Euro, com especial destaque para os países periféricos. No que respeita à rendibilidade dos índices bolsistas [primeiras diferenças, painéis (b)], os resultados apresentados estão de acordo com um fenómeno conhecido em que a volatilidade da rendibilidade daqueles índices aumenta durante os períodos de declínio nos preços e diminui quando os preços aumentam (ver, *e.g.*, Menezes *et al.*, 2006). Note-se que o aumento da volatilidade está diretamente relacionado com o aumento do risco do investimento. Nos países da Zona Euro (Figura 2b), a volatilidade mantém-se elevada após a crise de 2008, indiciando uma forte persistência do *cluster* após a crise. Note-se que, entretanto, ocorreu o “ataque” ao Euro e a crise das dívidas soberanas que afetou sobretudo os países periféricos mais vulneráveis, mantendo a persistência do *cluster* para além dos efeitos diretos da crise de 2007. Fora da Zona Euro (Figura 3b) e da União Europeia (Figura 4b) a persistência da volatilidade parece ser bastante menos acentuada, com retorno a níveis mais moderados logo a partir de 2009.

As taxas de juro interbancárias a seis meses (Figuras 5-8a) revelam duas características fundamentais: a) tendência decrescente ao longo do período e b) harmonização das taxas nos vários mercados, em particular na Zona Euro, como seria de esperar após a introdução da moeda única. Contrariamente, as taxas de juro a dez anos (Figuras 5-8b) revelam uma certa uniformidade de comportamento até 2009, ressaltando então claramente o efeito da crise das dívidas soberanas nos países periféricos intervencionados

(Grécia, Portugal e Irlanda), com um aumento extraordinário das taxas de juro a longo prazo no mercado secundário. Nos restantes países analisados, as taxas de juro a dez anos mantêm-se relativamente estáveis e com tendência decrescente, especialmente fora da União Europeia.

A Tabela 2 apresenta estatísticas descritivas (média, coeficiente de variação e teste de Jarque-Bera) das séries de índices bolsistas (painel a) e taxas de juro a seis meses (painel b) e a dez anos (painel c) dos 22 países analisados.

No que respeita aos índices bolsistas (PI), a média mais elevada foi registada na Grécia (1019.8) e a mais baixa foi registada na Polónia (109.0). Note-se que se trata de índices bolsistas relativos onde a base 100 corresponde à primeira observação registada na amostra. A Grécia apresenta o índice com maior dispersão relativa dada pelo coeficiente de variação (72.5%), seguida pela Finlândia (70.9%). As menores dispersões relativas registaram-se no Japão (28.4%) e em Portugal (39.6%), cujos valores médios de capitalização bolsista rondam os 150 pontos em ambos os casos.

Os testes de Jarque-Bera (1987) rejeitam, para todos os mercados, a hipótese nula de distribuição gaussiana, com um nível de significância inferior a 1%. Estes resultados são, no entanto, compatíveis com distribuições que acumulam maior probabilidade nas suas caudas, mais conhecidas por distribuições de caudas grossas, como veremos adiante.

Em suma, desde a crise de 2008 o crescimento das séries de índices bolsistas tem sido relativamente moderado, pese embora alguns mercados tenham conseguido recuperar o valor que tinham antes da crise (*e.g.*, Bélgica, Alemanha, Dinamarca, Suécia, Reino Unido, Suíça e EUA). A dispersão do crescimento e das quebras é, no entanto, bastante diferente em alguns grupos de países, em especial na Zona Euro. De reforçar ainda que as séries das primeiras diferenças dos índices bolsistas mostram a existência de *clusters* de volatilidade nas rendibilidades da bolsa. Este fenómeno tem duas importantes implicações: a) **persistência**, onde a um período de elevada volatilidade se segue, com grande probabilidade, um novo período de elevada volatilidade e b) **invertibilidade**, onde a um período de quebra generalizada dos preços corresponde em geral uma maior volatilidade e vice-versa (ver, a este respeito, Hamao *et al.*, 1990; Wei *et al.*, 1995; Ferreira *et al.*, 2007). Esta questão será analisada com mais detalhe no capítulo 5.



Tabela 2. Estatísticas descritivas dos países/mercados estudados

(a) Índice Bolsista (PI)

País		Média	CV	Jarque-Bera		País		Média	CV	Jarque-Bera
<b>UE ZONA EURO</b>					<b>UE ZONA NÃO EURO</b>					
Áustria	OE	270.03	56.29	2069.6 **	R. Checa	CZ	222.00	58.65	514.3 **	
Bélgica	BG	361.10	46.14	382.4 **	Dinamarca	DK	510.07	65.42	569.7 **	
Finlândia	FN	400.71	70.92	990.5 **	Hungria	HN	650.34	61.54	215.0 **	
França	FR	395.71	49.14	455.9 **	Polónia	PO	109.00	41.30	229.4 **	
Alemanha	BD	195.11	43.16	489.9 **	Suécia	SD	649.46	63.14	582.2 **	
Grécia	GR	1019.80	72.49	764.0 **	R. Unido	UK	343.34	40.40	586.4 **	
Irlanda	IR	590.20	60.37	534.2 **	<b>NÃO UE</b>					
Itália	IT	221.87	42.79	721.7 **	Noruega	NW	575.08	65.60	652.1 **	
Holanda	NL	311.50	49.79	435.8 **	Suíça	SW	396.73	52.86	573.6 **	
Portugal	PT	150.43	39.58	232.1 **	Hg-Kong	HK	613.02	58.33	358.2 **	
Espanha	ES	289.56	53.81	274.8 **	Japão	JP	145.93	28.37	469.8 **	
					EUA	US	466.28	52.36	559.5 **	

(b) Taxa de juro a seis meses (IR6M)

País		Média	CV	Jarque-Bera		País		Média	CV	Jarque-Bera
<b>UE ZONA EURO</b>					<b>UE ZONA NÃO EURO</b>					
Áustria	OE	3.61	61.91	1328.6 **	R. Checa	CZ	5.77	82.68	753.6 **	
Bélgica	BG	4.13	65.99	798.1 **	Dinamarca	DK	4.91	65.61	787.5 **	
Finlândia	FN	5.29	77.56	1185.3 **	Hungria	HN	10.95	54.58	2102.5 **	
França	FR	4.61	66.15	628.7 **	Polónia	PO	10.14	72.08	722.5 **	
Alemanha	BD	4.09	59.20	667.1 **	Suécia	SD	4.01	57.34	731.1 **	
Grécia	GR	6.16	99.44	6382.8 **	R. Unido	UK	6.24	59.20	380.3 **	
Irlanda	IR	5.40	67.88	586.9 **	<b>NÃO UE</b>					
Itália	IT	5.14	76.19	722.5 **	Noruega	NW	6.56	59.70	777.0 **	
Holanda	NL	4.16	58.67	506.1 **	Suíça	SW	2.77	90.89	1357.0 **	
Portugal	PT	3.58	69.78	1491.4 **	Hg-Kong	HK	3.84	72.27	279.6 **	
Espanha	ES	5.11	79.85	1071.9 **	Japão	JP	1.81	127.21	2385.7 **	
					EUA	US	4.38	59.59	297.3 **	

(c) Taxa de juro a dez anos (IR10Y)

País		Média	CV	Jarque-Bera		País		Média	CV	Jarque-Bera
<b>UE ZONA EURO</b>					<b>UE ZONA NÃO EURO</b>					
Áustria	OE	5.32	35.06	267.9 **	R. Checa	CZ	4.25	29.34	104.9 **	
Bélgica	BG	5.45	37.98	598.0 **	Dinamarca	DK	5.33	44.87	325.3 **	
Finlândia	FN	5.25	50.18	1392.6 **	Hungria	HN	7.68	14.93	165.0 **	
França	FR	5.69	40.94	574.4 **	Polónia	PO	5.41	16.38	139.5 **	
Alemanha	BD	5.06	37.32	128.3 **	Suécia	SD	6.40	53.41	636.5 **	
Grécia	GR	7.77	85.61	16198.7 **	R. Unido	UK	6.26	42.81	435.3 **	
Irlanda	IR	6.59	38.01	542.9 **	<b>NÃO UE</b>					
Itália	IT	6.50	49.35	1409.8 **	Noruega	NW	6.66	48.22	745.8 **	
Holanda	NL	5.21	35.85	164.1 **	Suíça	SW	3.14	48.64	287.4 **	
Portugal	PT	6.24	42.56	1123.8 **	Hg-Kong	HK	5.20	43.79	257.8 **	
Espanha	ES	6.17	44.52	1239.3 **	Japão	JP	2.75	67.80	936.9 **	
					EUA	US	5.52	36.63	223.9 **	

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: EViews). Período: 6/1/1986 a 3/1/2014.

Notas: \*\* significativo ao nível de 1%. CV – Coeficiente de variação. Jarque-Bera (1987) – Teste de normalidade J-B ( $H_0$ : a distribuição de X é normal ou gaussiana).

Sobre as taxas de juro a seis meses (IR6M), as médias mais elevadas registam-se na Hungria (11.0%) e na Polónia (10.1%) e as mais baixas no Japão (1.8%) e na Suíça (2.8%). Na Zona Euro, Portugal apresenta a taxa média mais baixa no período analisado (3.6%) e a terceira mais baixa dos 22 países analisados. A Grécia (6.2%) e a Irlanda (5.4%) apresentam taxas médias de juro a seis meses bastante superiores às de Portugal, não contando, no entanto, com o efeito dos *spreads*. Apesar de registar a taxa média de juro a seis meses mais baixa dos 22 países, o Japão apresenta a maior dispersão relativa desta taxa (127.2%), logo seguido pela Grécia (99.4%). As menores dispersões relativas registaram-se na Hungria (54.6%) e na Suécia (57.3%), apesar da taxa média de juro a seis meses húngara ser quase o triplo da sueca. Note-se ainda que a Grécia apresenta a taxa de juro a seis meses máxima mais elevada (45.5%), seguida pela Hungria (31.9%). A taxa de juro a seis meses mínima mais baixa foi observada na Suíça (-0.8%) e no Japão (0.06%).

Também neste caso os testes de Jarque-Bera (1987) rejeitam, para todos os mercados, a hipótese nula de distribuição gaussiana, com um nível de significância inferior a 1%.

Em resumo, a tendência geral das taxas de juro a seis meses é no sentido descendente e de uma certa uniformização após a crise de 2008 (não considerando efeitos diferenciais causados pelos *spreads*). Não se nota, contudo, uma penalização persistente nestas taxas em função do efeito da sucessão de crises desde 2007.

Finalmente, as taxas de juro a dez anos (IR10Y) apresentam as médias mais elevadas na Grécia (7.8%) e na Hungria (7.7%) e as mais baixas no Japão (2.8%) e na Suíça (3.1%). Na Zona Euro, Portugal (6.2%) e a Irlanda (6.6%) apresentam taxas médias de juro a dez anos inferiores à grega. A Grécia (85.6%) apresenta a maior dispersão relativa dos 22 países analisados. Inversamente, a Hungria (14.9%) e a Polónia (16.4%) apresentam os menores índices de dispersão relativa do grupo analisado. Dos países interencionados, o coeficiente de variação da Grécia é mais do dobro dos registados em Portugal e na Irlanda. A maior das taxas de juro a dez anos máximas foi observada de novo na Grécia (48.6%) e a menor das mínimas na Suíça e no Japão (0.4%).

Tal como nos painéis anteriores, também neste caso os testes de Jarque-Bera rejeitam, para todos os mercados, a hipótese nula de distribuição gaussiana, com um nível de significância inferior a 1%.

A rejeição generalizada da hipótese nula de normalidade na distribuição dos valores das variáveis em estudo, indicada pelo teste de Jarque-Bera, é consistente com a grande maioria dos estudos que usam séries diárias de dados financeiros. No caso da rendibilidade dos índices bolsistas, por exemplo, é conhecido o seu comportamento leptocúrtico, com caudas grossas mais consistente com uma distribuição *t*-Student do que uma normal. As séries de preços, naturalmente, apresentam um comportamento platicúrtico.

Tal como no caso das taxas de juro a seis meses, nota-se uma tendência uniformemente descendente nas taxas de juro a dez anos até 2008. A crise das dívidas soberanas teve um fortíssimo impacto a partir de 2009 no valor destas taxas, sobretudo nos países intervencionados, com picos que, no caso da Grécia, ultrapassam os 40%. A partir de 2013, contudo, parece existir uma tendência para uma certa estabilização em torno de valores substancialmente mais baixos, possivelmente em resultado das políticas de estabilização adotadas pela Comissão Europeia e outros organismos financeiros internacionais e dos resgates tripartidos ocorridos nos países em risco de insolvência.

Em suma, no mercado bolsista todos os países analisados registaram ganhos médios em relação ao momento (dia) base. Nalguns casos, esses ganhos médios foram modestos (*e.g.*, Polónia). Noutros, porém, foram enormes (*e.g.*, Grécia) mas onde a variabilidade dos dados foi, igualmente, comparativamente mais elevada, *i.e.*, o risco associado aos investimentos em bolsa foi, *ceteris paribus*, maior na Grécia do que noutros países possibilitando maiores ganhos (eventualmente de carácter especulativo) mas também maiores perdas. Este mercado foi, portanto, claramente mais instável do que os restantes analisados.

No que respeita às taxas de juro, a Grécia volta a apresentar índices de variabilidade superiores aos dos restantes países (exceto o Japão no que respeita às taxas de juro a seis meses). A Grécia apresenta também a taxa média de juro a dez anos mais elevada mas, no caso da taxa de juro a seis meses, a Hungria e a Polónia registam taxas médias bastante superiores às da Grécia, embora com menor variação relativa. Os outros dois paí-

ses intervencionados (Irlanda e Portugal) apresentam evoluções mais suaves destes indicadores.

### **3.2 Não Estacionariedade e Raiz Unitária**

Os dados descritos na secção anterior (PI, IR6M e IR10Y) denunciam potenciais problemas no que respeita à estacionariedade do processo de geração de dados que está na origem das amostras recolhidas. Importa, por isso, analisar a existência de raízes unitárias nas séries estudadas, uma vez que a sua presença pode pôr em causa o pressuposto de estacionariedade fraca (ou em covariância) dos resíduos, assumido na estimação de relações multivariadas pelo método dos mínimos quadrados (OLS). O resultado conduz, como sabemos, a regressões espúrias (Granger e Newbold, 1974).

Recordando o referido no capítulo 2, os processos não estacionários podem ser fundamentalmente de dois tipos: a) processos deterministicamente não estacionários ou b) processos estocasticamente não estacionários. É frequente, porém, encontrar na prática séries de dados que contenham uma mistura de ambos, embora a não estacionariedade estocástica seja quase sempre mais problemática do que a não estacionariedade determinística. Como referido anteriormente, um dos testes mais usados para detetar a existência de raízes unitárias é o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) descrito no capítulo 2. Os resultados dos testes ADF encontram-se nas Tabelas 3 (para as variáveis PI, IR6M e IR10Y em níveis) e 4 (para as mesmas variáveis em primeiras diferenças).

Importa relembrar que a regressão de Dickey-Fuller, na sua versão aumentada contém três termos fundamentais. O primeiro diz respeito à presença de não estacionariedade determinística. O segundo permite detetar a existência de uma raiz unitária, ou seja, não estacionariedade estocástica. O terceiro termo, que deu origem à designação ADF, permite controlar os efeitos da autocorrelação da variável dependente, gerando deste modo resíduos iid. Para a seleção do número ótimo de defasamentos a incluir em cada equação foi utilizado um processo de escolha automático baseado no critério de informação bayesiano de Schwarz (SBC). As equações do teste ADF utilizadas neste contexto incluem, como termos exógenos, uma constante e uma tendência determinística linear, para capturar a eventual presença de não estacionariedade determinística. Deste mo-

do, a hipótese alternativa do teste ADF pressupõe a existência de um processo estacionário em tendência (TSP), quando o número de defasamentos da variável dependente é zero.

Tabela 3. Testes ADF (raiz unitária) para as variáveis PI, IR6M e IR10Y em níveis

País	PI		IR6M		IR10Y		
	t-Stat	Lags	t-Stat	Lags	t-Stat	Lags	
<b>UE ZONA EURO</b>							
Áustria	OE	-1.5301	1	-2.0758	11	-2.5602	1
Bélgica	BG	-1.8841	1	-1.8461	1	-2.4832	1
Finlândia	FN	-1.7856	6	-1.8005	10	-2.0883	1
França	FR	-1.9879	0	-1.9222	6	-2.9014	0
Alemanha	BD	-2.1227	0	-1.8207	11	-2.6296	1
Grécia	GR	-1.1396	1	-3.7191 *	18	-2.6574	7
Irlanda	IR	-1.3340	1	-4.1012 **	35	-2.1892	3
Itália	IT	-1.4436	0	-1.8800	28	-1.7797	1
Holanda	NL	-1.4802	0	-1.7444	11	-2.4330	1
Portugal	PT	-1.2653	1	-2.3134	19	-1.6331	13
Espanha	ES	-1.7402	0	-2.0871	9	-1.8638	2
<b>UE ZONA NÃO EURO</b>							
R. Checa	CZ	-1.3277	2	-2.5988	32	-2.1396	3
Dinamarca	DK	-1.9869	1	-2.4293	12	-2.8812	1
Hungria	HN	-1.5972	4	-3.9240 *	6	-3.2835	0
Polónia	PO	-2.6390	1	-1.3990	4	-3.3032	1
Suécia	SD	-2.4763	0	-3.0987	4	-2.1609	5
R. Unido	UK	-2.3788	3	-1.7075	2	-2.9417	0
<b>NÃO UE</b>							
Noruega	NW	-2.5237	0	-2.3488	15	-2.0261	1
Suíça	SW	-1.8661	5	-1.9440	12	-2.6630	0
Hg-Kong	HK	-3.0664	0	-3.1591	13	-3.4254 *	1
Japão	JP	-3.0452	2	-0.5387	1	-1.9165	0
EUA	US	-2.0301	1	-1.4579	1	-3.8615 *	0

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: EViews). Período: 6/1/1986 a 3/1/2014.

Notas: \*\* significativo ao nível de 1%. \* significativo ao nível de 5%. Valores críticos de MacKinnon (1996): -3.96 (1%) e -3.41 (5%).  $H_0$ : a variável tem uma raiz unitária. Termos exógenos: constante, tendência linear. PI – Índice bolsista; IR6M – tx. juro a 6 meses; IR10Y – tx. juro a 10 anos.

A hipótese nula de existência de uma raiz unitária não é rejeitada em qualquer das variáveis em níveis que representam os índices bolsistas dos 22 mercados analisados (Tabela 3), à semelhança do que acontece na vasta maioria dos estudos que utilizam este tipo de dados (ver, *e.g.*, Fama, 1965; Granger, 1969; Nelson e Plosser, 1982; Engle e Granger, 1987; Chung e Liu, 1994; Dufrénot e Mignon, 2002; Masih e Masih, 2002). O mesmo acontece no que respeita à maioria das variáveis que representam as taxas de

juro a seis meses e a dez anos. No que respeita às taxas de juro a seis meses, a hipótese nula é rejeitada a 5% nos casos da Grécia e da Hungria e a 1% no caso da Irlanda. Quanto às taxas de juro a dez anos apenas nos casos de Hong-Kong e EUA  $H_0$  é rejeitada, ao nível de significância de 5%. Ou seja, na grande maioria dos casos, estamos na presença de séries de dados financeiros que são, em geral, não estacionárias.

Tabela 4. Testes ADF (raiz unitária) para as variáveis PI, IR6M e IR10Y em primeiras diferenças

País	$\Delta(\text{PI})$			$\Delta(\text{IR6M})$			$\Delta(\text{IR10Y})$		
	t-Stat		Lags	t-Stat		Lags	t-Stat		Lags
<b>UE ZONA EURO</b>									
Áustria	OE	-78.627 **	0	-15.520 **	10	-79.556 **	0		
Bélgica	BG	-79.442 **	0	-83.899 **	0	-70.823 **	0		
Finlândia	FN	-36.545 **	5	-23.063 **	9	-71.141 **	0		
França	FR	-52.468 **	2	-34.972 **	5	-61.547 **	1		
Alemanha	BD	-83.387 **	0	-18.110 **	10	-81.308 **	0		
Grécia	GR	-72.136 **	0	-20.796 **	17	-23.297 **	6		
Irlanda	IR	-80.431 **	0	-11.640 **	35	-43.487 **	2		
Itália	IT	-84.135 **	0	-15.278 **	27	-69.962 **	0		
Holanda	NL	-83.347 **	0	-19.451 **	10	-78.847 **	0		
Portugal	PT	-72.823 **	0	-12.775 **	18	-24.132 **	12		
Espanha	ES	-82.080 **	0	-27.378 **	8	-50.200 **	1		
<b>UE ZONA NÃO EURO</b>									
R. Checa	CZ	-53.975 **	1	-12.345 **	32	-30.093 **	2		
Dinamarca	DK	-81.173 **	0	-25.330 **	11	-70.630 **	0		
Hungria	HN	-37.099 **	3	-29.342 **	5	-62.479 **	0		
Polónia	PO	-66.608 **	0	-44.811 **	3	-52.481 **	0		
Suécia	SD	-86.167 **	0	-37.172 **	3	-38.268 **	4		
R. Unido	UK	-53.447 **	2	-68.121 **	1	-82.768 **	0		
<b>NÃO UE</b>									
Noruega	NW	-85.720 **	0	-27.476 **	14	-75.302 **	0		
Suíça	SW	-39.961 **	4	-20.301 **	11	-75.364 **	0		
Hg-Kong	HK	-83.682 **	0	-21.102 **	12	-79.059 **	0		
Japão	JP	-61.381 **	1	-95.199 **	0	-83.413 **	0		
EUA	US	-89.595 **	0	-77.806 **	0	-83.682 **	0		

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: EViews). Período: 6/1/1986 a 3/1/2014.

Notas: \*\* significativo ao nível de 1%. Valores críticos de MacKinnon (1996): -3.96 (1%).  $H_0$ : a variável tem uma raiz unitária. Termos exógenos: constante, tendência linear. PI – Índice bolsista; IR6M – tx. juro a 6 meses; IR10Y – tx. juro a 10 anos.

A não estacionariedade em níveis detetada maioritariamente nos resultados apresentados na Tabela 3 não determina por si só a ordem de integração das variáveis não estacionárias. Para esse efeito, apresentam-se na Tabela 4 os resultados dos testes de raiz unitária aplicados às variáveis em primeiras diferenças. Os resultados indicam que a  $H_0$

de existência de uma raiz unitária é rejeitada a 1% para todas as variáveis em primeiras diferenças, implicando que estas são fracamente estacionárias ou estacionárias em tendência. Nos casos em que  $H_0$  não é rejeitada em níveis mas é em primeiras diferenças, diz-se que a variável é integrada de primeira ordem, ou seja  $I(1)$ . Nos restantes casos a variável diz-se  $I(0)$ .

Em suma, os resultados dos testes ADF indicam que a grande maioria das variáveis em estudo (92%) são não estacionárias e integradas de primeira ordem,  $I(1)$ . Apenas são estacionárias em níveis as taxas de juro a seis meses nos casos da Irlanda (1%), da Grécia e da Hungria (5%). As taxas de juro a dez anos são estacionárias em níveis nos casos de Hong-Kong e dos EUA (5%). A envolvente da relação entre a rendibilidade dos capitais próprios e dos capitais alheios ocorre, assim, na maioria dos casos, em ambiente de não estacionariedade, devendo portanto ser utilizadas técnicas que possibilitem um correto enquadramento desta situação.

### 3.3 Raiz Unitária e Quebras Estruturais

A ocorrência de quebras estruturais durante o período em análise pode mascarar o efeito de estacionariedade, conduzindo a resultados espúrios. Estes efeitos são em geral mitigados, dependendo no entanto da forma e do tipo de quebra que ocorrer. Neste contexto, é amplamente conhecido na literatura que a potência do teste ADF diminui (Perron e Vogelsang, 2001). Por isso, apresentamos nesta secção os resultados de dois testes de raiz unitária que levam em conta a ocorrência de quebras estruturais, já descritos no capítulo 2: a) o teste de Zivot-Andrews (1992) e b) o teste de Lanne *et al.* (2002). Os resultados encontram-se detalhados nas Tabelas 5-7.

O teste de Zivot-Andrews (1992) detetou a existência de quebras de estrutura em todas as séries analisadas. Neste contexto, a hipótese nula de existência de raiz unitária é rejeitada num número de variáveis quase três vezes maior do que no caso do teste ADF e com níveis de significância em geral mais robustos. No caso dos índices bolsistas,  $H_0$  é rejeitada apenas na Irlanda ao nível de significância de 1%. As taxas de juro a seis meses apresentam um número bastante significativo de países onde  $H_0$  é rejeitada: a 1% na Finlândia, Grécia, Irlanda, Dinamarca, Hungria, Noruega e Japão e a 5% na Bélgica,

República Checa e Polónia. Finalmente, a hipótese nula de existência de raiz unitária é rejeitada a 1% nas séries de taxas de juro a dez anos da Grécia e Hong-Kong.

Tabela 5. Testes de raiz unitária com quebras estruturais ZA (Zivot-Andrews, 1992) para as variáveis PI, IR6M e IR10Y em níveis

País	PI		IR6M		IR10Y	
		t-Stat		t-Stat		t-Stat
<b>UE ZONA EURO</b>						
Áustria	OE	-2.9979		-2.4149		-3.5934
Bélgica	BG	-3.6803		-4.9657 *		-4.2892
Finlândia	FN	-3.0262		-5.5993 **		-3.8866
França	FR	-3.4623		-4.6185		-3.8653
Alemanha	BD	-3.0151		-2.4473		-3.9956
Grécia	GR	-3.4749		-6.7246 **		-6.0879 **
Irlanda	IR	-5.4302 **		-6.1197 **		-3.3091
Itália	IT	-3.5963		-3.4188		-4.5072
Holanda	NL	-3.3444		-2.7024		-4.0035
Portugal	PT	-3.4635		-3.0172		-3.2720
Espanha	ES	-3.7388		-3.1996		-4.1979
<b>UE ZONA NÃO EURO</b>						
R. Checa	CZ	-2.3506		-5.1083 *		-3.3742
Dinamarca	DK	-3.5103		-6.9743 **		-3.5989
Hungria	HN	-3.2188		-5.5181 **		-4.3234
Polónia	PO	-3.7989		-5.3187 *		-3.7627
Suécia	SD	-2.8244		-4.4315		-3.8370
R. Unido	UK	-3.5166		-3.4017		-3.9662
<b>NÃO UE</b>						
Noruega	NW	-3.4684		-6.2260 **		-4.2423
Suíça	SW	-3.3860		-3.2967		-3.6489
Hg-Kong	HK	-3.73717		-3.46148		-5.61192 **
Japão	JP	-3.96616		-6.86733 **		-4.09591
EUA	US	-3.36013		-2.22744		-4.62685

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: WinRats). Período: 6/1/1986 a 3/1/2014.

Notas: \*\* significativo ao nível de 1%. \* significativo ao nível de 5%. Valores críticos de Zivot-Andrews (1992): -5.57 (1%) e -5.08 (5%).  $H_0$ : a variável tem uma raiz unitária. Termos exógenos: constante, tendência linear. PI – Índice bolsista; IR6M – tx. juro a 6 meses; IR10Y – tx. juro a 10 anos.

O teste de Zivot-Andrews determina o ponto de quebra de forma endógena, a partir dos dados. Contudo, dada a ausência de quebra sob a hipótese nula de raiz unitária, este teste pode tender a sobrevalorizar a evidência de estacionariedade com quebras de estrutura, como parece ser o nosso caso (ver, *e.g.*, Lee e Strazicich, 2003). Um teste alternativo neste contexto é o teste de Lanne *et al.* (2002), cujos resultados são apresentados na Tabela 6.



Tabela 6. Testes de raiz unitária com quebras estruturais de Lanne *et al.* (2002) para as variáveis PI, IR6M e IR10Y em níveis

País	PI		IR6M		IR10Y	
		t-Stat		t-Stat		t-Stat
<b>UE ZONA EURO</b>						
Áustria	OE	-1.3293		-2.2374		-0.5478
Bélgica	BG	-1.2543		-1.6941		-1.1199
Finlândia	FN	-1.4681		-1.1815		-1.5168
França	FR	-1.2323		-0.9548		-0.9999
Alemanha	BD	-1.1425		0.1869		-0.4839
Grécia	GR	-1.4927		-1.9747		0.7244
Irlanda	IR	-1.3708		-2.3543		-1.4851
Itália	IT	-1.6471		-0.9567		-2.0323
Holanda	NL	-1.3930		0.0706		-0.5479
Portugal	PT	-1.3790		-4.2711 **		-2.1358
Espanha	ES	-1.3675		-3.2430 *		-2.1291
<b>UE ZONA NÃO EURO</b>						
R. Checa	CZ	-1.0164		-0.9961		-1.6683
Dinamarca	DK	0.6932		-1.1986		-1.9784
Hungria	HN	-1.5697		-2.1490		-2.4627
Polónia	PO	-1.0915		-2.5429		-2.7387
Suécia	SD	-0.5670		-3.3639 *		-1.1702
R. Unido	UK	-1.3607		-1.3379		-0.9322
<b>NÃO UE</b>						
Noruega	NW	-0.8973		-1.4664		-2.0390
Suíça	SW	-1.0328		-0.8435		-1.9784
Hg-Kong	HK	-1.2053		-3.0354 *		-1.5164
Japão	JP	-2.3702		-0.8943		-1.2277
EUA	US	-0.1029		-0.6327		-1.5105

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: JMulTi). Período: 6/1/1986 a 3/1/2014.

Notas: \*\* significativo ao nível de 1%. \* significativo ao nível de 5%. Valores críticos de Lanne *et al.* (2002): -3.48 (1%).  $H_0$ : a variável tem uma raiz unitária. Termos exógenos: *shift dummy*. PI – Índice bolsista; IR6M – tx. juro a 6 meses; IR10Y – tx. juro a 10 anos.

Os resultados do teste de Lanne *et al.* (2002) parecem ser mais consistentes com a evolução temporal das séries em estudo do que os do teste ZA. Assim, para além de ter sido detetada a existência de quebras estruturais em todas as séries, a hipótese alternativa de estacionariedade não aparece sobrevalorizada como no teste de Zivot-Andrews. A hipótese nula de existência de raiz unitária não é, aliás, rejeitada em nenhuma das séries de índices bolsistas nem de taxas de juro a dez anos. Apenas se observa a rejeição de  $H_0$  em quatro séries de taxas de juro a seis meses: a 1 % no caso de Portugal e a 5% nos casos de Espanha, Suécia e Hong-Kong.

Em suma, os resultados apresentados indicam a existência de quebras estruturais em todas as séries de dados analisadas, com evidência simultânea de não estacionariedade nos índices de preços nos mercados bolsistas, nas séries de taxas de juro a dez anos e na maioria das séries de taxas de juro a seis meses. Esta evidência condiciona a escolha dos modelos que relacionam a rendibilidade dos capitais próprios com a rendibilidade dos capitais alheios, objeto principal do presente estudo.

Na Tabela 7 apresentam-se as datas das quebras estruturais obtidas pelos testes de Zivot-Andrews (1992) e de Lanne *et al.* (2002) para a variável endógena PI. Optou-se por apresentar apenas as datas das quebras da variável PI nesta tabela uma vez que, sendo esta variável dependente em todos os modelos testados, são estas as quebras que determinam a verdadeira mudança de regime nos sistemas analisados através dos resíduos.

Tabela 7. Quebras estruturais da variável PI (índice bolsista): testes de Zivot-Andrews (1992) e de Lanne *et al.* (2002)

País		ZA	Lanne	País		ZA	Lanne
<b>UE ZONA EURO</b>				<b>UE ZONA NÃO EURO</b>			
Áustria	OE	20-05-2008	<b>19-09-2008</b>	R. Checa	CZ	08-10-2007	<b>29-09-2008</b>
Bélgica	BG	12-10-2007	<b>19-09-2008</b>	Dinamarca	DK	03-09-2008	<b>06-10-2008</b>
Finlândia	FN	27-07-2000	<b>08-11-2007</b>	Hungria	HN	15-05-2008	<b>29-09-2008</b>
França	FR	01-11-2007	<b>06-10-2008</b>	Polónia	PO	16-08-2007	<b>13-12-2007</b>
Alemanha	BD	06-06-2001	<b>28-10-2008</b>	Suécia	SD	21-07-2000	<b>12-10-2007</b>
Grécia	GR	09-01-2008	<b>29-09-2008</b>	R. Unido	UK	11-06-2001	<b>19-09-2008</b>
Irlanda	IR	05-06-2007	<b>29-09-2008</b>	<b>NÃO UE</b>			
Itália	IT	15-10-2007	<b>13-10-2008</b>	Noruega	NW	12-08-2004	<b>19-09-2008</b>
Holanda	NL	15-10-2007	<b>06-10-2008</b>	Suíça	SW	12-10-2007	<b>13-10-2008</b>
Portugal	PT	27-12-2007	<b>06-10-2008</b>	Hg-Kong	HK	15-08-1997	<b>23-01-2008</b>
Espanha	ES	10-05-2010	<b>20-05-2008</b>	Japão	JP	18-07-1990	<b>20-10-1987</b>
				EUA	US	06-06-2008	<b>29-09-2008</b>

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: WinRats e JMulTi). Período: 6/1/1986 a 3/1/2014.

Nota: As datas escolhidas encontram-se na coluna **Lanne**.

De salientar que as datas reportadas ocorrem todas entre Outubro de 2007 e Outubro de 2008, exceto no caso do Japão que ocorre em Outubro de 1987. À exceção do Japão, portanto, as quebras estruturais relevantes no mercado bolsista dos restantes países analisados ocorrem entre a crise do *sub-prime* e a crise da dívida soberana. Este período marca, deste modo, uma mudança importante no comportamento dos índices bolsistas, mudança essa que pode, por sua vez, ter provocado uma alteração na relação en-

tre a rentabilidade dos capitais próprios e dos capitais alheios, fundamental na escolha do financiamento ótimo das empresas. Este tema será abordado no próximo capítulo.



## 4 Cointegração e Quebras Estruturais

No capítulo 3 analisámos as propriedades estatísticas das variáveis representativas dos índices bolsistas (PI) e das taxas de juro a curto (IR6M) e longo prazo (IR10Y) dos vinte e dois mercados selecionados. Importa agora proceder à análise da relação entre a rendibilidade dos mercados bolsistas e as taxas de juro. A rendibilidade dos mercados bolsistas representa a remuneração primária dos capitais próprios das empresas cotadas em bolsa. As taxas de juro representam a remuneração dos capitais alheios em diversas maturidades. No nosso caso interessou sobretudo considerar as taxas de juro a seis meses e a dez anos como sendo aquelas que maior representatividade têm no financiamento externo das grandes empresas e da administração central. Note-se, contudo, que mesmo em maturidades longas são muitas vezes utilizadas taxas de juro variáveis a seis meses ou até menos, dependendo da conjuntura do mercado, pelo sector empresarial.

Uma primeira questão que é necessário considerar tem a ver com a direção da causalidade entre a rendibilidade dos capitais próprios e dos capitais alheios. Isto, claro, na certeza que estamos a lidar com variáveis que são em geral não estacionárias e apresentam quebras de estrutura dentro do período em análise. Esta questão implica o uso de modelos de cointegração com quebras estruturais uniequacionais ou multiequacionais. No primeiro caso insere-se o modelo de regressão de Gregory-Hansen (1996). No segundo caso insere-se a metodologia de Johansen (1988, 1991) aplicada a sistemas VAR. A grande vantagem do uso de sistemas VAR consiste na possibilidade de tratar *a priori* todas as variáveis do sistema como endógenas. Têm no entanto a desvantagem de serem modelos na forma reduzida. Neste caso, as quebras estruturais são obtidas por variáveis *dummy* representativas do período da quebra e pós quebra em cada país, decompondo em seguida as amostras nos períodos pré e pós-quebra (ou crise). Começamos então pela modelação da média sem nos preocuparmos de momento com a questão da volatilidade ou variância.

Este capítulo está organizado do seguinte modo. Na secção 4.1 é analisada a questão da cointegração entre índices bolsistas e taxas de juro no contexto de quebras estruturais, onde são apresentados e discutidos os resultados dos testes de Gregory-Hansen.

Na secção 4.2 são discutidos os resultados das regressões em modelos GH uniequacionais e o efeito das respetivas quebras estruturais. Na secção 4.3 são apresentados os resultados dos testes de cointegração multiequacionais (Johansen), decompondo a amostra em período pré-crise e pós-crise de acordo com as datas das quebras obtidas nos testes de raiz unitária da variável índice bolsista (ver capítulo 3). Na secção seguinte discutem-se os resultados dos modelos VEC estimados com base em amostras separadas e o capítulo conclui com um resumo das principais conclusões obtidas.

#### **4.1 Teste de Gregory-Hansen**

Sendo as variáveis em estudo em geral não estacionárias importa analisar se estão cointegradas com vista a poder estabelecer relações de causa-efeito entre elas. No caso de ausência de cointegração estamos perante relações espúrias entre as variáveis do modelo. Para além disso, devemos utilizar modelos que permitam distinguir se a ausência de cointegração, caso se verifique, se deve à inexistência de uma relação causal entre as variáveis ou se resulta de fenómenos extremos que conduzem à mudança na estrutura e comportamento das variáveis. Neste caso, é possível o efeito da quebra estrutural sobrepor-se à inexistência de relação causal entre as variáveis, atribuindo à segunda os efeitos que, na realidade resultam da primeira. Um teste muito popular para deteção de cointegração na presença de quebras estruturais é o teste de Gregory-Hansen (1996). Os resultados encontram-se na Tabela 8. Nas Figuras 9-10 apresenta-se a deteção do momento da quebra estrutural pelo teste de GH.

Os modelos de GH testados utilizam o índice bolsista de cada mercado como variável endógena e a taxa de juro (a seis meses e a dez anos, separadamente) como variável exógena. O pressuposto, neste caso, é que a rendibilidade dos capitais próprios é uma função da rendibilidade dos capitais alheios a curto e longo prazo. As séries foram previamente logaritmizadas. As quebras de estrutura obtidas endogenamente pelos testes de Gregory-Hansen correspondem, aproximadamente, às datas obtidas nos testes univariados de raiz unitária com quebras estruturais de alguns índices bolsistas. Estas datas estão, em geral, mais próximas das obtidas pelo teste de Lanne *et al.* (2002) do que das obtidas pelo teste de Zivot-Andrews (1992).

Tabela 8. Testes de cointegração com quebras estruturais de GH (Gregory-Hansen, 1996)

País	ln(IR6M)			ln(IR10Y)		
		t-Stat	Data		t-Stat	Data
<b>UE ZONA EURO</b>						
Áustria	OE	-3.5070	24-09-2008		-4.8730	31-07-2009
Bélgica	BG	-3.7400	24-09-2008		-5.0790	12-09-2008
Finlândia	FN	-2.3820	04-06-2008		-5.7560 *	01-09-2008
França	FR	-3.1130	17-09-2008		-6.0470 **	25-09-2008
Alemanha	BD	-3.2120	19-09-2008		-5.8860 *	25-09-2008
Grécia	GR	-3.2470	16-10-2009		-5.8520 *	07-01-2010
Irlanda	IR	-2.6150	25-05-2009		-5.5370 *	12-09-2008
Itália	IT	-2.2750	09-03-2009		-5.8140 *	25-09-2008
Holanda	NL	-3.2860	24-09-2008		-5.4760	12-09-2008
Portugal	PT	-3.2360	15-10-2009		-5.5760 *	06-05-2010
Espanha	ES	-3.9090	15-10-2009		-6.3820 **	29-09-2008
<b>UE ZONA NÃO EURO</b>						
R. Checa	CZ	-3.5410	23-09-2008		-4.0450	03-11-2008
Dinamarca	DK	-3.5140	10-09-2008		-5.4970 *	23-09-2008
Hungria	HN	-3.6260	18-09-2008		-5.6100 *	30-06-2010
Polónia	PO	-5.1440	30-09-2008		-6.8260 **	25-08-2010
Suécia	SD	-3.7920	02-09-2008		-5.6660 *	01-10-2009
R. Unido	UK	-3.9420	19-09-2008		-5.6210 *	02-09-2009
<b>NÃO UE</b>						
Noruega	NW	-4.9250	22-09-2008		-5.7950 *	01-10-2009
Suíça	SW	-3.1620	15-10-2009		-5.3440	01-10-2008
Hg-Kong	HK	-3.7660	15-09-2008		-5.6010 *	22-09-1998
Japão	JP	-3.9130	24-08-2009		-6.7820 **	25-09-2008
EUA	US	-2.9270	24-09-2008		-6.6450 **	29-09-2008

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: WinRats). Período: 6/1/1986 a 3/1/2014.

Notas: \*\* significativo ao nível de 1%. \* significativo ao nível de 5%. Valores críticos de Gregory-Hansen (1996): -6.02 (1%) e -5.50 (5%).  $H_0$ : ln(PI) não está cointegrada com ln(IR). Termos exógenos: constante, tendência linear. Datas calculadas endogenamente.

Os resultados apresentados na Tabela 8 apontam para a ausência de cointegração entre PI e IR6M mas confirmam cointegração entre PI e IR10Y em 17 das 22 relações analisadas.<sup>34</sup> Uma possível razão para a existência de uma co-movimentação entre os preços na bolsa e as taxas de juro a longo prazo mas ausência da mesma com as taxas de juro a curto prazo reside na proximidade da maturidade dos capitais próprios e alheios no primeiro caso. Os investidores institucionais podem entender os investimentos em bolsa ou em obrigações a longo prazo como alternativos, sem igual correspondência com os investimentos a prazos mais curtos remunerados por taxas de juro de curto prazo (Dittmar e Thakor, 2007). Contudo, pode estar apenas em causa um

<sup>34</sup> Dado que as variáveis foram previamente logaritimizadas usaremos, por vezes, indistintamente, a designação PI ou ln(PI) e IR ou ln(IR), desde que tal não cause confusão em termos de interpretação.

problema de especificação do modelo uma vez que o teste de GH é uniequacional e exige a prévia definição das variáveis endógenas e exógenas.

Os gráficos apresentados nas Figuras 9-10 indicam a existência de quebras estruturais acentuadas em todos os mercados sobretudo no período 2008-2010. A exceção é Hong-Kong na relação do índice bolsista com a taxa de juro a dez anos, onde a quebra estrutural foi apurada em 1998. É interessante, no entanto, constatar a evolução dos testes de GH ao longo do período, com diferenças significativas entre alguns mercados nas taxas de juro a curto prazo mas não tanto nas taxas de juro a longo prazo.

Figura 9. Testes de cointegração de Gregory-Hansen (1996) com uma quebra estrutural. Variável exógena: taxa de juro a seis meses -  $\ln(IR6M)$

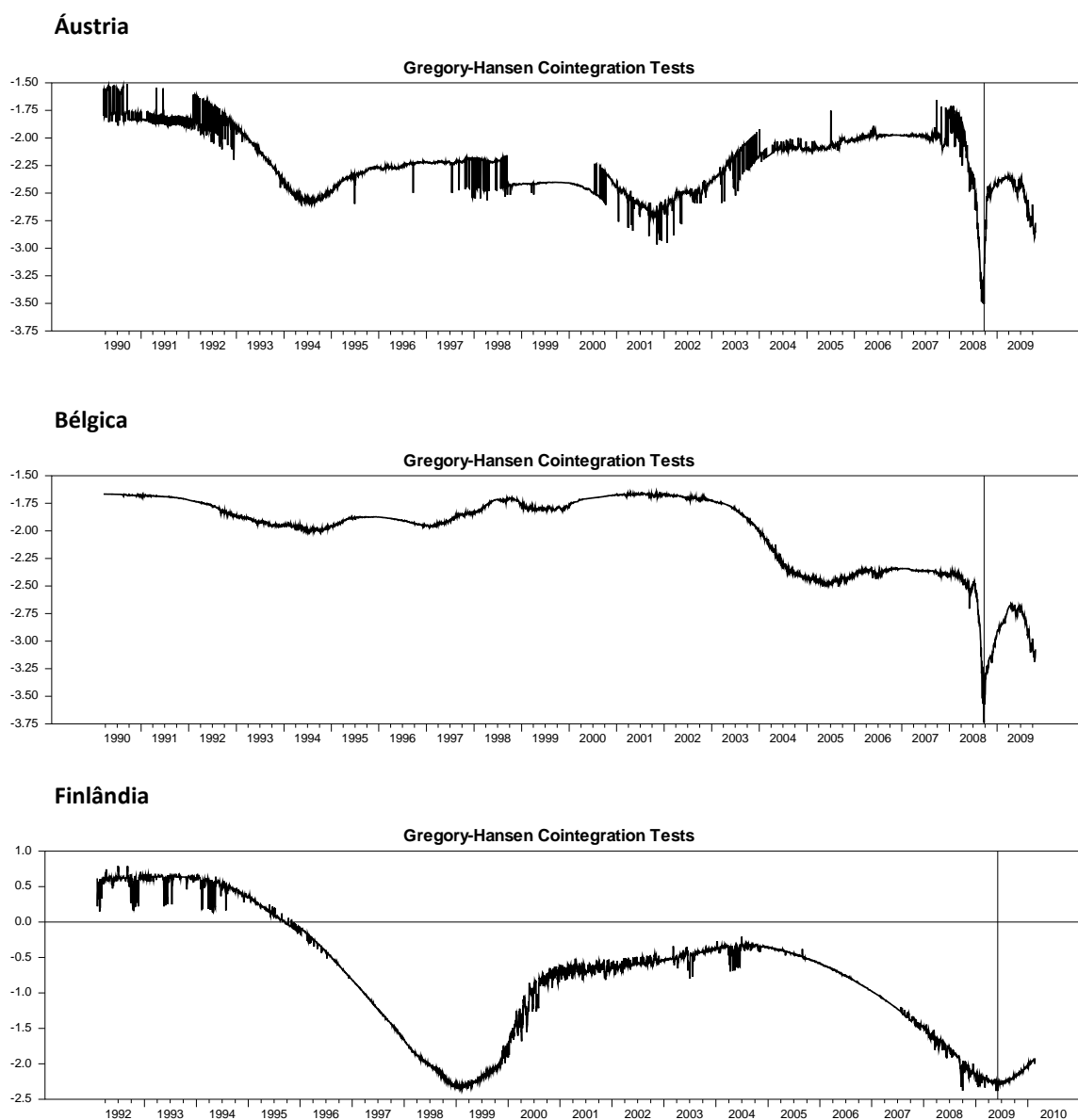




Figura 9. Testes de cointegração de Gregory-Hansen (1996) com uma quebra estrutural. Variável exógena: taxa de juro a seis meses -  $\ln(IR6M)$  (continuação)

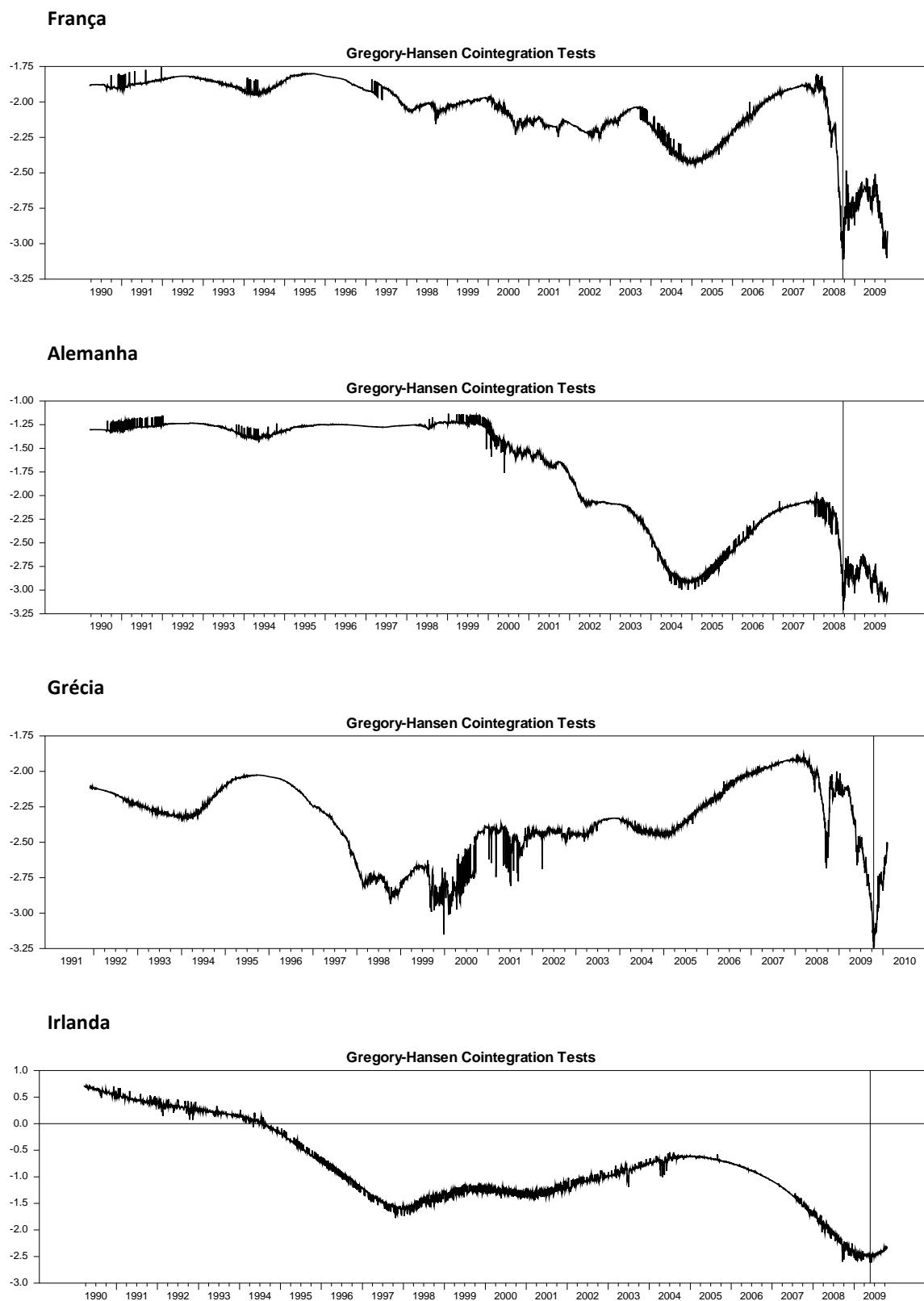


Figura 9. Testes de cointegração de Gregory-Hansen (1996) com uma quebra estrutural. Variável exógena: taxa de juro a seis meses -  $\ln(\text{IR6M})$  (continuação)

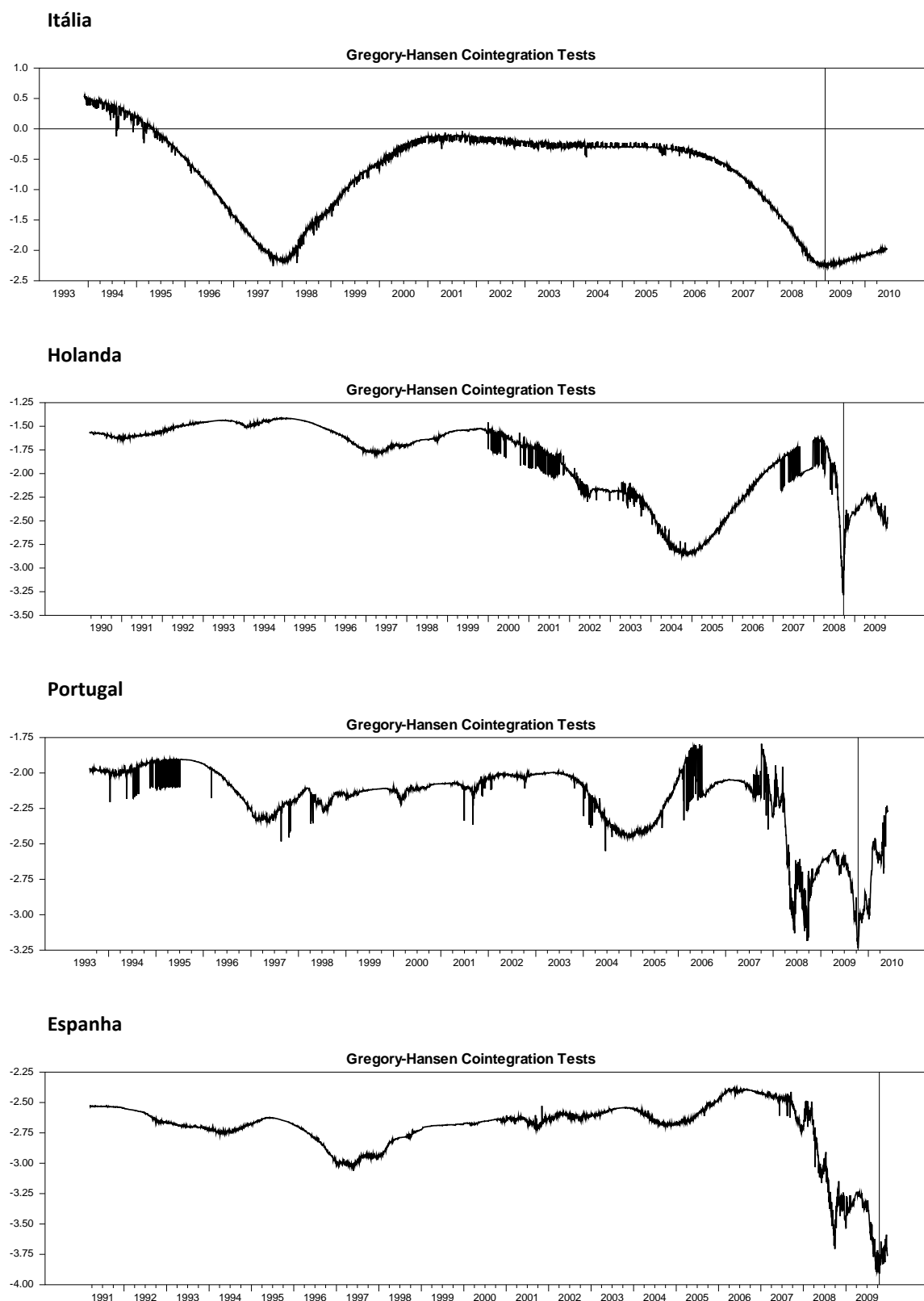
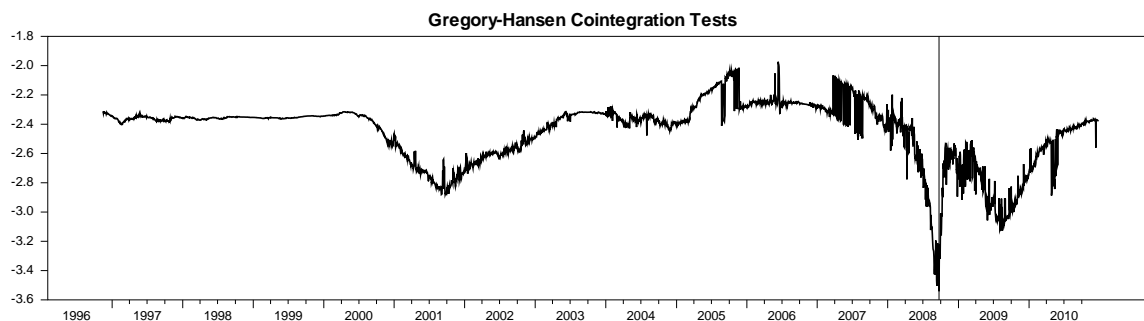
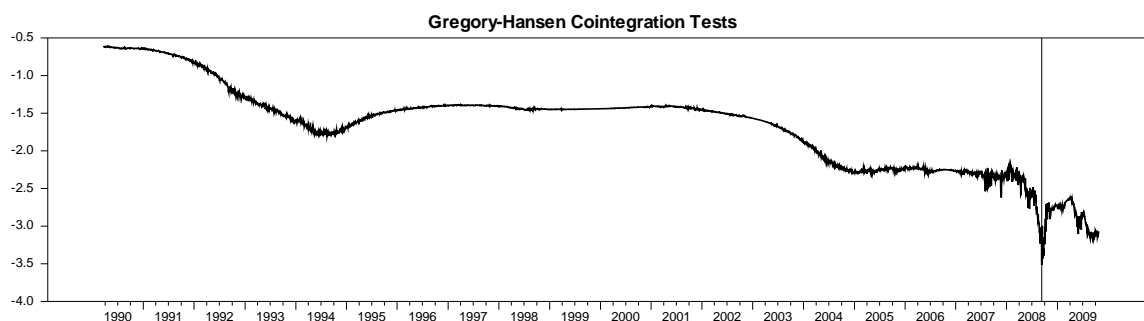


Figura 9. Testes de cointegração de Gregory-Hansen (1996) com uma quebra estrutural. Variável exógena: taxa de juro a seis meses -  $\ln(IR6M)$  (continuação)

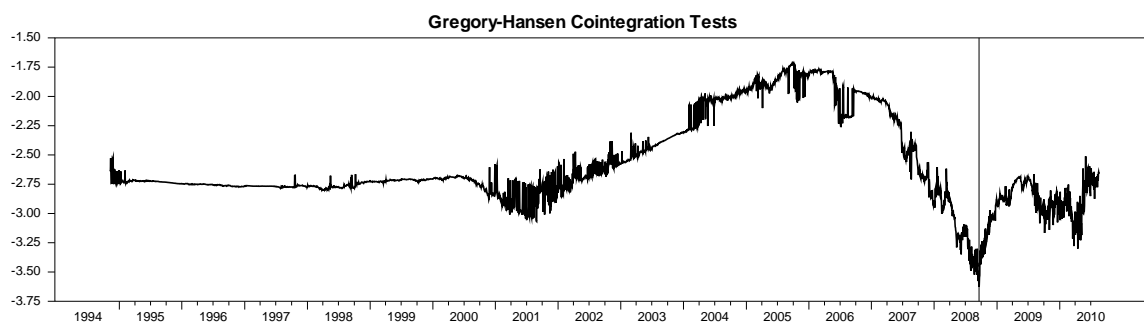
**R. Checa**



**Dinamarca**



**Hungria**



**Polónia**

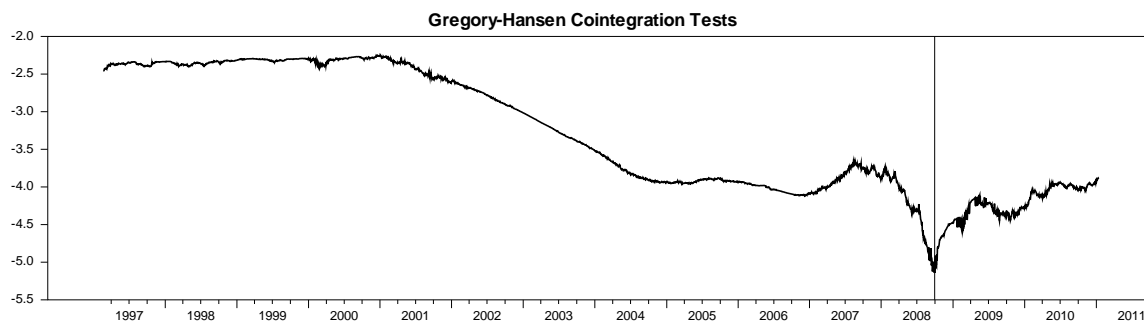


Figura 9. Testes de cointegração de Gregory-Hansen (1996) com uma quebra estrutural. Variável exógena: taxa de juro a seis meses -  $\ln(IR6M)$  (continuação)

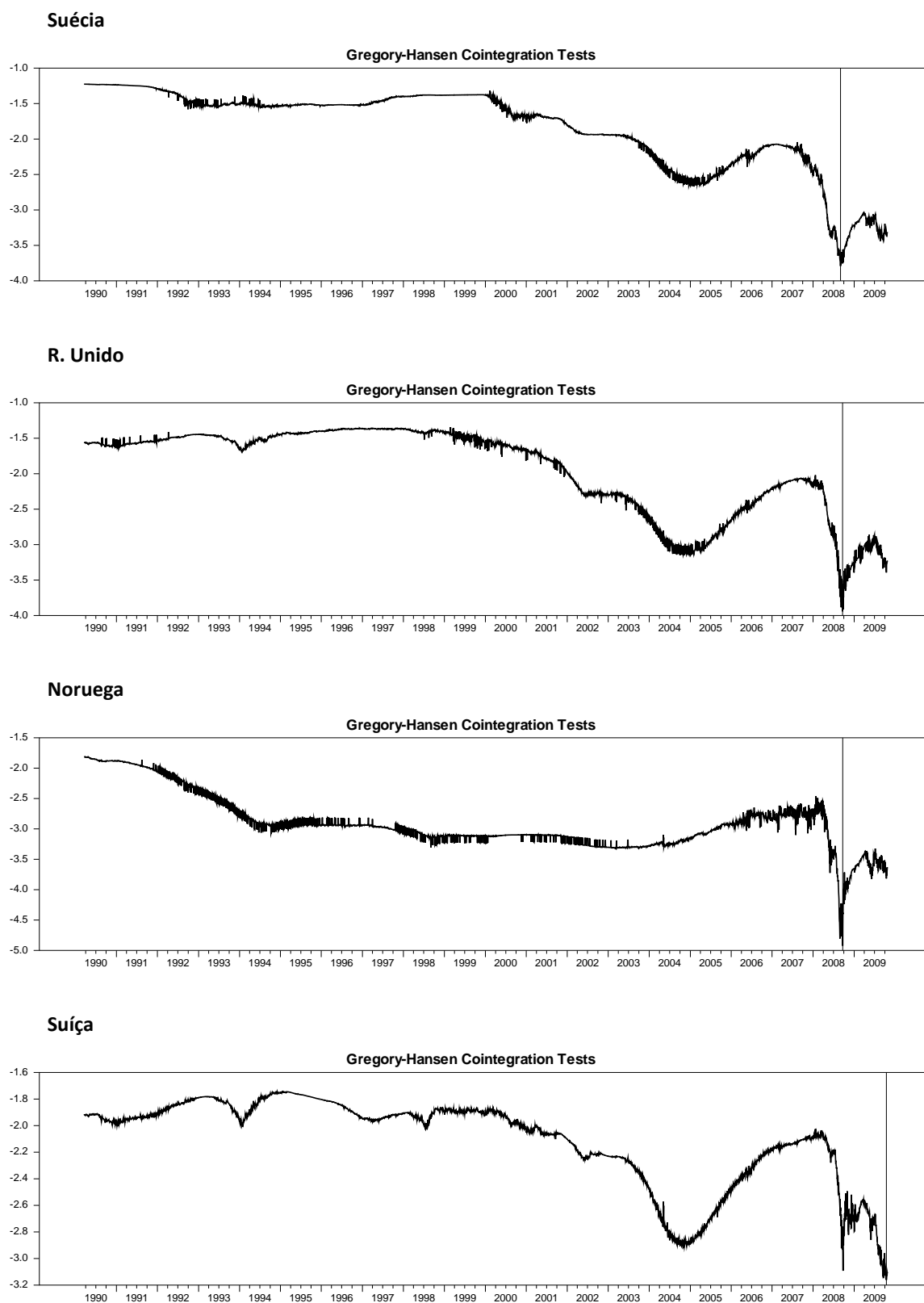
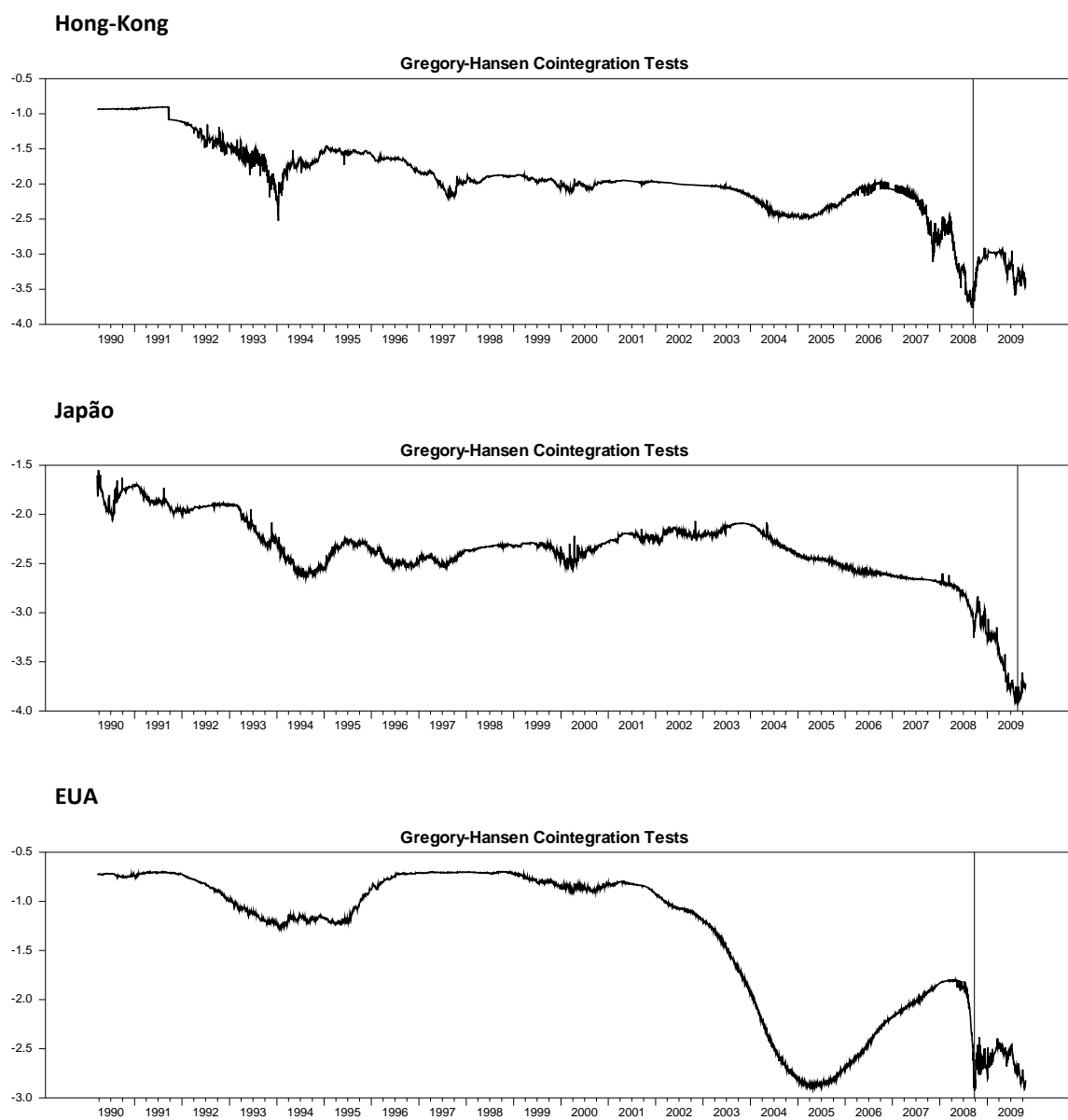


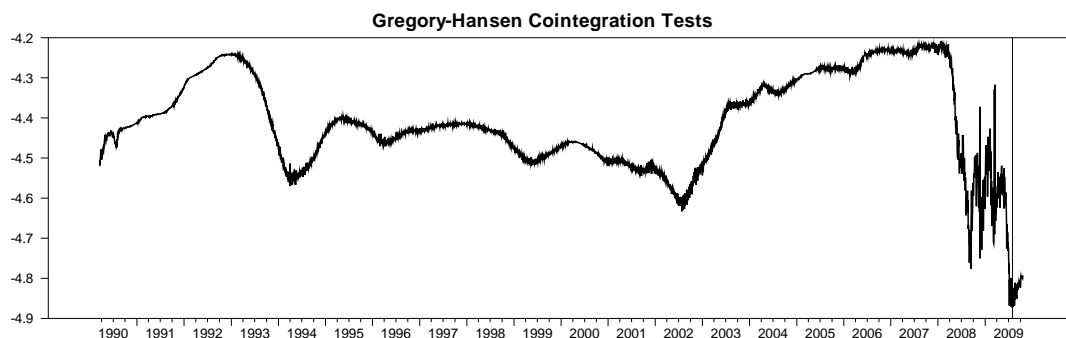
Figura 9. Testes de cointegração de Gregory-Hansen (1996) com uma quebra estrutural. Variável exógena: taxa de juro a seis meses -  $\ln(IR6M)$  (continuação)



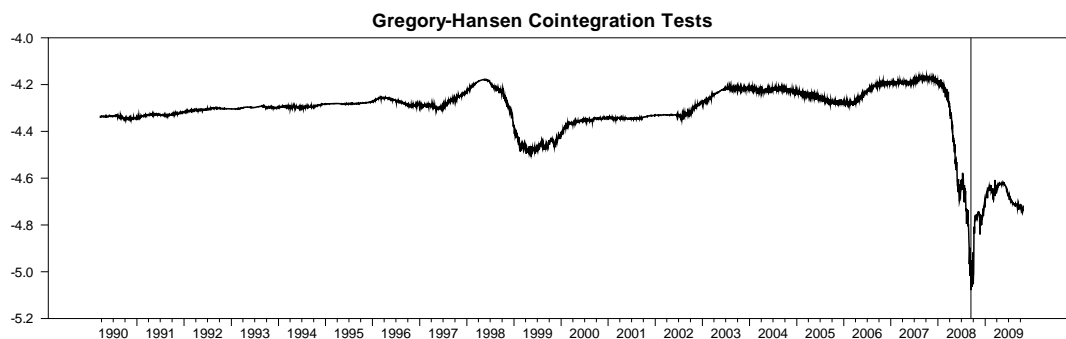
Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: WinRats). Período: 6/1/1986 a 3/1/2014.

Figura 10. Testes de cointegração de Gregory-Hansen (1996) com uma quebra estrutural. Variável exógena: taxa de juro a dez anos -  $\ln(IR10Y)$

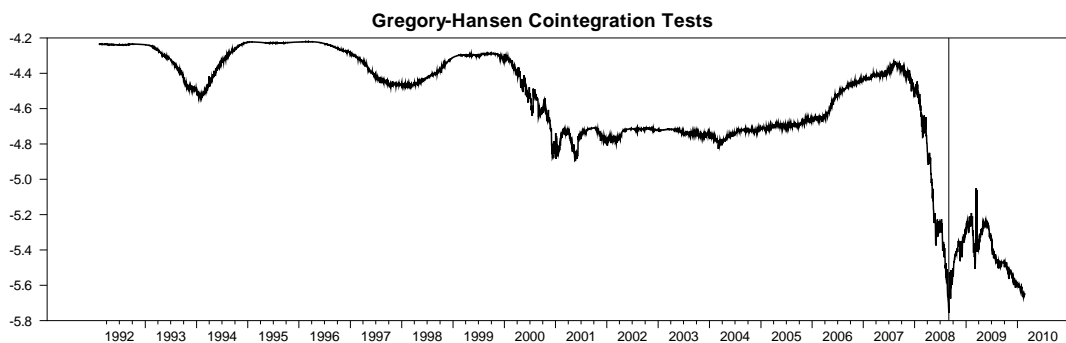
**Áustria**



**Bélgica**



**Finlândia**



**França**

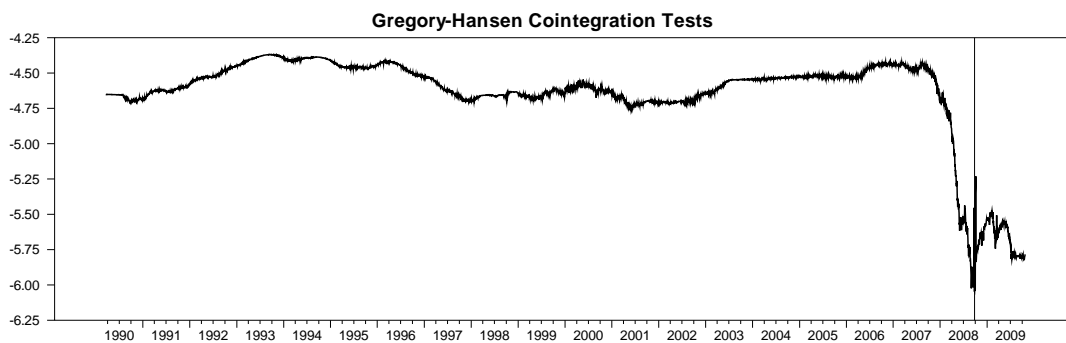
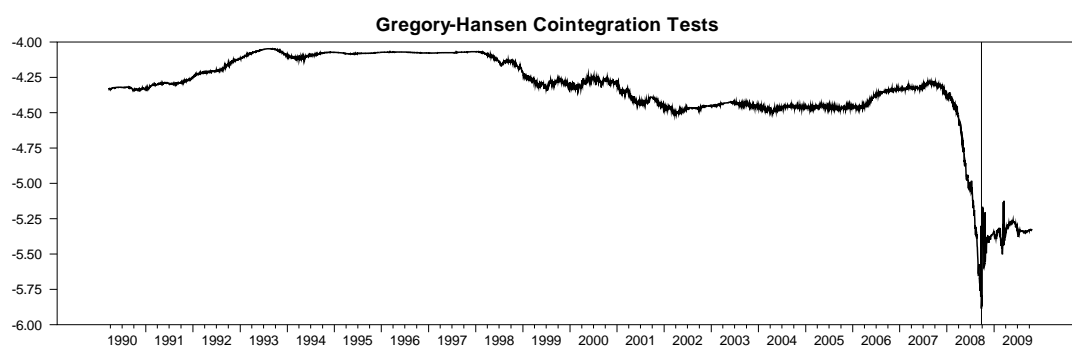
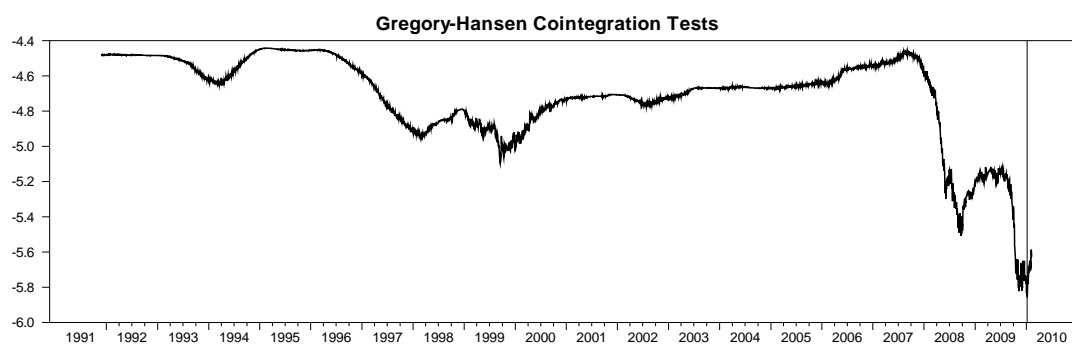


Figura 10. Testes de cointegração de Gregory-Hansen (1996) com uma quebra estrutural. Variável exógena: taxa de juro a dez anos -  $\ln(IR10Y)$  (continuação)

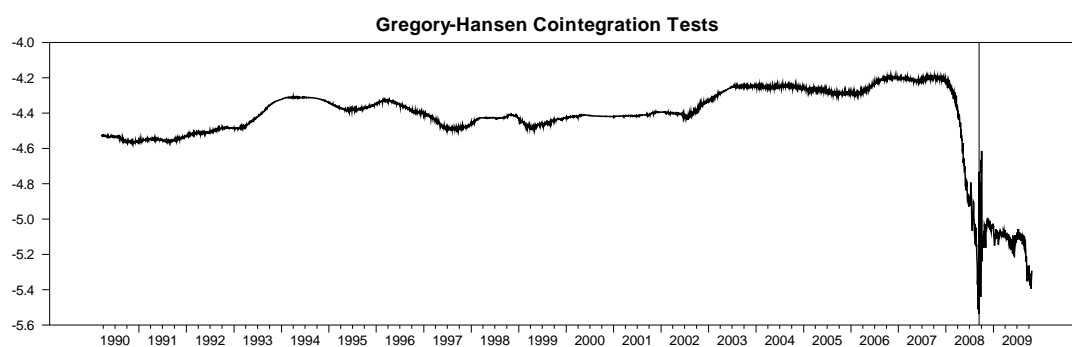
**Alemanha**



**Grécia**



**Irlanda**



**Itália**

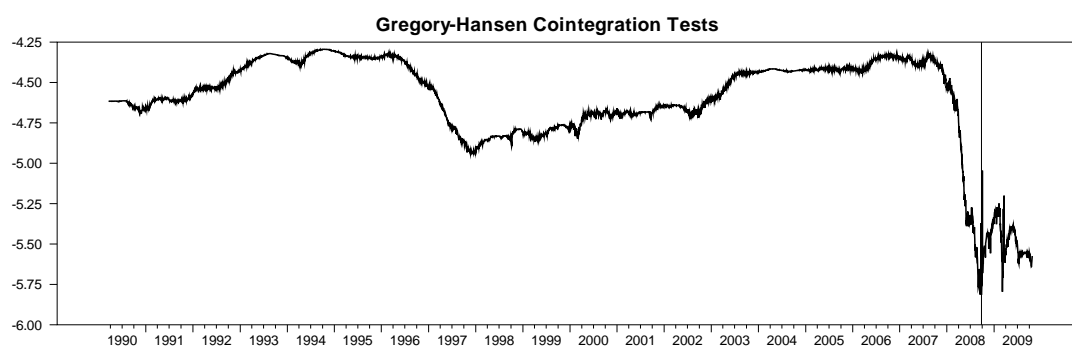
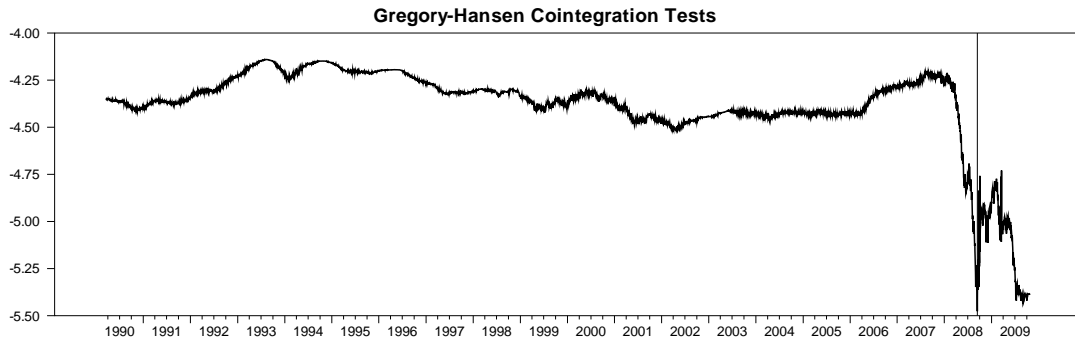
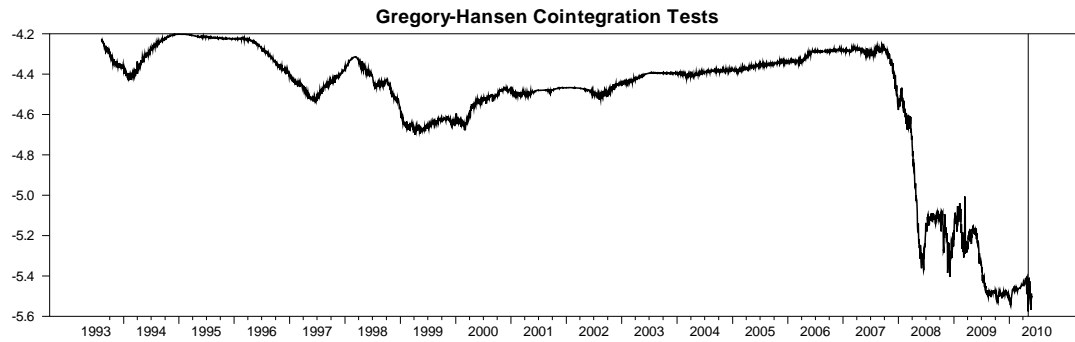


Figura 10. Testes de cointegração de Gregory-Hansen (1996) com uma quebra estrutural. Variável exógena: taxa de juro a dez anos -  $\ln(IR10Y)$  (continuação)

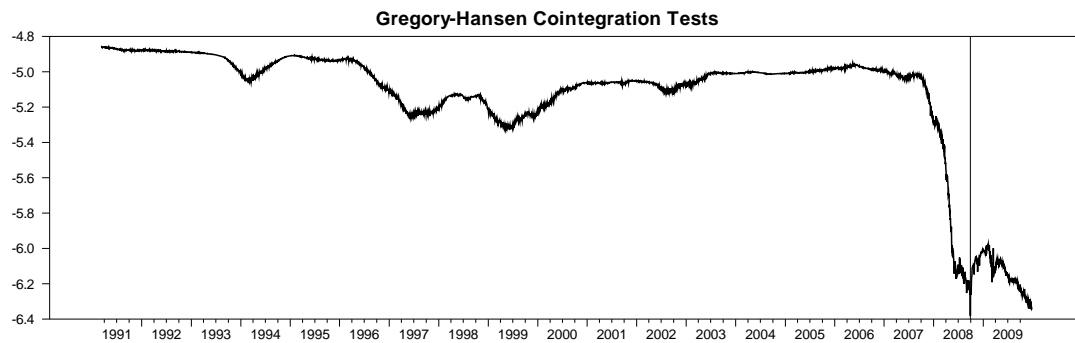
**Holanda**



**Portugal**



**Espanha**



**R. Checa**

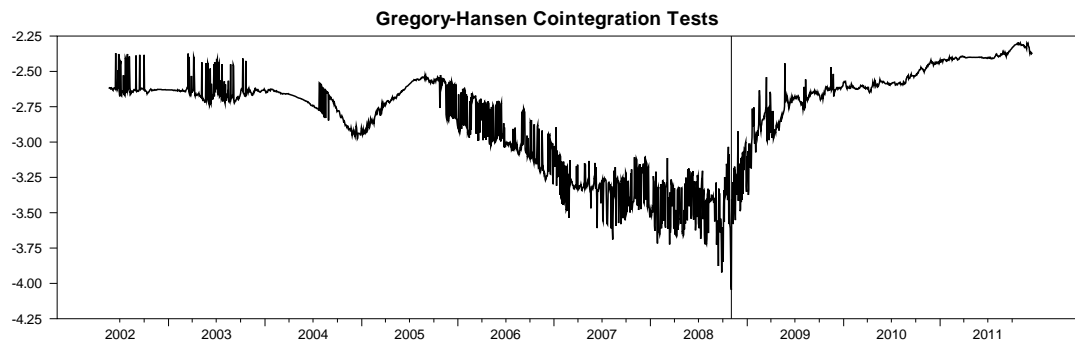




Figura 10. Testes de cointegração de Gregory-Hansen (1996) com uma quebra estrutural. Variável exógena: taxa de juro a dez anos -  $\ln(IR10Y)$  (continuação)

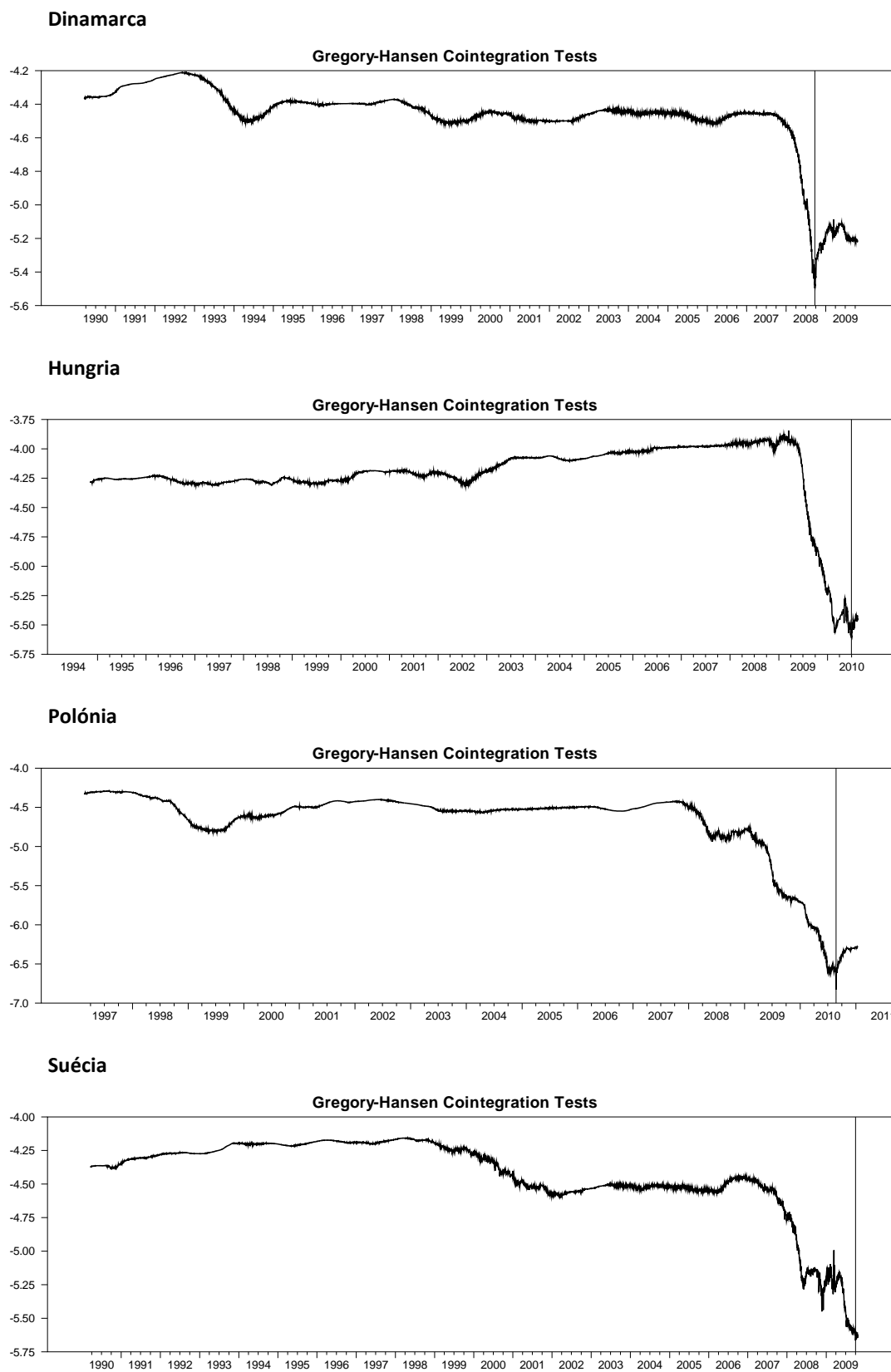
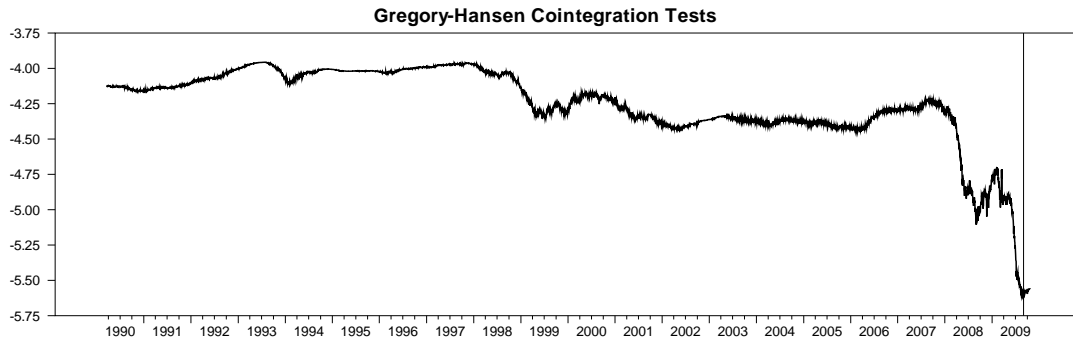
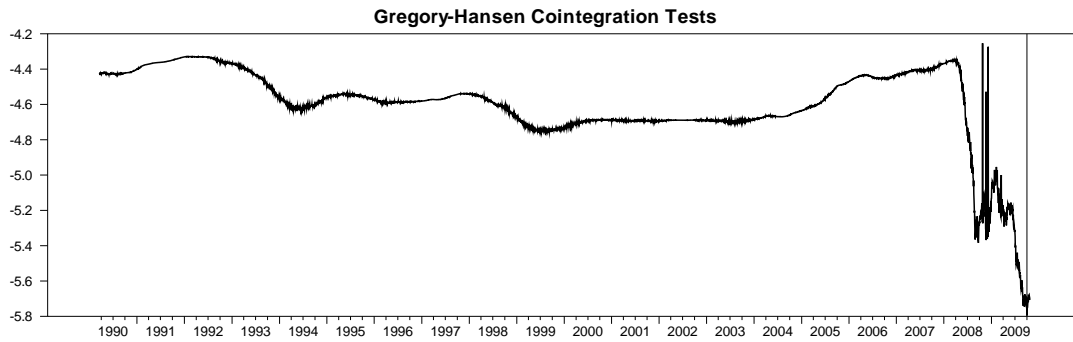


Figura 10. Testes de cointegração de Gregory-Hansen (1996) com uma quebra estrutural. Variável exógena: taxa de juro a dez anos -  $\ln(IR10Y)$  (continuação)

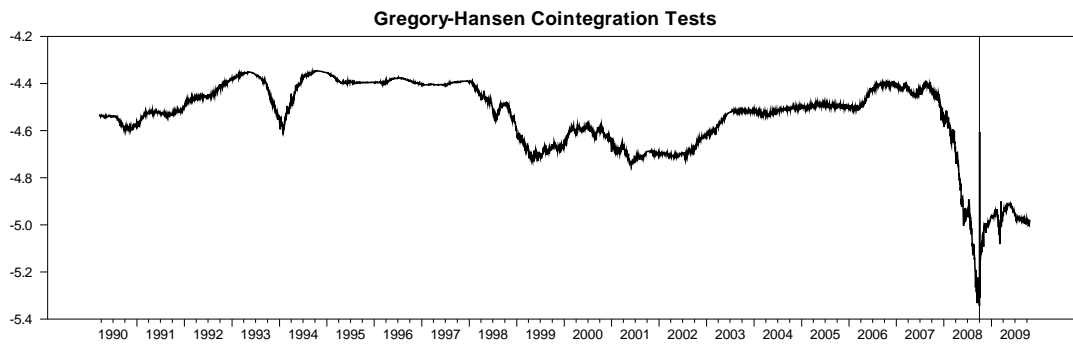
**R. Unido**



**Noruega**



**Suíça**



**Hong-Kong**

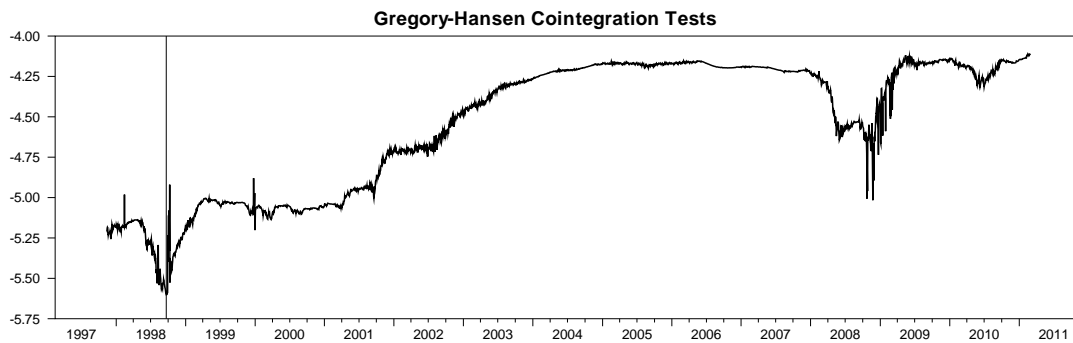
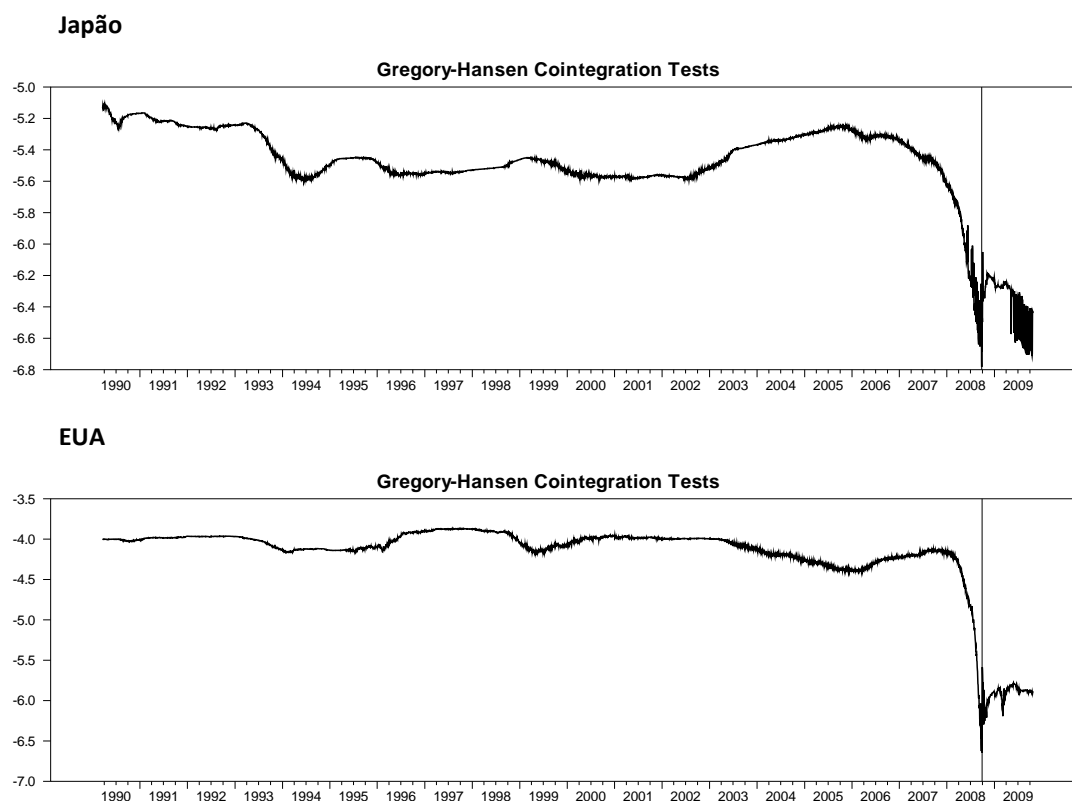


Figura 10. Testes de cointegração de Gregory-Hansen (1996) com uma quebra estrutural. Variável exógena: taxa de juro a dez anos -  $\ln(IR10Y)$  (continuação)



Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: WinRats). Período: 6/1/1986 a 3/1/2014.

## 4.2 Estimação do Modelo GH

Os resultados apresentados na Tabela 9 referem-se à regressão de Gregory-Hansen onde o logaritmo do índice bolsista (PI) de cada país é modelado como uma função linear de uma constante, de uma *dummy* que assume o valor 1 após a data da quebra estrutural do índice bolsista, de uma tendência determinística linear, do logaritmo da taxa de juro a seis meses (IR6M) e de um termo interativo entre a *dummy* e o logaritmo da respetiva taxa de juro. O método de estimação usado foi OLS.

É de salientar que todos os parâmetros estimados são significativos ao nível de 5% (apenas um) ou inferior (restantes) e que o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) das equações estimadas varia entre um mínimo de 0.696 (Japão) e um máximo de 0.966 (Dinamarca). Os coeficientes  $\alpha_0$  e  $\alpha_1$  denotam o efeito percentual de uma variação na taxa de

juro a seis meses no índice da bolsa do respetivo país. O coeficiente  $\alpha_0$  é sempre positivo e o coeficiente  $\alpha_1$  é sempre negativo, exceto no caso da Grécia, onde é também positivo (0.29). Todos os coeficientes  $\alpha_0$  e  $\alpha_1$  são significativos ao nível de 1%. Estes resultados devem ser analisados em conjunto. Quer isto dizer que no período pré-crise o efeito percentual no índice bolsista (PI) de uma variação de 1% na taxa de juro a seis meses (IR6M) é dado por  $\alpha_0$ , uma vez que a *dummy* assume, neste caso, o valor zero. Já no período pós-crise, onde a *dummy* assume o valor 1, o efeito é dado pela soma de  $\alpha_0$  com  $\alpha_1$ .

Tabela 9. Regressão de GH (Gregory-Hansen, 1996) com quebras estruturais: ln(IR6M)

País		$\mu_0$	$\mu_1$	$\beta$	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$R^2$
<b>UE ZONA EURO</b>							
Áustria	OE	3.9683 **	-0.3151 **	0.0003 **	0.2706 **	-0.3271 **	0.805 **
Bélgica	BG	4.2326 **	-0.4213 **	0.0003 **	0.3090 **	-0.4564 **	0.923 **
Finlândia	FN	2.9451 **	-0.8186 **	0.0006 **	0.4055 **	-0.2325 **	0.784 **
França	FR	4.3510 **	-0.4854 **	0.0004 **	0.2250 **	-0.2268 **	0.896 **
Alemanha	BD	3.7306 **	-0.2043 **	0.0003 **	0.3013 **	-0.3570 **	0.855 **
Grécia	GR	4.4924 **	-1.4488 **	0.0006 **	0.2486 **	0.2880 **	0.710 **
Irlanda	IR	4.4170 **	-1.1460 **	0.0005 **	0.2505 **	-0.2390 **	0.915 **
Itália	IT	4.1453 **	-0.5547 **	0.0003 **	0.2550 **	-0.1781 **	0.705 **
Holanda	NL	4.0409 **	-0.6855 **	0.0004 **	0.2665 **	-0.3124 **	0.834 **
Portugal	PT	3.3230 **	-0.3889 **	0.0003 **	0.3335 **	-0.2391 **	0.737 **
Espanha	ES	3.6128 **	-0.4409 **	0.0004 **	0.3038 **	-0.1572 **	0.893 **
<b>UE ZONA NÃO EURO</b>							
R. Checa	CZ	2.6983 **	0.1249 **	0.0005 **	0.3408 **	-0.1181 **	0.770 **
Dinamarca	DK	4.0012 **	-0.3517 **	0.0005 **	0.2577 **	-0.3571 **	0.966 **
Hungria	HN	2.9183 **	-0.7292 **	0.0007 **	0.3635 **	-0.2296 **	0.883 **
Polónia	PO	2.3951 **	-0.2019 **	0.0004 **	0.3181 **	-0.3532 **	0.844 **
Suécia	SD	3.9616 **	-0.2430 **	0.0005 **	0.4094 **	-0.5047 **	0.926 **
R. Unido	UK	4.4678 **	-0.3146 **	0.0003 **	0.2005 **	-0.3051 **	0.895 **
<b>NÃO UE</b>							
Noruega	NW	3.8169 **	-0.1145 **	0.0005 **	0.4413 **	-0.4625 **	0.957 **
Suíça	SW	4.0406 **	-0.5161 **	0.0004 **	0.2364 **	-0.1973 **	0.908 **
Hg-Kong	HK	4.5078 **	-0.3054 **	0.0004 **	0.1913 **	-0.2821 **	0.877 **
Japão	JP	4.4795 **	0.0201 *	0.0000 **	0.3439 **	-0.4483 **	0.696 **
EUA	US	4.4146 **	-0.5519 **	0.0004 **	0.1606 **	-0.2623 **	0.917 **

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: EViews). Período: 6/1/1986 a 3/1/2014.

Notas: \*\* significativo ao nível de 1%. \* significativo ao nível de 5%. Variável endógena: ln(PI). Termos ou variáveis exógenas: constante, *dummy* pós quebra, tendência linear, ln(IR6M) e termo interativo.

Assim, no período pré-crise, um aumento de 1% na taxa de juro a seis meses tinha, *ceteris paribus*, um impacto positivo entre 0.16% (EUA) e 0.44% (Noruega) no índice

bolsista. Este impacto situa-se acima dos 0.40% em mais dois países nórdicos: Suécia e Finlândia. Ou seja, nestes mercados nórdicos, antes da crise de 2008, a sensibilidade da variação dos preços na bolsa em função de variações nas taxas de juro a seis meses é, pelo menos, duas vezes maior do que no mercado dos EUA (muitas vezes considerado, porventura erradamente, como *benchmark*). No caso dos países intervencionados da Zona Euro, o impacto é de 0.25% no caso da Grécia e da Irlanda e de 0.33% no caso de Portugal. O impacto médio global nos vinte e dois países analisados é de 0.29%, no período pré-crise, sendo ligeiramente mais elevado em média nos países da UE não integrados na Zona Euro do que nos restantes países.

No que respeita ao período pós-crise houve mercados que mantiveram impactos positivos (por ordem decrescente: Grécia, República Checa, Finlândia, Espanha, Hungria, Portugal, Itália, Suíça e Irlanda). Os restantes mercados registaram um efeito global ( $\alpha_0 + \alpha_1$ ) negativo, variando entre -0.002% (França) e -0.147% (Bélgica). A média dos impactos positivos no período pós-crise é de 0.16%. De modo análogo, a média dos impactos negativos no período pós-crise é de -0.07%. A média global do impacto de uma variação de 1% na taxa de juro a seis meses nos índices bolsistas no período pós-crise é, *ceteris paribus*, de 0.02%. No caso de Portugal e da Irlanda, um acréscimo de 1% na taxa de juro a seis meses após 2008 implica, *ceteris paribus*, um acréscimo de, respetivamente, 0.09% e 0.01% no valor do índice bolsista. Já no caso da Grécia, o impacto é também positivo mas na ordem dos 0.54%, acumulando um efeito positivo após a crise ao efeito positivo existente antes da crise. Em termos globais, no período pós-crise, o impacto médio é positivo nos países da UE (0.04%) e negativo nos restantes (-0.06%). Dentro da UE, o impacto médio positivo é maior na Zona Euro (0.07%) do que fora dela (0.004%).

A constante  $\mu_0$  e o parâmetro da tendência linear  $\beta$  são significativamente positivos ao nível de 1%. O coeficiente da tendência linear varia entre um valor positivo negligenciável (Japão) e 0.0007 (Hungria). Neste último caso, por exemplo, PI cresce, *ceteris paribus*, a um ritmo de 0.18% ao ano, considerando anualmente 260 dias de transações. Em termos médios, para o conjunto dos vinte e dois países, a taxa de crescimento anual de PI ronda 0.10% ao longo do período considerado. Finalmente,  $\mu_1$  é significativamente negativo em quase todos os países à exceção da República Checa e do Japão. No caso

de Portugal, por exemplo, o índice bolsista é, em média, 39% inferior após a crise de 2008 do que antes da crise, mantendo tudo o resto constante. Em termos médios globais, a quebra durante e após a crise é de cerca de 46% em relação ao período pré-crise, tendo sido a Zona Euro a mais afetada com uma quebra de 63%. Apesar da aparente contradição entre estes resultados e os reportados no parágrafo anterior ( $\alpha_0$  e  $\alpha_1$ ), trata-se de duas leituras distintas uma vez que o coeficiente da *dummy* ( $\mu_1$ ) reflete o posicionamento médio do índice bolsista no período pós-crise relativamente ao período pré-crise. Já  $\alpha_0$  e  $\alpha_1$  medem o impacto linear de longo-prazo entre a taxa de juro e o índice bolsista.

A Tabela 10 apresenta os resultados para a taxa de juro a dez anos (IR10Y), mantendo-se o resto da estrutura do modelo semelhante à da Tabela 9.

Tabela 10. Regressão de GH (Gregory-Hansen, 1996) com quebras estruturais: ln(IR10Y)

País		$\mu_0$	$\mu_1$	$\beta$	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$R^2$
<b>UE ZONA EURO</b>							
Áustria	OE	2.7695 **	-	0.0004 **	0.7946 **	-0.3026 **	0.797 **
Bélgica	BG	3.4204 **	0.1135 **	0.0004 **	0.6565 **	-0.5678 **	0.878 **
Finlândia	FN	1.2411 **	-0.7158 **	0.0007 **	1.1336 **	-0.2271 **	0.777 **
França	FR	3.6754 **	-0.4277 **	0.0004 **	0.5152 **	-0.1061 **	0.886 **
Alemanha	BD	3.0179 **	0.1363 **	0.0003 **	0.6044 **	-0.4169 **	0.812 **
Grécia	GR	7.2863 **	0.8431 **	-0.0001 **	0.2516 **	-0.7972 **	0.729 **
Irlanda	IR	3.7799 **	-0.9938 **	0.0005 **	0.5229 **	-0.2291 **	0.902 **
Itália	IT	4.0351 **	-1.0421 **	0.0003 **	0.2858 **	0.3212 **	0.681 **
Holanda	NL	3.4646 **	-0.6268 **	0.0004 **	0.5086 **	-0.1286 **	0.813 **
Portugal	PT	2.3955 **	-0.6193 **	0.0004 **	0.7055 **	0.0748 *	0.707 **
Espanha	ES	2.8676 **	-0.7495 **	0.0005 **	0.6136 **	0.1544 **	0.882 **
<b>UE ZONA NÃO EURO</b>							
R. Checa	CZ	1.0244 **	0.3978 **	0.0006 **	1.0710 **	-0.3758 **	0.756 **
Dinamarca	DK	2.9110 **	0.1981 **	0.0005 **	0.7347 **	-0.5325 **	0.958 **
Hungria	HN	6.7970 **	-2.5103 **	0.0003 **	-0.6700 **	1.0588 **	0.459 **
Polónia	PO	0.4516 **	0.5288 **	0.0005 **	1.1595 **	-0.6978 **	0.830 **
Suécia	SD	2.6153 **	0.3790 **	0.0006 **	0.9926 **	-0.6675 **	0.902 **
R. Unido	UK	3.8648 **	0.0058	0.0003 **	0.4599 **	-0.3263 **	0.876 **
<b>NÃO UE</b>							
Noruega	NW	1.7636 **	0.8137 **	0.0006 **	1.3444 **	-0.9351 **	0.942 **
Suíça	SW	5.5434 **	-0.9451 **	0.0003 **	-0.4329 **	0.5040 **	0.801 **
Hg-Kong	HK	3.5078 **	0.0605	0.0005 **	0.6307 **	-0.3177 **	0.875 **
Japão	JP	2.3756 **	1.1314 *	0.0001 **	1.2760 **	-1.0194 **	0.687 **
EUA	US	4.1259 **	-0.3372 **	0.0004 **	0.2803 **	-0.2382 **	0.908 **

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: EViews). Período: 6/1/1986 a 3/1/2014.

Notas: \*\* significativo ao nível de 1%. \* significativo ao nível de 5%. Variável endógena: ln(PI). Termos ou variáveis exógenas: constante, *dummy* pós quebra, tendência linear, ln(IR10Y) e termo interativo.

O coeficiente de determinação ( $R^2$ ) das equações estimadas varia entre um mínimo de 0.459 (Hungria) e um máximo de 0.958 (Dinamarca). De resto, os resultados apurados seguem em linha com os resultados da Tabela 9 no que respeita aos coeficientes  $\mu_0$  e  $\beta$ , exceto no caso da Grécia que apresenta uma tendência linear negativa (-0.0001). O coeficiente  $\beta$  indica que, em média, PI cresce a um ritmo anual de 0.10%, uma vez controlados os efeitos da taxa de juro a dez anos, situação idêntica à observada nas taxas a seis meses. Quanto ao coeficiente  $\mu_1$ , os resultados apresentados na Tabela 10 são mistos. A Áustria, o Reino Unido e Hong-Kong não apresentam coeficientes estatisticamente significativos. Dos restantes, nove são positivos e dez são negativos. Os positivos variam entre 0.11 (Bélgica) e 1.13 (Japão). Nestes casos, o índice bolsista no período pós-crise foi, em média, superior ao valor médio registado no período pré-crise. Essa variação foi, em média, de 50% para o conjunto dos nove países incluídos neste grupo. Os negativos variam entre -0.34 (EUA) e -2.51 (Hungria). A média dos valores negativos atingiu -90%, sendo a média global de -23%, contra -46% no caso da taxa de juro a seis meses (Tabela 9). De novo, a zona mais afetada foi a Zona Euro com uma quebra média de 41%.

Passando aos coeficientes  $\alpha_0$  e  $\alpha_1$ , o padrão de comportamento destes fatores e a sua influência sobre os índices bolsistas difere do observado a propósito das taxas de juro a seis meses. O coeficiente  $\alpha_0$  continua significativo ao nível de 1% e positivo em quase todos os casos (exceto na Hungria e Suíça, onde é negativo). O impacto médio, porém, é substancialmente maior do que nas regressões das taxas de juro a seis meses. De facto, uma variação média global de 1% na taxa de juro a dez anos tem um impacto positivo de 0.61% no índice bolsista ( $\alpha_0$ ) no período pré-crise (0.29% no caso das taxas de juro a seis meses), considerando o conjunto dos vinte e dois países. Este impacto é relativamente semelhante nas três zonas consideradas (UE - Zona Euro, UE - Zona Não Euro e Não UE). A dispersão dos valores estimados do coeficiente  $\alpha_0$  é muito maior no caso das taxas de juro a dez anos ( $\sigma = 0.49$ ) do que no caso das taxas de juro a seis meses ( $\sigma = 0.07$ ).

No período durante e após a crise, o impacto de uma variação percentual da taxa de juro a dez anos no índice bolsista continua positivo, exceto no caso da Grécia (-0.55%). Isto acontece porque, neste caso, os coeficientes  $\alpha_1$  do modelo, apesar de serem quase

sempre negativos são, em magnitude, inferiores à magnitude dos coeficientes  $\alpha_0$ . O impacto médio global nos índices bolsistas de uma variação de 1% na taxa de juro a dez anos é, *ceteris paribus*, de 0.35%, sendo menor nos países Não UE (0.22%) do que nos países da UE (0.39%).

Nos países intervencionados, a quebra durante e após a crise foi acentuada no caso da Grécia, conforme acima referido, mas não tanto no caso de Portugal (0.78%) nem da Irlanda (0.29%). Aliás, Itália, Espanha e Portugal foram os únicos países da Zona Euro que registaram valores positivos no coeficiente  $\alpha_1$ , ou seja, o impacto de uma variação da taxa de juro a dez anos no índice bolsista foi positivo quer antes quer após a crise de 2008. Fora da Zona Euro, apenas Hungria e Suíça registaram um comportamento semelhante, embora o efeito final seja mitigado pelo coeficiente  $\alpha_0$  negativo registado nestes dois países.

Em resumo, os resultados do teste de Gregory-Hansen evidenciam, com uma certa consistência, que a evolução da bolsa depende de tendências determinísticas e estocásticas de longo prazo no sistema financeiro e também, mas não tanto, de variações conjunturais de curto prazo, em particular após a crise de 2008.

### 4.3 Testes de Johansen

Os resultados da regressão de Gregory-Hansen, apesar do seu inequívoco interesse dado separarem os efeitos antes e após a quebra estrutural provocada pela crise de 2008, não são isentos de problemas. Um deles tem a ver com a potencial endogeneidade das taxas de juro em relação aos índices bolsistas, o que torna o modelo uniequacional irrealista. Um segundo problema tem a ver com a autocorrelação dos resíduos que conduz à necessidade de especificar um modelo dinâmico em alternativa à especificação estática GH utilizada. Dado conduzirem ao enviesamento das estimativas dos parâmetros, estes dois problemas serão abordados nesta e na próxima secção.

Dada a relevância da possível multiplicidade de variáveis endógenas simultâneas no sistema, importa, no nosso contexto, utilizar uma metodologia que não obrigue à defini-



ção *a priori* de uma variável endógena única. Usaremos para o efeito a metodologia de Johansen (1988, 1991).

Os testes de cointegração de Johansen baseiam-se num modelo VAR onde as variáveis do sistema são, à partida, todas endógenas (podendo ainda existir variáveis exógenas puras). No nosso caso, a quebra estrutural observada em cada mercado foi usada para decompor cada série em duas: a) a subsérie ou amostra que abrange o período pré-crise (em geral 1986-2008) e b) a subsérie ou amostra que abrange o período pós-crise (em geral 2008-2014). A quebra ocorreu, na maioria dos casos, em Setembro/Outubro de 2008. As datas que serviram de base à separação entre as amostras dos modelos pré-crise e pós-crise correspondem às datas das quebras estimadas pelo teste de Lanne *et al.* (capítulo 3). A Tabela 11 apresenta os resultados dos testes de cointegração de Johansen entre as variáveis que representam os índices bolsistas (PI) dos 22 países analisados e as taxas de juro a seis meses (IR6M). Os dados utilizados foram previamente logaritmizados.

Consideraram-se modelos VAR autónomos para o período pré-crise e pós-crise. O número ótimo de defasamentos em cada especificação foi obtido através de um teste de Portmanteau. Para todos os modelos, a especificação da componente determinística foi escolhida pelo critério de informação bayesiano de Schwarz (SBC).

O pressuposto neste caso é que o índice bolsista e a taxa de juro interagem entre si na determinação dos valores observados em cada momento no tempo. Ou seja, a rentabilidade dos capitais próprios e alheios é determinada de forma conjunta no mercado, sendo impossível prever o valor de uma em função da outra sem considerar as influências mútuas entre elas.

Tratando-se no nosso caso de sistemas bivariados (no que respeita às variáveis endógenas), os testes de Johansen consideram matrizes  $\Pi$  de segunda ordem, logo  $r \leq 2$ . As hipóteses nulas relevantes são  $r = 0$  e  $r \leq 1$ . A existência de cointegração pressupõe a rejeição de  $H_0: r = 0$  e a não rejeição de  $H_0: r \leq 1$ , ou seja, a presença de um vetor cointegrante que liga as duas variáveis endógenas do sistema ao longo do tempo. Neste estudo utilizaram-se os testes do traço e do valor próprio máximo (VPMáx).

A  $H_0: r \leq 1$  não é rejeitada em qualquer dos testes efetuados pelo que estes resultados não são reportados na Tabela 11 para evitar o seu alongamento. Já  $H_0: r = 0$  é rejei-

tada em todos os testes. É rejeitada ao nível de significância de 1% em todos os casos na amostra pós-crise (2008-2014), quer no teste do traço quer no teste do valor próprio máximo. No período pré-crise,  $H_0: r = 0$  é rejeitada ao nível de significância de 1% em dez países (Áustria, Bélgica, Finlândia, Irlanda, Portugal, República Checa, Dinamarca, Hungria, Polónia e Suécia) e ao nível de significância de 5% nos restantes.

É interessante notar que, na amostra pré-crise, a rejeição de  $H_0: r = 0$  ao nível de 5% ocorre precisamente nos mercados mais desenvolvidos (exceto o caso da Grécia), convergindo depois na amostra pós-crise todos os mercados para fortes índices de cointegração.

Tabela 11. Testes de cointegração de Johansen (1988, 1991) com amostras separadas: ln(IR6M)

País	$r$	Pré-crise				Pós-crise				
		Traço		VPMax		Traço		VPMax		
<b>UE ZONA EURO</b>										
Áustria <sup>b</sup>	OE	$r=0$	25.706	**	24.290	**	28.689	**	25.770	**
Bélgica <sup>a</sup>	BG	$r=0$	27.131	**	20.260	**	40.589	**	35.454	**
Finlândia <sup>a</sup>	FN	$r=0$	28.126	**	22.635	**	89.567	**	78.530	**
França <sup>b</sup>	FR	$r=0$	17.669	*	14.825	*	29.912	**	26.527	**
Alemanha <sup>a</sup>	BD	$r=0$	22.732	*	22.633	*	37.359	**	35.615	**
Grécia <sup>a</sup>	GR	$r=0$	20.631	*	19.075	*	51.059	**	49.590	**
Irlanda <sup>b</sup>	IR	$r=0$	24.353	**	23.160	**	48.016	**	38.100	**
Itália <sup>b</sup>	IT	$r=0$	17.546	*	14.379	*	29.709	**	28.801	**
Holanda <sup>a</sup>	NL	$r=0$	16.948	*	14.942	*	42.776	**	38.725	**
Portugal <sup>b</sup>	PT	$r=0$	29.453	**	26.609	**	25.967	**	24.453	**
Espanha <sup>b</sup>	ES	$r=0$	22.675	*	18.696	*	21.795	**	18.696	**
<b>UE ZONA NÃO EURO</b>										
R. Checa <sup>a</sup>	CZ	$r=0$	43.552	**	36.556	**	41.019	**	41.019	**
Dinamarca <sup>a</sup>	DK	$r=0$	26.122	**	23.119	**	56.048	**	44.213	**
Hungria <sup>a</sup>	HN	$r=0$	16.504	**	16.418	**	39.751	**	39.455	**
Polónia <sup>b</sup>	PO	$r=0$	35.119	**	33.806	**	28.776	**	22.692	**
Suécia <sup>b</sup>	SD	$r=0$	39.548	**	35.991	**	56.926	**	45.198	**
R. Unido <sup>b</sup>	UK	$r=0$	17.569	*	17.362	*	34.424	**	32.260	**
<b>NÃO UE</b>										
Noruega <sup>b</sup>	NW	$r=0$	30.536	*	20.158	*	23.047	**	20.466	**
Suíça <sup>a</sup>	SW	$r=0$	22.139	*	20.673	*	83.242	**	78.943	**
Hg-Kong <sup>a</sup>	HK	$r=0$	20.965	*	19.079	*	69.531	**	61.351	**
Japão <sup>a</sup>	JP	$r=0$	20.322	*	17.143	*	46.084	**	41.380	**
EUA <sup>b</sup>	US	$r=0$	18.273	*	17.936	*	42.576	**	38.901	**

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: EViews). Período total: 6/1/1986 a 3/1/2014.

Notas: \*\* significativo ao nível de 1%. \* significativo ao nível de 5%. Variáveis endógenas: ln(PI) e ln(IR). Termos ou variáveis exógenas: constante e tendência linear ou quadrática.  $H_0: r \leq 1$  não é rejeitada em nenhum caso. MacKinnon-Haug-Michelis (1999) *p-values*. <sup>a</sup> 1 desfasamento. <sup>b</sup> 2 desfasamentos.

Na Tabela 12 apresentam-se os resultados dos testes de cointegração de Johansen entre os índices bolsistas (PI) e as taxas de juro a dez anos (IR10Y). Tal como no caso anterior, ambas são à partida consideradas endógenas no sistema, sendo a data da quebra a apurada nos testes de raiz unitária.

Tabela 12. Testes de cointegração de Johansen (1988, 1991) com amostras separadas: ln(IR10Y)

País	<i>r</i>	Pré-crise		Pós-crise		
		Traço	VPMax	Traço	VPMax	
<b>UE ZONA EURO</b>						
Áustria <sup>a</sup>	OE	<i>r</i> =0	20.136 *	17.522 *	21.256 *	17.931 *
Bélgica <sup>b</sup>	BG	<i>r</i> =0	28.167 *	21.980 *	24.950 **	21.880 **
Finlândia <sup>a</sup>	FN	<i>r</i> =0	20.120 *	18.339 *	25.922 **	23.115 **
França <sup>a</sup>	FR	<i>r</i> =0	33.872 **	18.275 *	36.563 **	33.716 **
Alemanha <sup>a</sup>	BD	<i>r</i> =0	19.312 *	18.492 *	28.539 **	25.784 **
Grécia <sup>b</sup>	GR	<i>r</i> =0	19.168 *	18.062 *	19.495 *	16.300 *
Irlanda <sup>c</sup>	IR	<i>r</i> =0	22.427 *	20.367 *	25.730 **	22.349 **
Itália <sup>c</sup>	IT	<i>r</i> =0	20.837 *	18.004 *	36.897 **	34.180 **
Holanda <sup>a</sup>	NL	<i>r</i> =0	27.213 *	18.263 *	28.290 **	25.180 **
Portugal <sup>a</sup>	PT	<i>r</i> =0	26.406 *	18.915 *	18.893 *	15.679 *
Espanha <sup>a</sup>	ES	<i>r</i> =0	26.946 *	18.841 *	31.497 **	29.580 **
<b>UE ZONA NÃO EURO</b>						
R. Checa <sup>a</sup>	CZ	<i>r</i> =0	31.494 **	25.184 **	22.652 **	21.391 **
Dinamarca <sup>a</sup>	DK	<i>r</i> =0	22.171 *	18.651 *	22.828 *	19.548 *
Hungria <sup>a</sup>	HN	<i>r</i> =0	20.553 *	18.291 *	18.975 *	15.814 *
Polónia <sup>a</sup>	PO	<i>r</i> =0	38.182 **	28.829 **	21.505 *	18.002 *
Suécia <sup>a</sup>	SD	<i>r</i> =0	20.700 *	17.934 *	21.812 *	18.008 *
R. Unido <sup>a</sup>	UK	<i>r</i> =0	33.196 **	18.901 *	21.883 *	18.764 *
<b>NÃO UE</b>						
Noruega <sup>b</sup>	NW	<i>r</i> =0	31.469 **	24.556 **	22.566 *	19.532 *
Suíça <sup>a</sup>	SW	<i>r</i> =0	23.855 *	18.707 *	21.592 *	19.142 *
Hg-Kong <sup>a</sup>	HK	<i>r</i> =0	33.768 **	18.251 *	23.775 **	18.341 *
Japão <sup>a</sup>	JP	<i>r</i> =0	30.943 **	19.290 **	21.761 *	19.053 *
EUA <sup>a</sup>	US	<i>r</i> =0	18.819 *	18.555 *	43.742 **	41.061 **

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: EViews). Período total: 6/1/1986 a 3/1/2014.

Notas: \*\* significativo ao nível de 1%. \* significativo ao nível de 5%. Variáveis endógenas: ln(PI) e ln(IR). Termos ou variáveis exógenas: constante e tendência linear ou quadrática.  $H_0: r \leq 1$  não é rejeitada em nenhum caso. MacKinnon-Haug-Michelis (1999) *p-values*. <sup>a</sup> 1 desfasamento. <sup>b</sup> 20 desfasamentos. <sup>c</sup> 30 desfasamentos.

As condições de interpretação dos resultados são semelhantes às do caso anterior, exceto que agora o número de casos de rejeição de  $H_0: r = 0$  ao nível de 5% aumentou substancialmente nos dois testes. No período pré-crise, apenas há evidência robusta de rejeição de  $H_0$  ao nível de significância de 1% em quatro países, nenhum pertencente à Zona Euro (República Checa, Polónia, Noruega e Japão). Nos restantes casos,  $H_0$  é rejeitada ao nível de 5%. No período pós-crise  $H_0$  é rejeitada ao nível de significância de

1% em dez países (Bélgica, Finlândia, França, Alemanha, Irlanda, Itália, Holanda, Espanha, República Checa, EUA) e ao nível de significância de 5% nos restantes. Em nenhum teste a  $H_0: r \leq 1$  é rejeitada.

Sinais fortes de cointegração antes e depois da crise de 2008 apenas ocorrem na República Checa, onde  $H_0: r = 0$  é rejeitada ao nível de significância de 1% em todos os testes, quer na relação com a taxa de juro a seis meses quer a dez anos.

Na relação de cointegração entre o índice bolsista e a taxa de juro a dez anos nota-se que, de um modo geral, houve um fortalecimento nos países da Zona Euro no período pós-crise relativamente ao período pré-crise, exceto na Áustria, Grécia e Portugal. À exceção destes três casos, pode dizer-se que nos restantes países analisados da Zona Euro a integração entre os mercados bolsistas e de taxas de juro a dez anos se fortaleceu após a crise de 2008. A relação de causalidade entre taxas de juro a longo prazo e índices bolsistas (eventualmente bidirecional) tomou contornos mais bem definidos após a crise, eventualmente em consequência das sucessivas intervenções do Banco Central Europeu nas políticas financeiras da Zona Euro da União Europeia.

Nos países da UE não pertencentes à Zona Euro a situação pouco se alterou exceto no caso da Polónia onde o nível de significância dos testes passou de 1% antes da crise para 5% após a crise. Situação idêntica ocorreu nos países fora da UE, com a Noruega e o Japão a registarem uma trajetória semelhante à da Polónia. Os EUA fizeram o percurso inverso, intensificando a relação de cointegração após a crise, ficando os restantes casos inalterados.

Em suma, os resultados apurados apontam no sentido de uma maior integração entre os mercados bolsistas e de taxas de juro a longo prazo após a crise de 2008 apenas nos grandes blocos económicos com unificação monetária (Zona Euro e EUA), excetuando as economias periféricas mais débeis da Zona Euro. Nas economias mais pequenas ou com moeda própria a situação tendeu a manter-se ou a desaparecer a relativamente ténue relação de integração entre bolsas e mercados de taxas de juro a longo prazo após a crise de 2008. Nada parece, portanto, ter ficado como antes.

#### 4.4 Regressão Vetorial (VEC)

Tendo em conta o Teorema de Representação de Granger, as estimativas dos parâmetros do modelo Vetorial de Correção do Erro (VEC) têm significado em todos os casos em que a hipótese de cointegração não é rejeitada, como acontece no nosso estudo. As estimativas dos parâmetros do VEC são apresentadas na Tabela 13, para a relação entre índices bolsistas e taxas de juro a seis meses e na Tabela 14, para a relação entre índices bolsistas e taxas de juro a dez anos. Os dados utilizados foram previamente logaritmizados. Neste caso, o método dos mínimos quadrados produz estimativas dos parâmetros de longo prazo super-consistentes (*i.e.*, convergem mais rapidamente para o verdadeiro valor do que numa regressão estática entre variáveis estacionárias).

A relação de cointegração é bidirecional quando os coeficientes  $\alpha(1,1)$  e  $\alpha(2,1)$  são ambos significativamente diferentes de zero. Significa isto que as duas variáveis sistémicas são endógenas e interagem mutuamente. Quando apenas um dos coeficientes  $\alpha$  é significativamente diferente de zero então a relação de cointegração é unidirecional, sendo endógena a variável dependente cujo coeficiente  $\alpha$  é significativo. Este teste equivale ao teste do  $\chi^2$  com  $q$  graus de liberdade de exogeneidade fraca onde  $H_0: \alpha(i,1) = 0$ . Para que a relação de cointegração faça sentido é necessário, em cada modelo, rejeitar  $H_0$  pelo menos numa das equações do sistema, como acontece no nosso caso.

Na relação entre índices bolsistas e taxas de juro a seis meses (Tabela 13), a hipótese nula  $H_0: \alpha(i,1) = 0$  ( $i = 1,2$ ) é rejeitada pelo menos num dos casos quer no período pré-crise quer no período pós-crise. O parâmetro  $\beta(1,2)$  é significativamente diferente de zero em todos os casos pelo que a relação de cointegração faz sentido em todos os modelos estimados, quer no período pré-crise quer no período pós-crise. No caso dos EUA, o parâmetro  $\alpha(1,1)$  no período pré-crise, embora seja estatisticamente significativo, está muito próximo de zero, indicando um tempo de ajustamento longo na ocorrência de um choque sistémico nas taxas de juro a seis meses.

No que respeita aos vetores cointegrantes cujos elementos representam os coeficientes de longo prazo do modelo VEC normalizados para a variável  $\ln(\text{PI})$ , o sinal do parâmetro  $\beta(1,2)$  denota o simétrico do efeito de uma variação das taxas de juro nos índices bolsistas. Por exemplo, na Tabela 13 o coeficiente  $\beta(1,2)$  relativo à Áustria no perí-

odo pré-crise é -4.0415. No período pós-crise, este coeficiente passou a ser 7.1466. Em ambos os casos é significativo ao nível de 1%. Quer isto dizer que, no período pré-crise, uma variação positiva de 1% na taxa de juro a seis meses implica uma variação também positiva de 4% no índice bolsista da Áustria, mantendo tudo o resto constante. Já no período pós-crise, uma variação positiva de 1% na taxa de juro a seis meses tem um impacto negativo de 7% nesse mesmo índice bolsista.

De um modo geral, os resultados dos coeficientes  $\beta(1,2)$  apresentados na Tabela 13 indicam um impacto negativo nos índices bolsistas de variações positivas nas taxas de juro, quer no período pré-crise quer especialmente no período pós-crise. Neste último, as exceções são a Dinamarca e a Noruega que apresentam coeficientes  $\beta(1,2)$  negativos (*i.e.*, um impacto positivo). Na Noruega, em particular, uma variação de 1% na taxa de juro a seis meses tem um impacto positivo de 8% no índice bolsista após a crise de 2008. Antes da crise, o impacto era negativo e inferior a 1%. Na Dinamarca, o impacto positivo no período pós-crise é de pequena dimensão (0.1%).

A evidência no período pré-crise é essencialmente a mesma do período pós-crise, exceto nos casos da Áustria, Alemanha, Grécia, República Checa, Hungria, Reino Unido, Hong-Kong e EUA, que apresentam impactos positivos de subidas da taxa de juro nos índices bolsistas no período pré-crise. Nestes oito casos, a situação inverteu-se no período pós-crise. A magnitude dos impactos é que é radicalmente diferente, tendo aumentado na maioria dos casos no período pós-crise.

No período pré-crise, o menor impacto negativo na bolsa relacionado com variações nas taxas de juro a seis meses ocorreu na Polónia (0.3327). O maior ocorreu na Irlanda (1.4296). Ou seja, na Irlanda, a sensibilidade da bolsa a variações nas taxas de juro a curto prazo era maior do que nos restantes países, no período pré-crise. Curiosamente, no período pós-crise, é a Irlanda que apresenta a menor sensibilidade da bolsa a variações nas taxas de juro a seis meses (0.2333) na Zona Euro. Os EUA (8.8460) apresentam a este respeito o maior índice de sensibilidade.

Tabela 13. Coeficientes de longo prazo da regressão VEC com amostras separadas: ln(IR6M)

País	Pré-crise					Pós-crise											
	$\beta(1,2)$	$\alpha(1,1)$	$\alpha(2,1)$	N	SBC	$\beta(1,2)$	$\alpha(1,1)$	$\alpha(2,1)$	N	SBC							
<b>UE ZONA EURO</b>																	
Áustria	OE	-4.0415	**	0.0002	**	0.0002	**	4506	-14.276	7.1466	**	-0.0001	-0.0001	**	1381	-12.730	
Bélgica	BG	0.7502	**	-0.0013	**	0.0012	**	4937	-12.709	6.4248	**	-0.0001	-0.0001	**	1381	-13.001	
Finlândia	FN	1.3332	**	-0.0012	**	0.0007	**	5117	-11.780	10.050	**	-0.0057	*	0.0074	**	1607	-12.691
França	FR	0.8023	**	-0.0013	**	0.0009	*	5471	-12.331	7.3401	**	-0.0001	-0.0001	**	1370	-12.872	
Alemanha	BD	-3.0744	**	0.0001		0.0009	*	5949	-13.425	5.0030	**	0.0000	-0.0002	**	1354	-12.989	
Grécia	GR	-1.1697	*	-0.0003	**	0.0001		5408	-11.657	1.0309	**	-0.0011	-0.0020	**	1375	-11.014	
Irlanda	IR	1.4296	**	-0.0011	**	0.0002		5927	-13.404	0.2333	**	-0.0243	**	0.0000		1375	-12.711
Itália	IT	0.5648	**	-0.0019	**	0.0013	**	4799	-12.478	4.1186	**	-0.0001	-0.0002	**	1365	-11.902	
Holanda	NL	1.1192	**	-0.0009	**	0.0004	*	5933	-13.346	6.4522	**	-0.0001	-0.0002	**	1370	-12.877	
Portugal	PT	0.6424	**	-0.0008		0.0015	**	3652	-13.763	4.6868	**	-0.0001	-0.0002	**	1370	-12.284	
Espanha	ES	0.6634	**	-0.0010	**	0.0014	**	4695	-12.253	4.6524	*	-0.0001	*	-0.0001	**	1469	-11.972
<b>UE ZONA NÃO EURO</b>																	
R. Checa	CZ	-0.4329	**	-0.0002		0.0033	**	3882	-12.085	6.6335	**	-0.0001	-0.0004	**	1375	-11.695	
Dinamarca	DK	1.0213	**	-0.0012	**	0.0006		5285	-12.340	-0.1122	*	-0.0105	**	0.0110	**	1454	-11.903
Hungria	HN	-3.2701	**	-0.0004	**	0.0002	*	3404	-11.424	8.0258	**	-0.0001	-0.0004	**	1375	-11.372	
Polónia	PO	0.3327	**	-0.0021	**	0.0033	**	3256	-11.310	0.3892	**	-0.0079	**	0.0081	**	1582	-10.615
Suécia	SD	0.5830	**	-0.0019	**	0.0025	**	3874	-11.348	0.0296	*	-0.0082	**	0.0163	**	1626	-10.829
R. Unido	UK	-3.9802	**	-0.0001	*	0.0001		5921	-12.823	6.1852	**	0.0000	-0.0001	**	1381	-11.100	
<b>NÃO UE</b>																	
Noruega	NW	0.9852	*	-0.0021	**	0.0026	**	5921	-11.180	-8.1259	**	0.0004	*	0.0007	**	1381	-10.540
Suíça	SW	0.9363	*	0.0001		-0.0009	*	5938	-12.542	0.2520	**	-0.0005	-0.0260	**	1365	-12.446	
Hg-Kong	HK	-1.1757	*	-0.0015	*	0.0010	*	5928	-11.624	0.3212	**	-0.0201	**	-0.0221	**	1375	-11.736
Japão	JP	0.9581	*	-0.0192	*	0.0120		388	-12.318	0.0357	*	-0.0016	*	0.0093	**	6839	-10.318
EUA	US	-9.9230	**	0.0000	*	0.0000		5927	-12.509	8.8460	**	-0.0001	-0.0003	**	5927	-11.756	

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: EViews). Período total: 6/1/1986 a 3/1/2014.

Notas: \*\* significativo ao nível de 1%. \* significativo ao nível de 5%. Variáveis endógenas: ln(PI) e ln(IR). Termos ou variáveis exógenas: constante e tendência linear ou quadrática.

Tabela 14. Coeficientes de longo prazo da regressão VEC com amostras separadas: ln(IR10Y)

País	Pré-crise					Pós-crise											
	$\beta(1,2)$	$\alpha(1,1)$	$\alpha(2,1)$	N	SBC	$\beta(1,2)$	$\alpha(1,1)$	$\alpha(2,1)$	N	SBC							
<b>UE ZONA EURO</b>																	
Áustria	OE	-7.1474	**	0.0002	0.0008	**	5928	-12.664	-0.4544	**	-0.0162	**	0.0002	1375	-9.6182		
Bélgica	BG	-3.7600	**	0.0004	0.0017	**	5909	-12.599	0.3002	**	-0.0176	**	0.0064	1375	-9.8893		
Finlândia	FN	-15.317	**	0.0003	0.0004	**	5349	-11.431	1.5493	**	-0.0211	**	0.0115	1375	-9.5618		
França	FR	4.8368	**	-0.0011	**	-0.0003	5913	-12.642	-0.4217	**	-0.0336	**	0.0135	1375	-9.8043		
Alemanha	BD	-6.7732	**	0.0000	0.0007	**	5928	-12.335	-0.2586	**	-0.0296	**	0.0003	1375	-10.337		
Grécia	GR	-35.059	**	0.0001	0.0002	**	5389	-11.482	-1.1755	**	0.0002		0.0130	**	1375	-9.3871	
Irlanda	IR	-5.6288	**	0.0004	0.0010	**	5899	-12.110	0.3644	**	-0.0181	**	0.0060	1375	-9.5477		
Itália	IT	-19.547	**	0.0001	0.0003	**	5899	-11.983	0.5095	**	-0.0317	**	0.0179	1375	-9.5379		
Holanda	NL	-13.075	**	0.0001	0.0004	**	5928	-12.408	-0.4359	**	-0.0218	**	0.0037	1375	-9.7986		
Portugal	PT	2.6965	**	-0.0004	-0.0007	*	4887	-12.772	0.5408	**	-0.0079		0.0233	*	1375	-10.035	
Espanha	ES	-5.3046	**	0.0004	0.0013	**	5628	-12.313	0.5361	**	-0.0228	**	0.0226	*	1375	-9.5579	
<b>UE ZONA NÃO EURO</b>																	
R. Checa	CZ	-6.1701	**	0.0007	*	0.0014	**	3891	-11.773	-0.2527	**	-0.0181	**	-0.0091	*	1366	-11.069
Dinamarca	DK	-3.3354	**	-0.0006	0.0016	**	5928	-12.663	-0.3136	**	-0.0189	**	-0.0022	1375	-9.8146		
Hungria	HN	-8.0605	**	0.0005	0.0008	**	4504	-11.582	-0.2974	**	-0.0069	*	-0.0007	1472	-9.7788		
Polónia	PO	-2.0422	**	-0.0036	**	0.0037	**	3802	-0.4391	**	-0.0162	**	0.0032	1375	-9.9024		
Suécia	SD	-6.0928	**	0.0002	0.0009	**	5928	-11.910	-0.1806	**	-0.0100	**	-0.0003	1626	-10.462		
R. Unido	UK	-6.0451	**	0.0004	0.0009	**	5928	-12.614	-0.2815	**	-0.0235	**	0.0029	1375	-9.9659		
<b>NÃO UE</b>																	
Noruega	NW	-3.2817	**	-0.0003	0.0024	**	5909	-11.848	-0.2641	**	-0.0260	**	-0.0004	1375	-9.4128		
Suíça	SW	0.9762	**	-0.0016	**	0.0003	4636	-12.438	-0.3454	**	-0.0151	**	0.0191	1375	-10.265		
Hg-Kong	HK	-9.2621	**	0.0003	0.0006	**	5928	-11.579	-1.3406	**	-0.0004		0.0147	**	1553	-10.059	
Japão	JP	-0.7008	**	-0.0023	*	0.0025	**	5928	-0.6093	**	-0.0113	*	0.0213	**	1375	-9.7574	
EUA	US	-9.9186	**	0.0001	0.0005	**	5928	-12.464	-0.2078	**	-0.0473	**	-0.0084	1375	-10.239		

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: EViews). Período total: 6/1/1986 a 3/1/2014.

Notas: \*\* significativo ao nível de 1%. \* significativo ao nível de 5%. Variáveis endógenas: ln(PI) e ln(IR). Termos ou variáveis exógenas: constante e tendência linear ou quadrática.



Nos países intervencionados da Zona Euro, para além do caso da Irlanda já anteriormente comentado, importa analisar os casos de Portugal e da Grécia. Neste último, no período pós-crise, um aumento de 1% na taxa de juro a seis meses implica uma redução da mesma magnitude no índice bolsista, mantendo tudo o resto constante. No caso de Portugal, no período pós-crise, um aumento de 1% na taxa de juro a seis meses implica, *ceteris paribus*, uma diminuição de 4.68% no índice bolsista. O coeficiente  $\beta(1,2)$  apresenta uma significância estatística inferior a 1% no período pós-crise em ambos os países e em Portugal no período pré-crise.

Passando agora aos resultados apresentados na Tabela 14, relativos à relação de cointegração entre os índices bolsistas e as taxas de juro a dez anos, constata-se que no período pré-crise todos os coeficientes  $\beta(1,2)$  são negativos (com um nível de significância inferior a 1%), à exceção dos coeficientes da França, Portugal e Suíça. Nestes três casos, o impacto de uma variação percentual positiva da taxa de juro tem um impacto negativo nos índices bolsistas. Nos restantes casos uma variação positiva nas taxas de juro a dez anos tem um impacto positivo nos índices bolsistas correspondentes, mantendo tudo o resto constante. De certo modo, estes resultados estão de acordo com os obtidos na regressão de Gregory-Hansen, onde também se obteve um impacto positivo das taxas de juro a dez anos nos índices de capitalização bolsista. Contudo, no modelo de Gregory-Hansen o impacto no período pós-crise é negativo, ao contrário dos resultados obtidos no presente modelo VEC.

Os resultados do modelo VEC apresentados na Tabela 14 indicam que, no período pré-crise, o menor impacto em magnitude das taxas de juro a dez anos nos índices bolsistas ocorreu no Japão (-0.7008) e o maior ocorreu na Grécia (-35.059). Similarmente, no período pós-crise, o menor impacto em magnitude ocorreu na Suécia (-0.1806) e o maior ocorreu na Finlândia (1.5493). Em todos os casos, houve uma redução substancial da magnitude dos impactos do período pré-crise para o período pós-crise. No caso dos países intervencionados da Zona Euro, a Irlanda passou de um impacto positivo de 5.6% para um impacto negativo de 0.4% por cada aumento percentual da taxa de juro a dez anos. A Grécia manteve um impacto positivo mas caiu de 35% para 1.2%. Finalmente, Portugal manteve um impacto negativo que passou de 2.7% antes da crise para 0.5% após a crise. Portugal e Irlanda estão muito próximos neste indicador no período pós-

crise mas de certo modo distantes da Grécia. Importa ainda registar que o coeficiente da Grécia no período pré-crise parece claramente inflacionado e longe dos valores observados nos restantes países.

Um olhar atento sobre os parâmetros de ajustamento dos modelos [ $\alpha(i,1)$  ( $i = 1,2$ )] revela durações de ajustamento geralmente longas. É o caso da Zona Euro onde um choque unitário na relação de longo prazo entre os índices bolsistas e as taxas de juro a seis meses demorava, em média, no período pré-crise, 5.6 anos a recuperar novo equilíbrio nos índices bolsistas e 6.7 anos nas taxas de juro a seis meses. No período pós-crise, estas durações aumentaram na Zona Euro para 11.1 anos e 21.2 anos, respetivamente. Nos países da UE fora da Zona Euro, a média da duração da recuperação da situação de equilíbrio após um choque unitário foi, no período pré-crise, de 11.2 anos (índices bolsistas) e 5.9 anos (taxas de juro a seis meses). Já no período pós-crise, a primeira baixou para 0.4 anos (índices bolsistas) e a segunda aumentou para 8.7 anos (taxas de juro a seis meses). Finalmente, nos mercados fora da UE, o tempo médio de recuperação do equilíbrio era de 31.7 anos (índices bolsistas) e 3.2 anos (taxas de juro a seis meses), no período pré-crise. A primeira baixou para 4 anos e a segunda aumentou ligeiramente para 3.4 anos, no período pós-crise.

A média geral dos vinte e dois países analisados foi de 12.9 anos (índices bolsistas) e 5.9 anos (taxas de juro a seis meses) antes da crise e de 5.2 anos (índices bolsistas) e 13.4 anos (taxas de juro a seis meses) após a crise. Estes resultados encontram-se na Tabela 15.

No que respeita à relação de longo prazo entre os índices bolsistas e as taxas de juro a dez anos, a situação melhorou substancialmente após a crise de 2008. De facto, a média geral do tempo de recuperação de um choque unitário na relação de equilíbrio entre aquelas duas variáveis passou de 2.8 anos (índices bolsistas) e 5.9 anos (taxas de juro a dez anos) antes da crise para 0.2 anos (índices e taxas de juro) após a crise. Além disso, enquanto a duração até ao reequilíbrio se manteve relativamente estável e curta, no período pós-crise nos três blocos de mercados analisados (UE Zona Euro, UE Zona Não Euro e Não UE), no período pré-crise registaram-se maiores oscilações. Na Zona Euro, as durações médias registadas foram de 3.7 e 8.6 anos, respetivamente. Nos países da E

fora da Zona Euro a duração média foi de 3.2 anos em ambos os casos e fora da UE foram de 2.1 e 4.4 anos, respetivamente.

Tabela 15. Duração (em anos) do reajustamento ao equilíbrio após um choque estrutural com amostras separadas:  $\ln(IR6M)$  vs.  $\ln(IR10Y)$

País	$\ln(IR6M)$				$\ln(IR10Y)$			
	Pré-crise		Pós-crise		Pré-crise		Pós-crise	
	$\alpha(1,1)$	$\alpha(2,1)$	$\alpha(1,1)$	$\alpha(2,1)$	$\alpha(1,1)$	$\alpha(2,1)$	$\alpha(1,1)$	$\alpha(2,1)$
<b>UE ZONA EURO</b>	<b>5.6</b>	<b>6.7</b>	<b>11.1</b>	<b>21.2</b>	<b>3.7</b>	<b>8.6</b>	<b>0.2</b>	<b>0.2</b>
Áustria	OE	16.4	25.1		35.3		5.0	0.2
Bélgica	BG	3.0	3.2		27.5		2.3	0.2
Finlândia	FN	3.2	5.5	0.7	0.5		10.1	0.2
França	FR	2.9	4.5		33.7	3.7		0.1
Alemanha	BD		4.5		22.1		5.1	0.1
Grécia	GR	11.0			1.9		24.7	0.3
Irlanda	IR	3.4		0.2			3.7	0.2
Itália	IT	2.1	3.0		16.4		14.4	0.1
Holanda	NL	4.2	9.6		25.1			0.2
Portugal	PT		2.5		19.1			0.2
Espanha	ES	3.8	2.8	32.3	30.5		3.1	0.2
<b>ZONA NÃO EURO</b>	<b>11.2</b>	<b>5.9</b>	<b>0.4</b>	<b>8.7</b>	<b>3.2</b>	<b>3.2</b>	<b>0.3</b>	<b>0.4</b>
R. Checa	CZ		1.2		9.3	5.3	2.7	0.2
Dinamarca	DK	3.3		0.4	0.3		2.4	0.2
Hungria	HN	10.1	19.7		10.8		4.8	0.6
Polónia	PO	1.8	1.2	0.5	0.5	1.1	1.0	0.2
Suécia	SD	2.0	1.5	0.5	0.2		4.1	0.4
R. Unido	UK	38.9			30.8		4.4	0.2
<b>NÃO UE</b>	<b>31.7</b>	<b>3.2</b>	<b>4.0</b>	<b>3.4</b>	<b>2.1</b>	<b>4.4</b>	<b>0.2</b>	<b>0.2</b>
Noruega	NW	1.9	1.5	9.4	5.2		1.6	0.1
Suíça	SW		4.1		0.1	2.4		0.3
Hg-Kong	HK	2.6	4.0	0.2	0.2		6.8	0.3
Japão	JP	0.2		2.4	0.4	1.7	1.6	0.3
EUA	US	122.1			11.1		7.7	0.1
<b>Média Geral</b>	<b>12.9</b>	<b>5.9</b>	<b>5.2</b>	<b>13.4</b>	<b>2.8</b>	<b>5.9</b>	<b>0.2</b>	<b>0.2</b>

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: Excel). Período total: 6/1/1986 a 3/1/2014.  
Notas: Variáveis endógenas:  $\ln(PI)$  e  $\ln(IR)$ . Unidade de medida: anos.



## 5 Volatilidade e Persistência

No capítulo 4 analisámos dois tipos de modelos de cointegração com quebras estruturais. Sendo modelos da média (ou valor esperado), os modelos GH e VEC nada nos dizem sobre o risco associado em cada momento às variáveis em estudo. Para este efeito é necessário considerar as oscilações da variância ao longo do período analisado, ou seja, a variância condicionada (ou dependente do tempo). Neste contexto, serão usados neste capítulo dois modelos da família GARCH: a) o modelo EGARCH e b) o modelo FIGARCH.

Ambos lidam com a questão da variância condicionada (muitas vezes descrita como volatilidade). O primeiro destina-se, no nosso caso, a estudar o comportamento da volatilidade ao longo do tempo em contexto de estacionariedade e a efetuar previsão *in-sample* (dentro da amostra) da volatilidade dos processos em condições de informação assimétrica no mercado. Note-se que, não sendo objetivo primário deste estudo efetuar comparações entre diferentes especificações ou metodologias é igualmente relevante efetuar uma análise *out-of-sample* (fora da amostra) para aferir a qualidade das previsões em diferentes contextos estruturais. O segundo permite detetar o grau de persistência do fenómeno através do índice fracionário do modelo. Ambos são, por isso, modelos da média-variância e podem ser usados para testar o risco associado aos mercados em cada momento no tempo.

O resto do capítulo está organizado do seguinte modo. Na secção 5.1 são analisados os resultados da estimação EGARCH bem assim como a potência preditiva *in-sample* do modelo. Na secção 5.2 são discutidos os resultados da estimação FIGARCH que permite detetar o grau de persistência da volatilidade através do seu índice fracionário  $d$ . Uma comparação da persistência no período pré-crise e pós-crise é também apresentada nesta secção. Finalmente, discutem-se os resultados da previsão *out-of-sample* comparando a capacidade preditiva dos modelos no período pós-crise, com base na estimação baseada na amostra do período pré-crise, através da metodologia de Harvey e Newbold (2000) que estendeu o método de Harvey *et al.* (1998).

## 5.1 Estimação EGARCH

### 5.1.1 Estimativa dos Coeficientes

A Tabela 16 apresenta as estimativas dos coeficientes das equações da média e da variância do modelo EGARCH multivariado, onde a variável explicativa do modelo é a variação diária (primeira diferença) da taxa de juro a seis meses e a variável explicada é a rendibilidade diária do índice bolsista (primeira diferença do logaritmo do índice).

A equação da média traduz-se num modelo estático linear simples que relaciona a rendibilidade do índice bolsista com a variação da taxa de juro, neste caso a seis meses. Já a equação da variância se traduz num modelo dinâmico que relaciona o logaritmo da variância (volatilidade) condicionada com os seus valores históricos e com os valores históricos dos resíduos da equação da média. Além disso, a variância condicionada é modelada também como função da variação diária da taxa de juro a seis meses (variável explicativa do modelo da média), em níveis e de um conjunto de seis *dummies* que assumem o valor 1 em cada um dos anos pós-crise (2008-2013). Os resultados apresentados na Tabela 16 consideram apenas os coeficientes mais relevantes na modelação da equação da média e da variância condicionada. Assim, na equação da variância não foram reportados os resultados dos coeficientes da variação diária da taxa de juro nem das *dummies* “pós-crise”, dado tratarem-se de variáveis instrumentais na determinação e correto isolamento dos efeitos GARCH assimétricos. O método de estimação utilizado foi o método da máxima verosimilhança ML-ARCH (Marquardt) com resíduos *t*-Student.

A interpretação dos resultados da equação da média é idêntica à de qualquer modelo de regressão simples. Assim, o coeficiente  $\mu_1$  mede o efeito na rendibilidade do índice bolsista provocado por uma alteração unitária na variação da taxa de juro. Na maioria dos vinte e dois modelos analisados  $\mu_1$  é significativamente diferente de zero a menos de 1%. Excetuam-se os casos da Áustria, Grécia, Portugal, Hungria e Polónia que não apresentam estimativas de  $\mu_1$  significativas. Nos restantes casos o coeficiente é negativo, sendo a magnitude do impacto menos intensa na Irlanda (-0.0018) e mais intensa em Itália (-0.0218). Ou seja, no caso da Irlanda, uma alteração positiva de um ponto percen-

tual na variação da taxa de juro provoca uma redução na rendibilidade do índice bolsista de 0.18%. Em Itália, a redução equivalente é de 2.2%, ou seja, doze vezes superior.

Tabela 16. Coeficientes da média e variância do modelo EGARCH:  $\Delta(\text{IR6M})$

País	Média ( $\mu$ )				Variância ( $\sigma_t^2$ )			
	$\mu_0$	$\mu_1$	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\gamma_1$	$\beta_1$		
<b>UE ZONA EURO</b>								
Áustria	OE	0.0004 **	-0.0063	-0.5615 **	0.1766 **	-0.0675 **	0.9564 **	
Bélgica	BG	0.0004 **	-0.0037 **	-0.4094 **	0.2031 **	-0.0674 **	0.9742 **	
Finlândia	FN	0.0005 **	-0.0110 **	-0.1435 **	0.1286 **	-0.0240 **	0.9945 **	
França	FR	0.0004 **	-0.0121 **	-0.2929 **	0.1315 **	-0.0919 **	0.9793 **	
Alemanha	BD	0.0006 **	-0.0210 **	-0.2942 **	0.1513 **	-0.0719 **	0.9809 **	
Grécia	GR	0.0003	-0.0004	-0.4341 **	0.2252 **	-0.0380 **	0.9694 **	
Irlanda	IR	0.0006 **	-0.0018 **	-0.3706 **	0.1807 **	-0.0340 **	0.9744 **	
Itália	IT	0.0004 **	-0.0218 **	-0.3062 **	0.1708 **	-0.0587 **	0.9806 **	
Holanda	NL	0.0006 **	-0.0085 **	-0.2711 **	0.1542 **	-0.0700 **	0.9841 **	
Portugal	PT	0.0005 **	-0.0024	-0.4055 **	0.2383 **	-0.0546 **	0.9767 **	
Espanha	ES	0.0007 **	-0.0202 **	-0.3078 **	0.1512 **	-0.0751 **	0.9794 **	
<b>UE ZONA NÃO EURO</b>								
R. Checa	CZ	0.0005 **	-0.0045 **	-0.4736 **	0.2235 **	-0.0357 **	0.9655 **	
Dinamarca	DK	0.0006 **	-0.0058 **	-0.4041 **	0.1736 **	-0.0402 **	0.9712 **	
Hungria	HN	0.0005 **	0.0005	-0.5184 **	0.2185 **	-0.0463 **	0.9580 **	
Polónia	PO	0.0004 **	-0.0001	-0.2803 **	0.1431 **	-0.0355 **	0.9797 **	
Suécia	SD	0.0008 **	-0.0072 **	-0.3192 **	0.1566 **	-0.0818 **	0.9777 **	
R. Unido	UK	0.0005 **	-0.0171 **	-0.3328 **	0.1437 **	-0.0776 **	0.9771 **	
<b>NÃO UE</b>								
Noruega	NW	0.0007 **	-0.0077 **	-0.4598 **	0.1822 **	-0.0618 **	0.9639 **	
Suíça	SW	0.0007 **	-0.0033 **	-0.4683 **	0.1725 **	-0.0945 **	0.9652 **	
Hg-Kong	HK	0.0007 **	-0.0210 **	-0.2244 **	0.1317 **	-0.0482 **	0.9854 **	
Japão	JP	0.0002	-0.0139 **	-0.4246 **	0.1691 **	-0.0899 **	0.9672 **	
EUA	US	0.0005 **	-0.0069 **	-0.2478 **	0.1146 **	-0.1031 **	0.9831 **	

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: EViews). Período: 6/1/1986 a 3/1/2014.

Notas: \*\* significativo a 1%. \* significativo a 5%. Método de estimação: ML-ARCH (Marquardt) com resíduos  $t$ -Student.

No que respeita à equação da variância, para além da constante  $\alpha_0$ , são apresentadas as estimativas de  $\alpha_1$ ,  $\gamma_1$  e  $\beta_1$ . O coeficiente  $\alpha_1$  refere-se ao valor absoluto do rácio entre os resíduos da equação da média no momento  $t-1$  e o desvio padrão condicionado no momento  $t-1$ .  $\gamma_1$  é o coeficiente do rácio entre os resíduos da equação da média no momento  $t-1$  e o desvio padrão condicionado medido no momento  $t-1$ . Finalmente,  $\beta_1$  é o coeficiente de autoregressão de primeira ordem da variável dependente na equação da variância, ou seja, do logaritmo da variância (volatilidade) condicionada.

Como referido no capítulo 2, o modelo EGARCH permite distinguir os efeitos assimétricos na volatilidade provocados por choques passados positivos e negativos. Os efeitos são assimétricos se  $\gamma_1 \neq 0$ . Além disso, se  $\gamma_1 < 0$  estamos na presença de efeitos de *leverage* (potência de alavanca). Dada a especificação da equação da variância no modelo EGARCH, se existir, o efeito de *leverage* é exponencial. Este efeito ocorre quando as más notícias ( $u_{t-1} < 0$ ) provocam um aumento da volatilidade. Note-se que  $u_{t-1} < 0$  ocorre quando existe um choque negativo no momento  $t-1$  que, por sua vez, reduz o valor observado da variável dependente em relação ao seu valor esperado na relação de longo prazo.

Os resultados apresentados na Tabela 16 mostram que todas as estimativas dos coeficientes da equação da variância são significativamente diferentes de zero a menos de 1%. Além disso, a hipótese nula da distribuição condicionada dos erros  $u_t$  não ser uma distribuição  $t$ -Student também é rejeitada ao nível de significância de 1%. A rejeição de  $H_0: \gamma_1 = 0$  implica que existem efeitos assimétricos na relação entre a variação da taxa de juro a seis meses e a rendibilidade dos índices bolsistas. Quer isto dizer que choques positivos e negativos ocorridos em momentos anteriores têm efeitos diferentes na volatilidade contemporânea. Adicionalmente, como as estimativas de  $\gamma_1$  são consistentemente negativas, então existe um efeito de *leverage* exponencial em todos os casos. Em conclusão, quando um choque no sistema provoca uma redução no valor do índice bolsista face à sua previsão em equilíbrio (*i.e.*,  $u_{t-1} < 0$ ), o efeito no momento seguinte é um aumento da volatilidade, aqui representada pela variância condicionada. Este resultado é consistente com o facto estilizado que quando o mercado bolsista entra em fase de recessão, a sua instabilidade aumenta devido ao aumento da volatilidade. Este fenómeno está bem patente nos gráficos apresentados no capítulo 3, com especial destaque para o período 2008-2010.

Ainda sobre o efeito de *leverage*, importa referir que, sendo os coeficientes  $\gamma_1$  negativos e o efeito exponencial, quanto maior for a magnitude do coeficiente, menor será o efeito de *leverage*. Os EUA (-0.1031) apresentam o menor efeito de *leverage* e o maior ocorre na Finlândia (-0.0240). Isto claro no que respeita à relação entre rendibilidade dos índices bolsistas e variação de taxas de juro a seis meses.



Na Tabela 17 apresentam-se as estimativas dos coeficientes das equações da média e da variância do modelo EGARCH multivariado, onde agora a variável explicativa do modelo é a variação diária da taxa de juro a dez anos, mantendo-se a variável explicada a rendibilidade diária do índice bolsista.

Tabela 17. Coeficientes da média e variância do modelo EGARCH:  $\Delta(\text{IR10Y})$

País	Média ( $\mu$ )					Variância ( $\sigma_t^2$ )				
	$\mu_0$	$\mu_1$	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\gamma_1$	$\beta_1$				
<b>UE ZONA EURO</b>										
Áustria	OE	0.0005 **	-0.0072 **	-0.5430 **	0.2465 **	-0.0352 **	0.9627 **			
Bélgica	BG	0.0004 **	-0.0180 **	-0.3947 **	0.2000 **	-0.0672 **	0.9754 **			
Finlândia	FN	0.0008 **	-0.0003	-0.1507 **	0.1214 **	-0.0338 **	0.9929 **			
França	FR	0.0005 **	-0.0355 **	-0.3062 **	0.1478 **	-0.0827 **	0.9792 **			
Alemanha	BD	0.0006 **	-0.0248 **	-0.2880 **	0.1551 **	-0.0700 **	0.9819 **			
Grécia	GR	0.0002	-0.0051 **	-0.5207 **	0.1941 **	-0.0556 **	0.9576 **			
Irlanda	IR	0.0006 **	-0.0137 **	-0.3461 **	0.1734 **	-0.0365 **	0.9765 **			
Itália	IT	0.0003 *	-0.0359 **	-0.3172 **	0.1727 **	-0.0602 **	0.9796 **			
Holanda	NL	0.0005 **	-0.0113 **	-0.2677 **	0.1533 **	-0.0695 **	0.9844 **			
Portugal	PT	0.0005 **	-0.0076 **	-0.4490 **	0.2472 **	-0.0503 **	0.9730 **			
Espanha	ES	0.0005 **	-0.0178 **	-0.2887 **	0.1430 **	-0.0708 **	0.9806 **			
<b>UE ZONA NÃO EURO</b>										
R. Checa	CZ	0.0006 **	0.0093 **	-0.6162 **	0.1905 **	-0.0720 **	0.9471 **			
Dinamarca	DK	0.0006 **	-0.0213 **	-0.3392 **	0.1656 **	-0.0401 **	0.9775 **			
Hungria	HN	0.0002	0.0003	-0.4016 **	0.1484 **	-0.0523 **	0.9669 **			
Polónia	PO	0.0004 *	-0.0167 **	-0.3167 **	0.1152 **	-0.0525 **	0.9740 **			
Suécia	SD	0.0008 **	-0.0230 **	-0.3042 **	0.1545 **	-0.0785 **	0.9794 **			
R. Unido	UK	0.0004 **	-0.0245 **	-0.2764 **	0.1359 **	-0.0774 **	0.9824 **			
<b>NÃO UE</b>										
Noruega	NW	0.0007 **	-0.0072 **	-0.4375 **	0.1751 **	-0.0632 **	0.9658 **			
Suíça	SW	0.0006 **	0.0147 **	-0.3773 **	0.1470 **	-0.0985 **	0.9727 **			
Hg-Kong	HK	0.0006 **	-0.0084 **	-0.2127 **	0.1257 **	-0.0661 **	0.9863 **			
Japão	JP	0.0002 *	0.0125 **	-0.4463 **	0.1754 **	-0.0863 **	0.9653 **			
EUA	US	0.0005 **	-0.0221 **	-0.2347 **	0.1187 **	-0.0992 **	0.9849 **			

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: EViews). Período: 6/1/1986 a 3/1/2014.

Notas: \*\* significativo a 1%. \* significativo a 5%. Método de estimação: ML-ARCH (Marquardt) com resíduos  $t$ -Student.

Os resultados apresentam algumas semelhanças com os reportados na Tabela 16, a propósito da relação entre a rendibilidade dos índices bolsistas e a variação das taxas de juro a seis meses. Todas as estimativas significativas dos coeficientes do modelo o são a 1% ou menos. Na equação da média, todos os coeficientes  $\mu_1$  são significativos exceto os relativos à Finlândia e à Hungria. O coeficiente  $\mu_1$  da República Checa é significativo

e positivo, ao contrário dos restantes coeficientes significativos que são negativos, como era esperado.

Na equação da variância os coeficientes estimados são todos significativos a 1% ou menos. Existe assimetria e efeitos de *leverage* em todos os mercados. O menor efeito de *leverage* continua a ocorrer nos EUA (-0.0992) e o maior na Finlândia (-0.0338). De realçar que a magnitude destes efeitos não difere substancialmente em função da taxa de juro utilizada, sendo em média maior na Zona Euro e menor nos mercados fora da UE. Na Zona Euro, o menor efeito de *leverage* ocorre em França, seguido da Espanha e da Alemanha, independentemente da taxa de juro ser a seis meses ou a dez anos. Identicamente, na UE fora da Zona Euro os menores efeitos de *leverage* ocorrem na Suécia e no Reino Unido e fora da EU nos EUA e na Suíça. Em suma, os menores níveis de assimetria ocorrem nos maiores (ou mais desenvolvidos) mercados, o que é compatível com a Hipótese dos Mercados Eficientes. O contrário, porém, revela algumas surpresas, como é o caso da Áustria, da Dinamarca e da Noruega nas taxas de juro a dez anos e da Finlândia e Hong-Kong nas taxas de juro a seis meses.

### 5.1.2 Previsão *in-sample*

As Figuras 11-12 apresentam os gráficos das previsões *in-sample* da variância condicionada nos vinte e dois mercados selecionados, utilizando como variável exógena a variação da taxa de juro a seis meses (Figura 11) e a dez anos (Figura 12). Com base nos modelos estimados (ver Tabelas 16-17) obtiveram-se as previsões estáticas da variável dependente (rendibilidade do índice bolsista), utilizando o dobro do erro-padrão como limite para a determinação dos intervalos de confiança em cada previsão. Note-se que, para além das componentes usuais do modelo EGARCH, foi ainda incluída na equação da variância a variação em níveis da taxa de juro e seis *dummies* para capturar os efeitos específicos em cada ano do período pós-crise.

Figura 11. Previsão EGARCH da variância condicionada. Variável exógena: variação da taxa de juro a seis meses -  $\Delta(IR6M)$

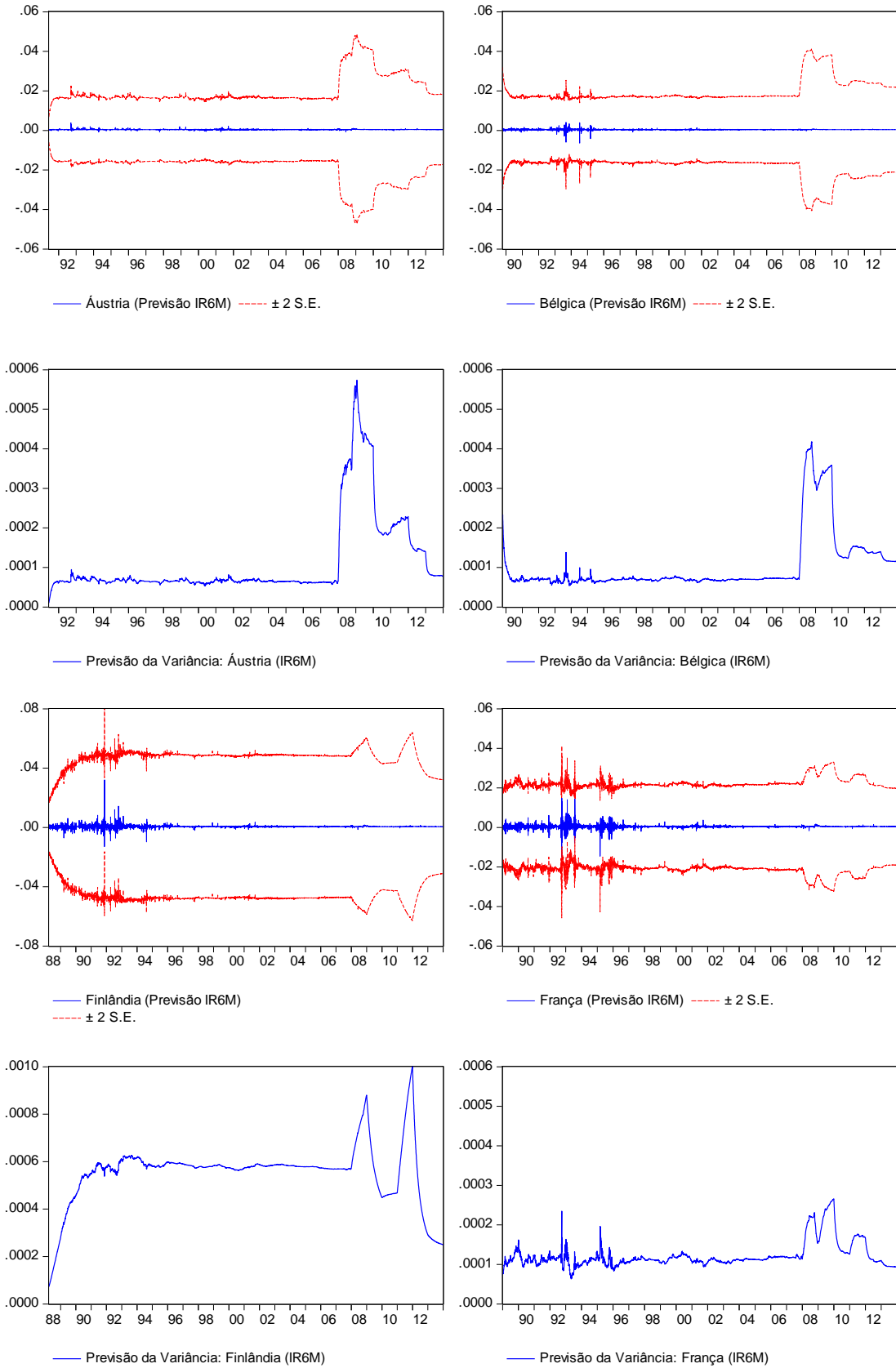


Figura 11. Previsão EGARCH da variância condicionada. Variável exógena: variação da taxa de juro a seis meses -  $\Delta(IR6M)$  (continuação)

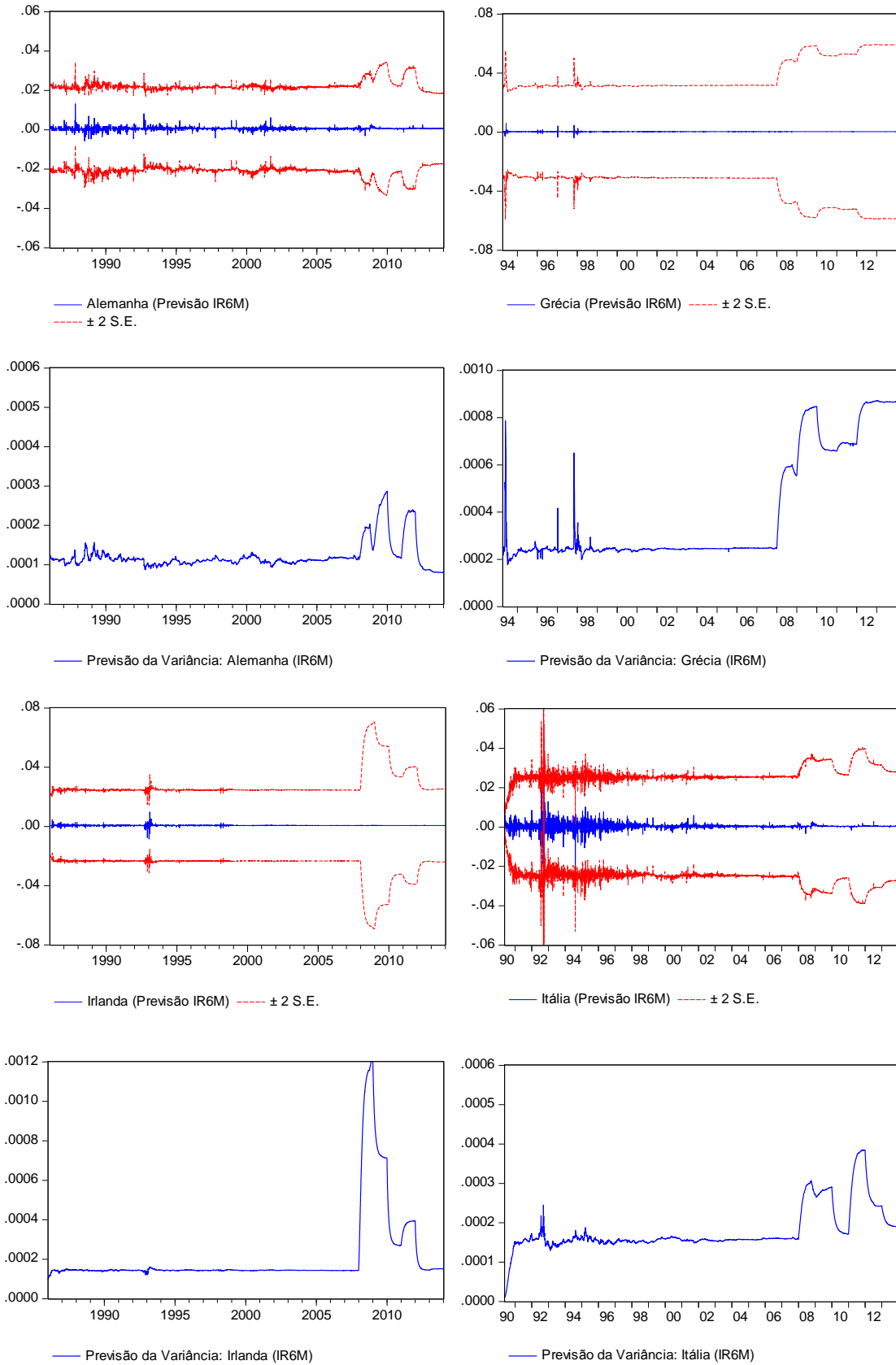


Figura 11. Previsão EGARCH da variância condicionada. Variável exógena: variação da taxa de juro a seis meses -  $\Delta(\text{IR6M})$  (continuação)

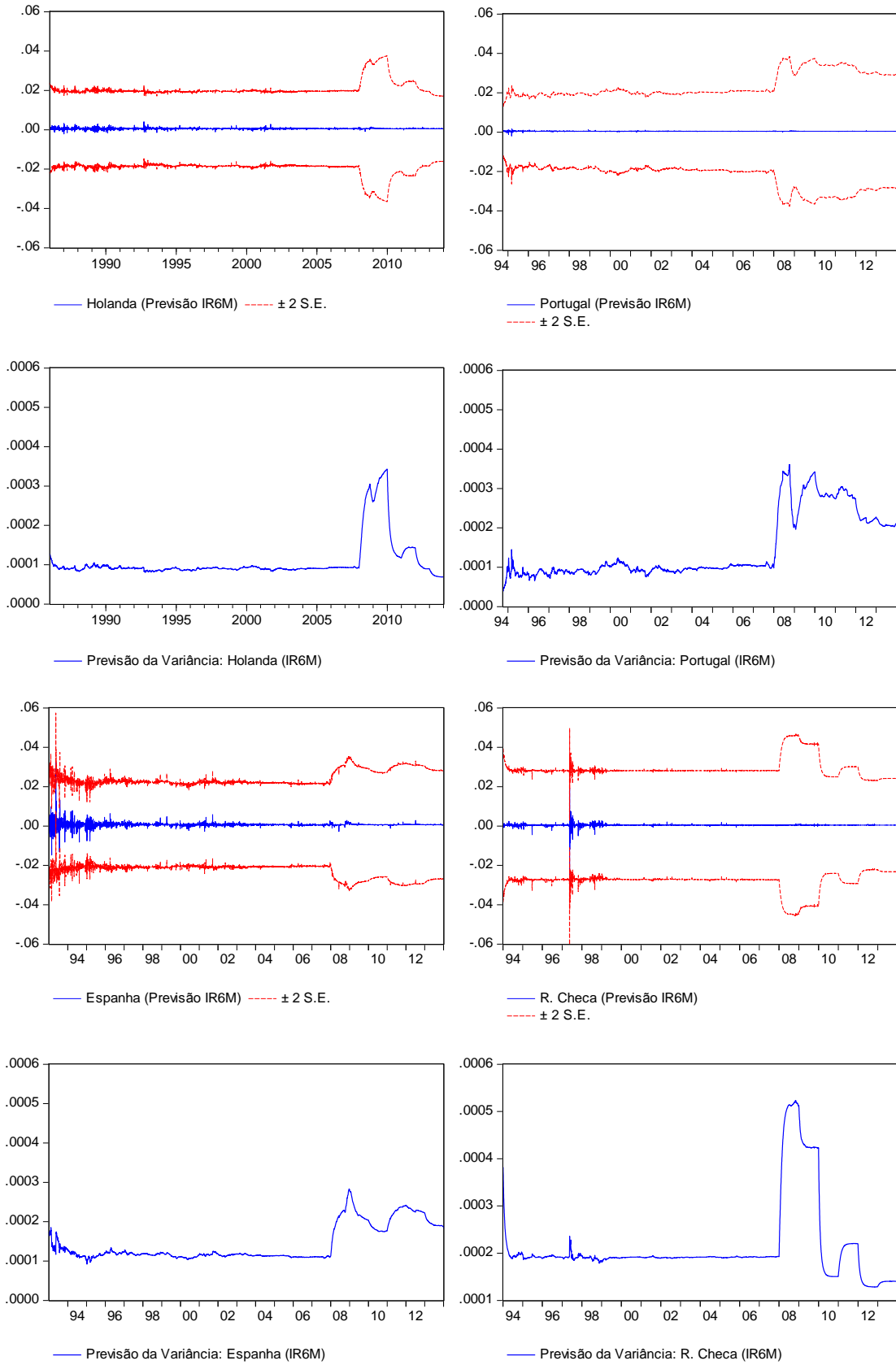


Figura 11. Previsão EGARCH da variância condicionada. Variável exógena: variação da taxa de juro a seis meses -  $\Delta(IR6M)$  (continuação)

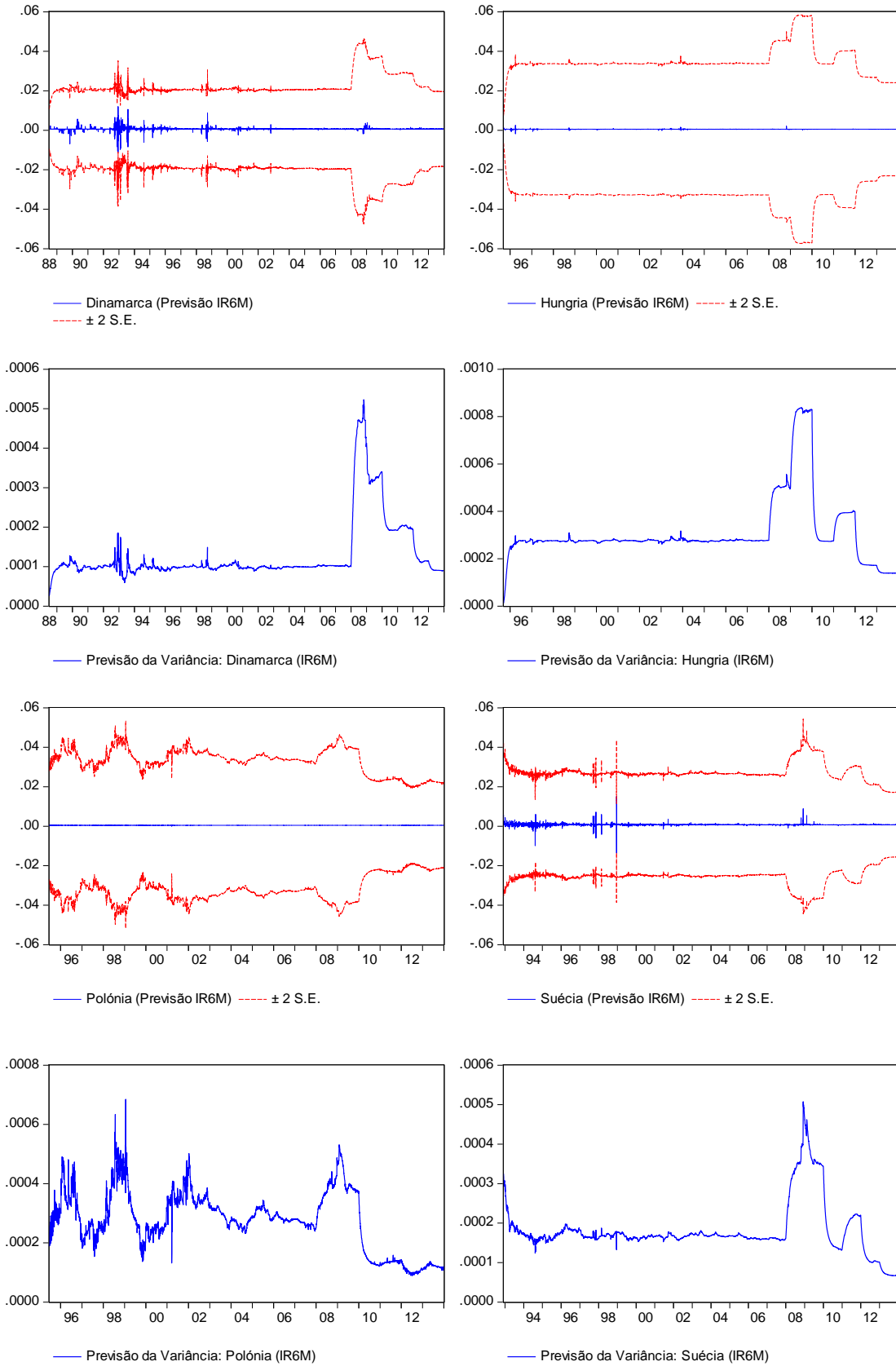


Figura 11. Previsão EGARCH da variância condicionada. Variável exógena: variação da taxa de juro a seis meses -  $\Delta(IR6M)$  (continuação)

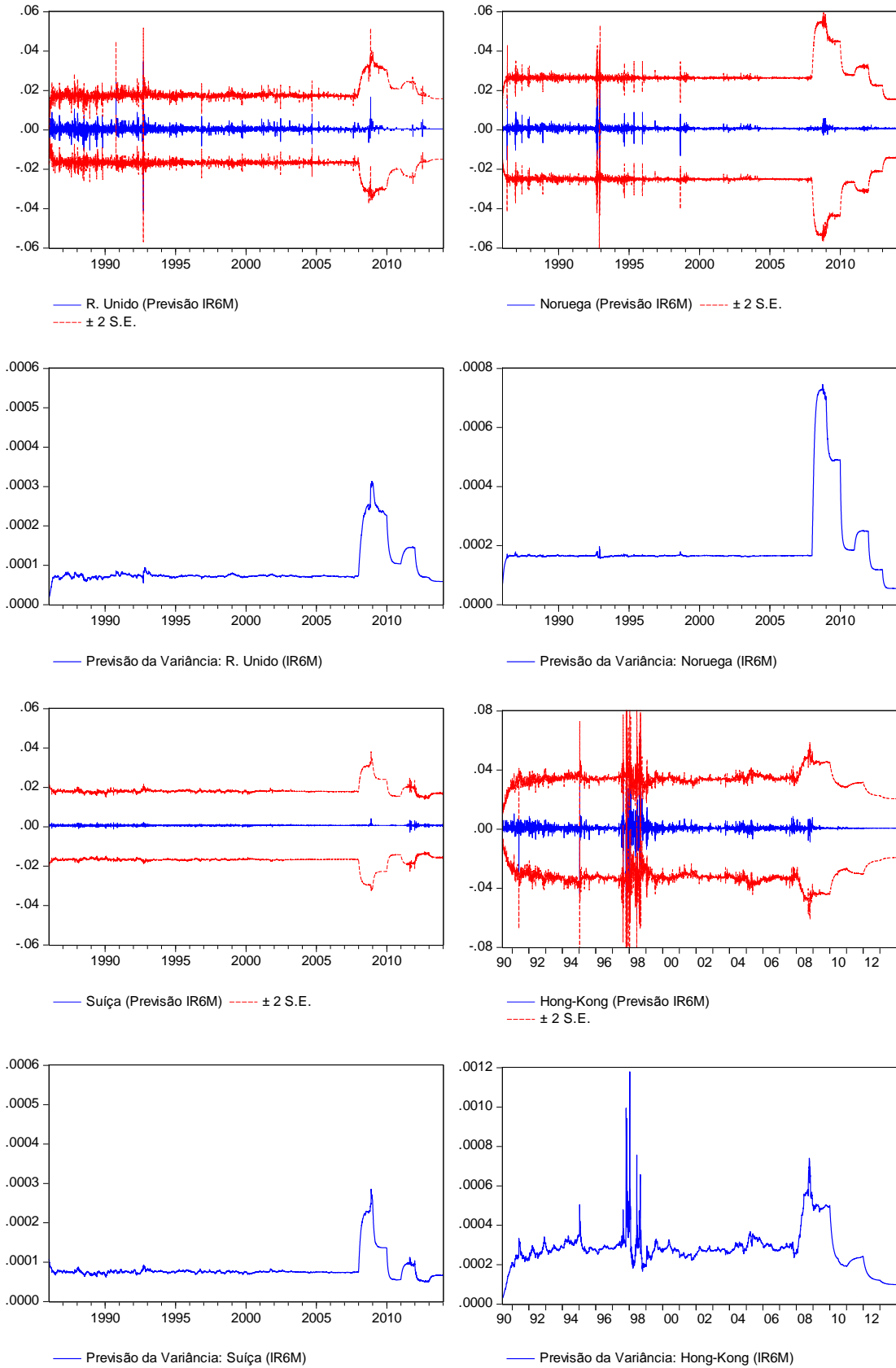
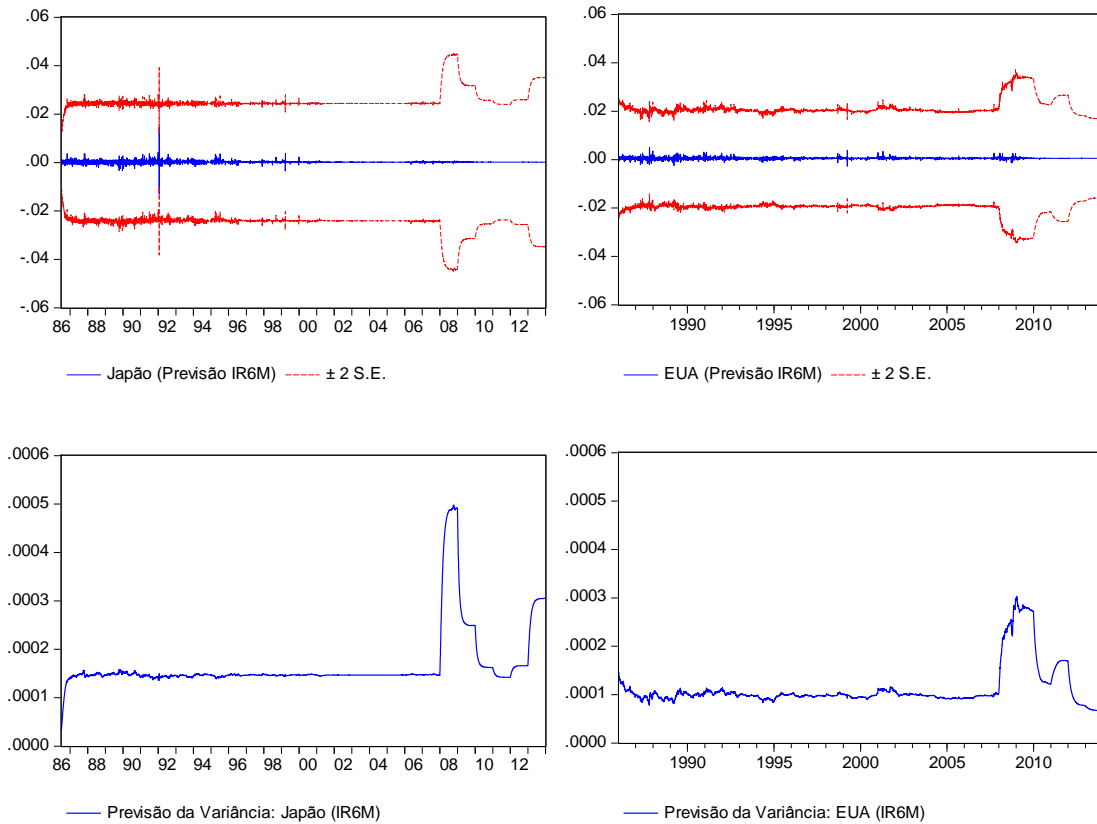


Figura 11. Previsão EGARCH da variância condicionada. Variável exógena: variação da taxa de juro a seis meses -  $\Delta(IR6M)$  (continuação)



Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: EViews). Período: 6/1/1986 a 3/1/2014.

Os resultados obtidos identificam claramente os efeitos da crise de 2008 em quase todos os mercados através de um aumento substancial (e abrupto) da variância condicionada e respetivo intervalo de confiança. Observando a Figura 11, nota-se que o intervalo de confiança situa-se, no período pré-crise, entre -0.02 e 0.02 na maioria dos países (painel superior). A principal exceção ocorre na Finlândia (-0.05–0.05), mas também na Grécia, Polónia e Hong-Kong (-0.04–0.04) e também na República Checa, Hungria e Suécia (-0.03–0.03). Na Irlanda e em Portugal, o intervalo de confiança no período pré-crise, no que respeita ao efeito da variação da taxa de juro a seis meses, segue o padrão normal de comportamento da maioria dos mercados, situando-se nos limites de -0.02 a 0.02.

O intervalo de confiança tem, na maioria dos mercados, a forma de uma seta com a extremidade direcionada ao lado direito, devido à ocorrência da crise em 2008. Nesse ano, observa-se um aumento muito brusco e, na maioria dos casos, acentuado, quer da previsão da variância quer do respetivo intervalo de confiança. O pico ocorre na maioria



das situações em finais de 2008 ou em 2009. Uma “extremidade da seta mais afunilada” significa que o efeito da crise foi menos prolongado e, portanto, o processo de retorno a uma situação de equilíbrio mais rápido. Obviamente, uma extremidade menos afunilada tem a interpretação contrária. Neste último caso inclui-se, por exemplo, Portugal, Itália, Grécia, Espanha e Japão, ou seja, os PIGS mais o Japão. Curiosamente, a Irlanda apresenta um comportamento de recuperação mais rápido do que os outros países intervenionados da Zona Euro.

A Grécia apresenta um comportamento da previsão da variância e respetivo intervalo de confiança sempre crescente no período pós-crise e termina o período em análise em “alta”, após uma ligeira diminuição da variância prevista em 2010-2011. O comportamento de Portugal e de Espanha é, de certo modo, semelhante. Apesar de não terem registado um crescimento da variância prevista e respetivo intervalo de confiança tão acentuado como na Grécia, o retorno aos níveis pré-crise tem-se revelado lento, embora consistente. O caso italiano é um pouco mais curioso pois apresenta dois picos, sendo o pico de 2011 mais acentuado do que o de 2008. Desde então, o retorno aos níveis de equilíbrio pré-crise tem tido uma trajetória muito mais acelerada do que no caso de Portugal e Espanha. Finalmente, no caso do Japão, após um pico brusco ocorrido em 2008 registou-se um rápido retorno aos níveis pré-crise em 2010-2012, para voltar ao crescimento da variância prevista a partir de então. Neste caso, trata-se eventualmente de uma resposta dos mercados às recentes catástrofes naturais que têm assolado o país e não de problemas financeiros estruturais que afetam a economia do país.

Na maioria dos países, a amplitude do intervalo de confiança praticamente duplicou (ou mais do que duplicou) em 2008 relativamente à “estabilidade” do intervalo observada no período pré-crise. Há, no entanto, algumas exceções com origens diferentes. Em primeiro lugar temos o caso das economias mais fortes da União Europeia: França e Alemanha. Nestes dois países, a crise de 2008 não parece ter tido efeitos tão acentuados como na generalidade dos restantes países analisados. Registou-se um ligeiro aumento da amplitude do intervalo de confiança das previsões da variância e um rápido retorno a uma situação melhor do que no período pré-crise a partir de 2012. Em ambos os casos, o intervalo de confiança no período pré-crise situava-se aproximadamente entre -0.02 e 0.02, pouco aumentando durante a crise.

O segundo caso paradigmático envolve a Finlândia, a Polónia e Hong-Kong. Nestes mercados, o intervalo de confiança das previsões da variância tinha uma amplitude pré- crise bastante superior à da generalidade dos países analisados: o dobro ou mais. O impacto da crise, embora visível, foi de certo modo atenuado. A seguir à crise de 2008, os mercados destes países convergiram para os níveis normais dos intervalos de confiança da variância para a generalidade dos países no período pré- crise, ou seja,  $-0.02-0.02$ .

Em resumo, relativamente ao impacto da variação da taxa de juro a seis meses na rendibilidade dos índices bolsistas, dezoito dos vinte e dois países analisados recuperaram ou melhoraram os índices de risco no mercado bolsista após a crise. A medida de risco a que nos referimos é aferida através da variância prevista dos erros e respetivos intervalos de confiança. Ou seja, quanto menor for a variância e a amplitude do intervalo de confiança menor é o risco associado ao mercado e, portanto, melhor é a sua situação. Os restantes quatro países incluem três PIGS (Portugal, Grécia e Espanha) e o Japão. A sigla, portanto, começa a deixar de fazer sentido à medida que vai “deixando cair letras”.

A Figura 12 apresenta os gráficos das previsões *in-sample* da variância condicionada nos vinte e dois mercados selecionados, utilizando como variável exógena a variação da taxa de juro a dez anos.

De um modo geral, os resultados relativos ao impacto da variação da taxa de juro a dez anos na rendibilidade dos índices bolsistas são muito semelhantes aos discutidos a propósito do impacto da variação das taxas de juro a seis meses. No período pré- crise, a amplitude do intervalo de confiança da variância prevista situa-se entre  $-0.02$  e  $0.02$  na maioria dos países. Excetua-se os casos da Polónia, Irlanda, Itália, Grécia, Suécia, Finlândia, Hungria e Hong-Kong (“PIIGSF2H”). Todos eles exceto a Grécia averbaram uma melhoria significativa após a crise e um registo de níveis de risco inferior ao do período pré- crise. Embora com níveis de risco pré- crise menores, Portugal, Espanha e Japão também não regressaram ainda aos níveis de risco pré- crise, situação idêntica à apresentada na Figura 11.

Tal como no caso do impacto da variação das taxas de juro a seis meses, o pico neste caso ocorre geralmente em finais de 2008 ou em 2009.

Figura 12. Previsão EGARCH da variância condicionada. Variável exógena: variação da taxa de juro a dez anos -  $\Delta(IR10Y)$

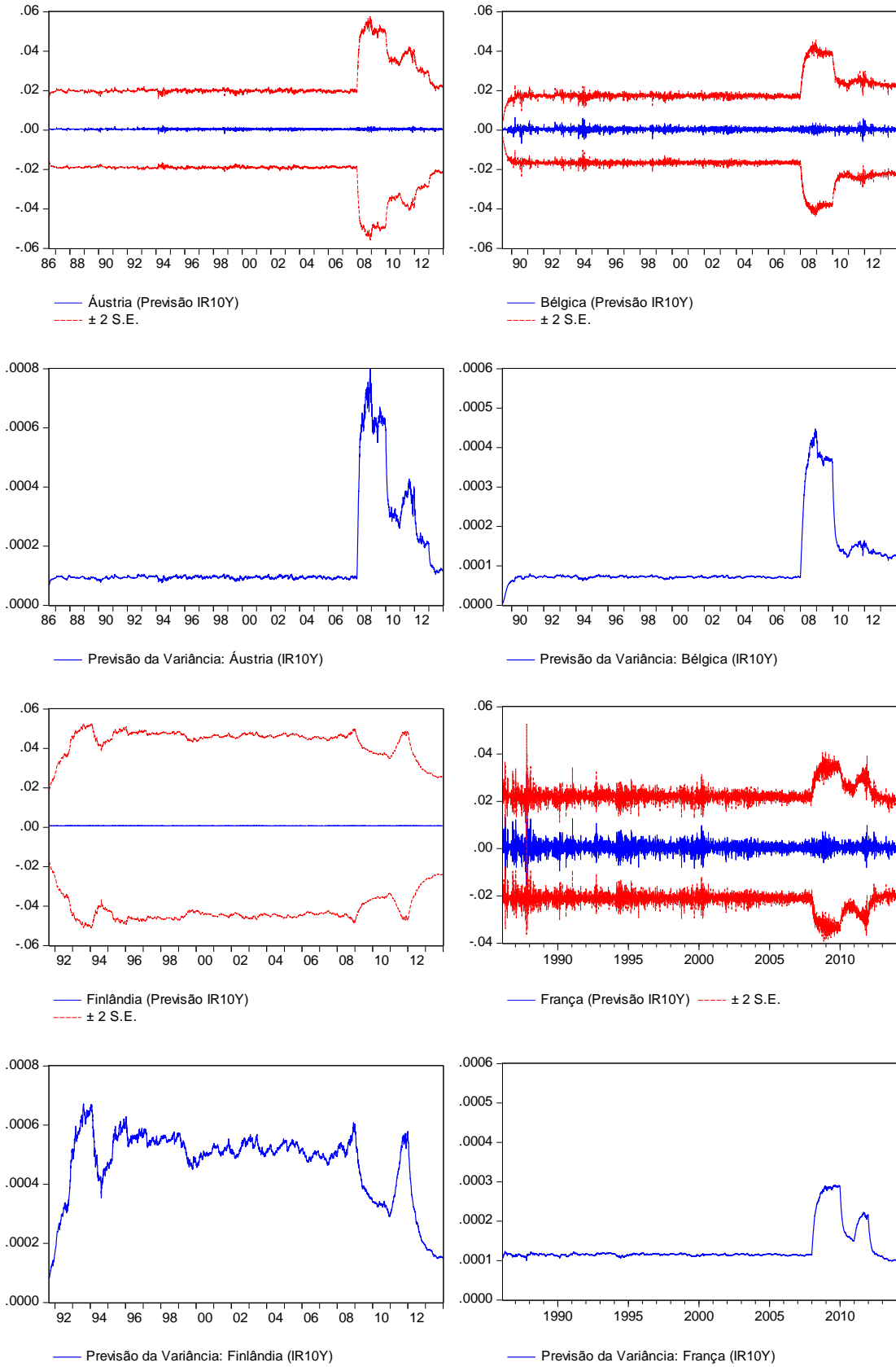


Figura 12. Previsão EGARCH da variância condicionada. Variável exógena: variação da taxa de juro a dez anos -  $\Delta(IR10Y)$  (continuação)

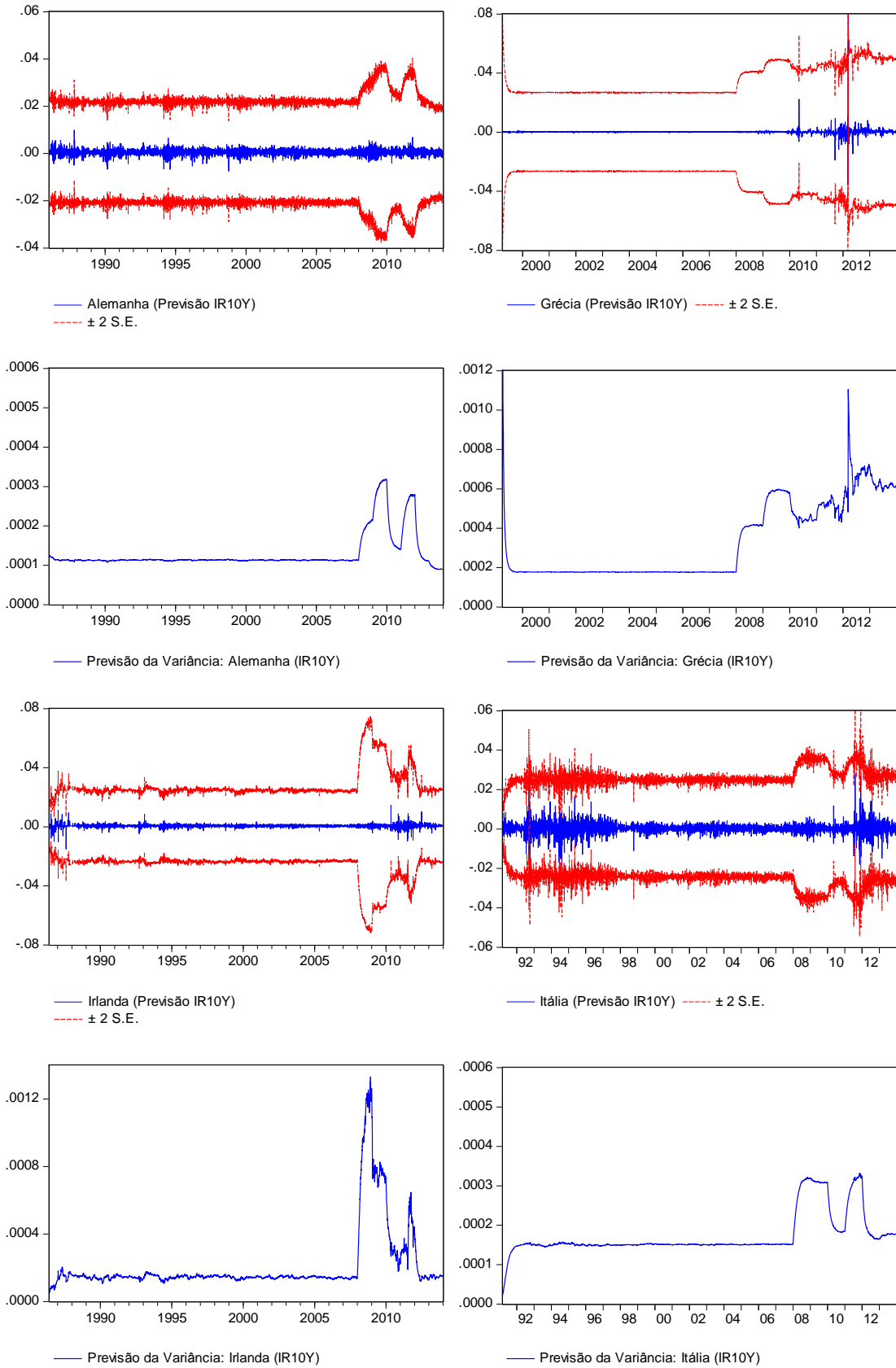


Figura 12. Previsão EGARCH da variância condicionada. Variável exógena: variação da taxa de juro a dez anos -  $\Delta(IR10Y)$  (continuação)

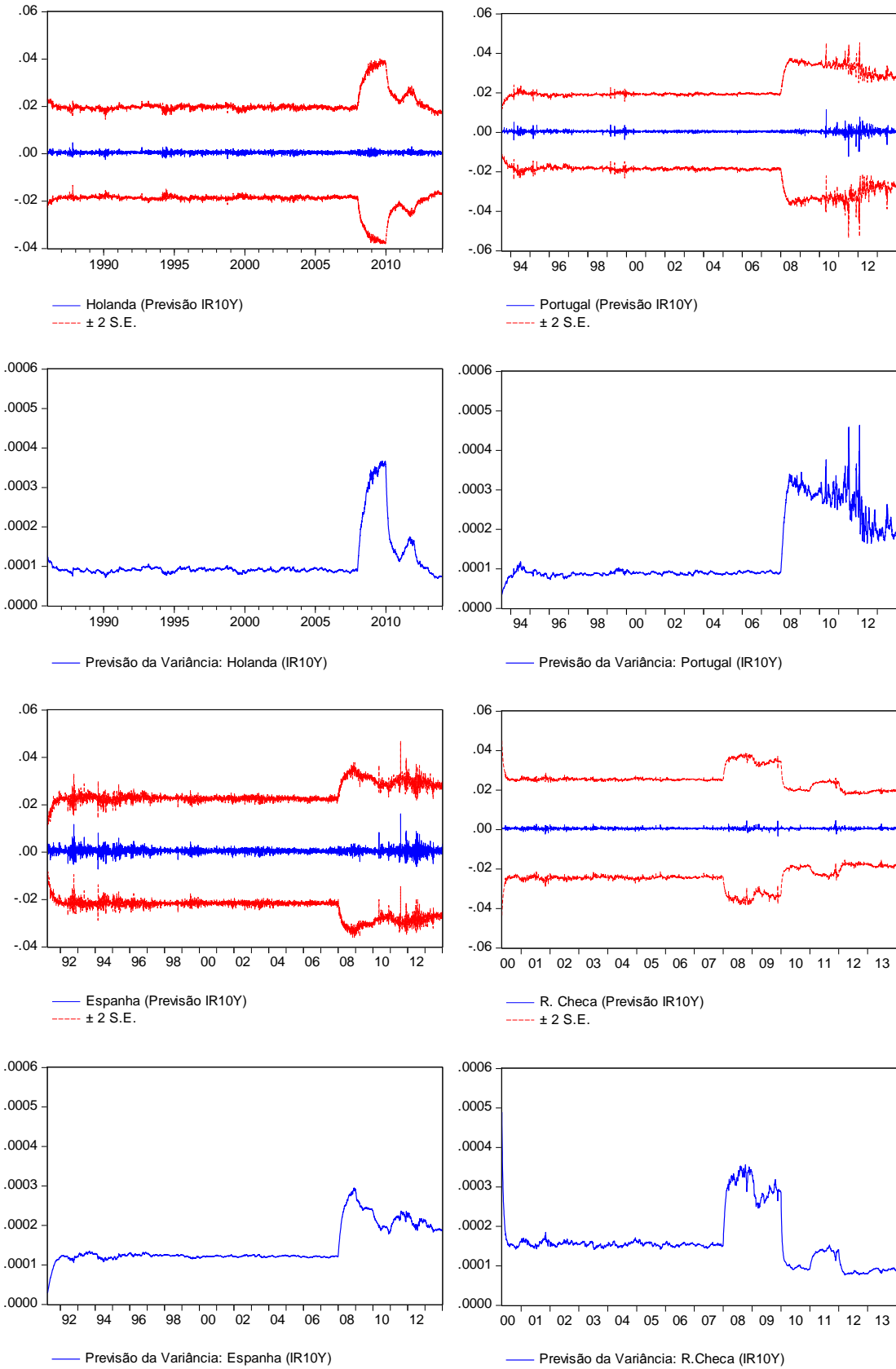


Figura 12. Previsão EGARCH da variância condicionada. Variável exógena: variação da taxa de juro a dez anos -  $\Delta(IR10Y)$  (continuação)

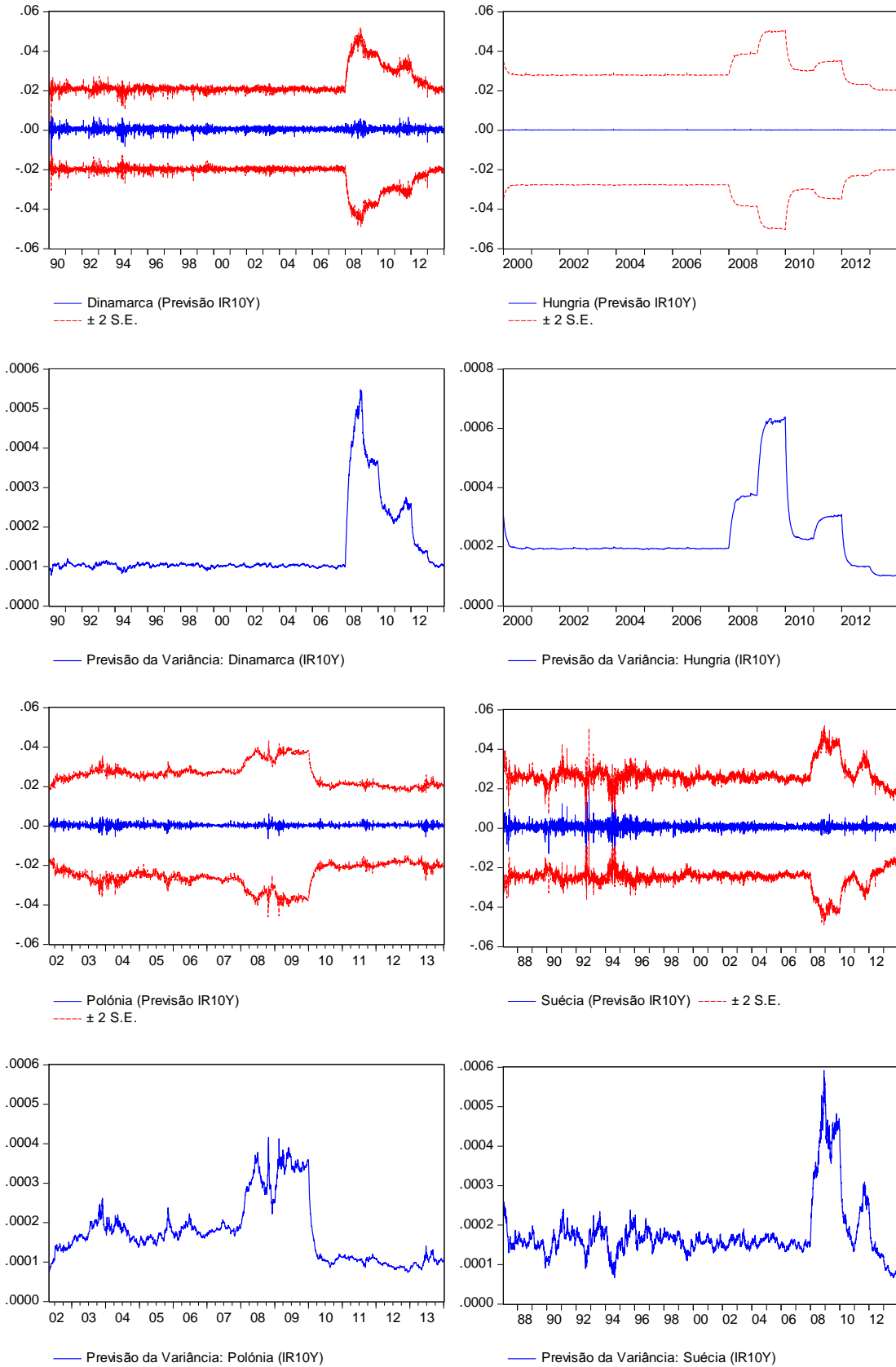


Figura 12. Previsão EGARCH da variância condicionada. Variável exógena: variação da taxa de juro a dez anos -  $\Delta(IR10Y)$  (continuação)

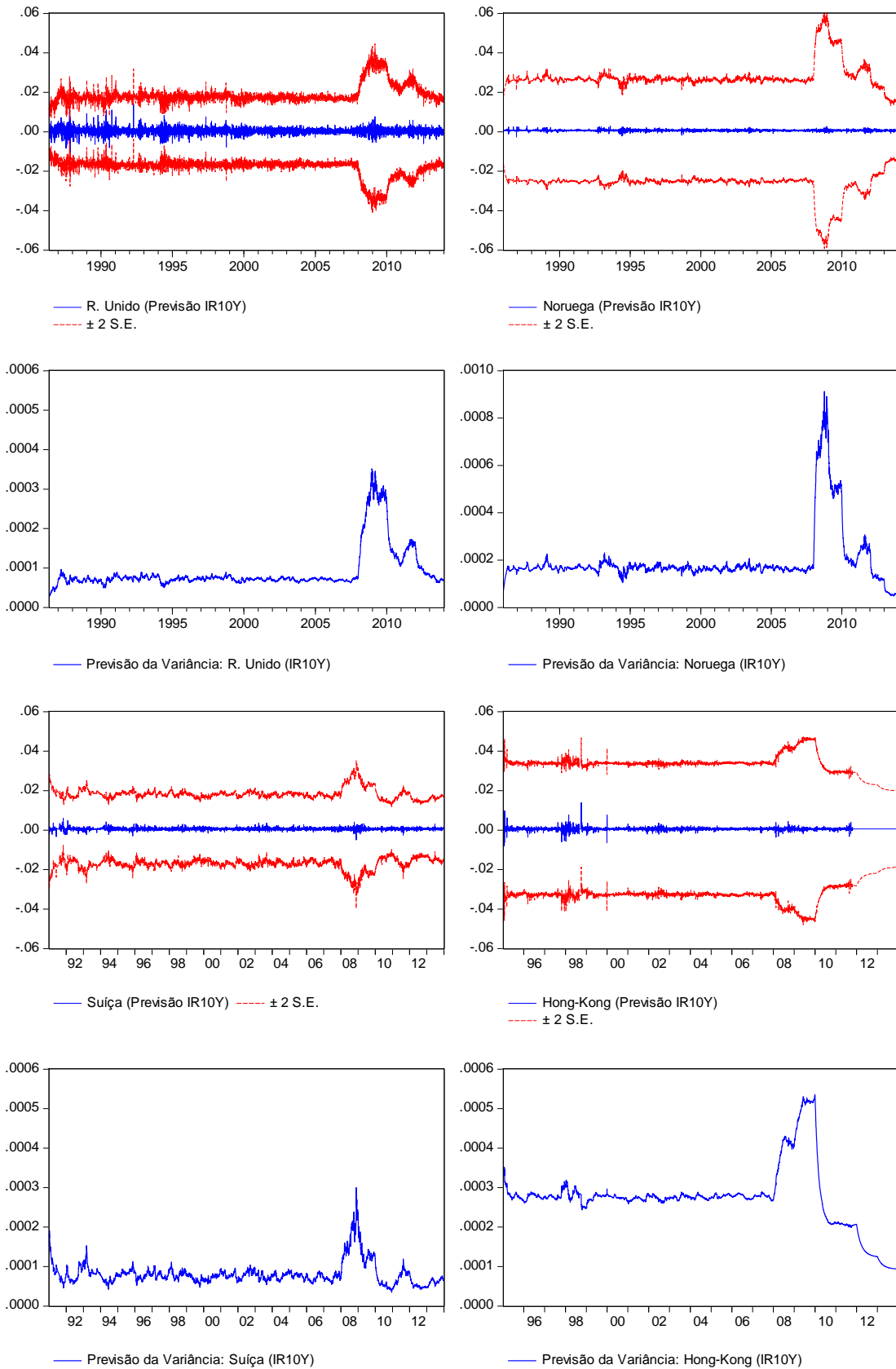
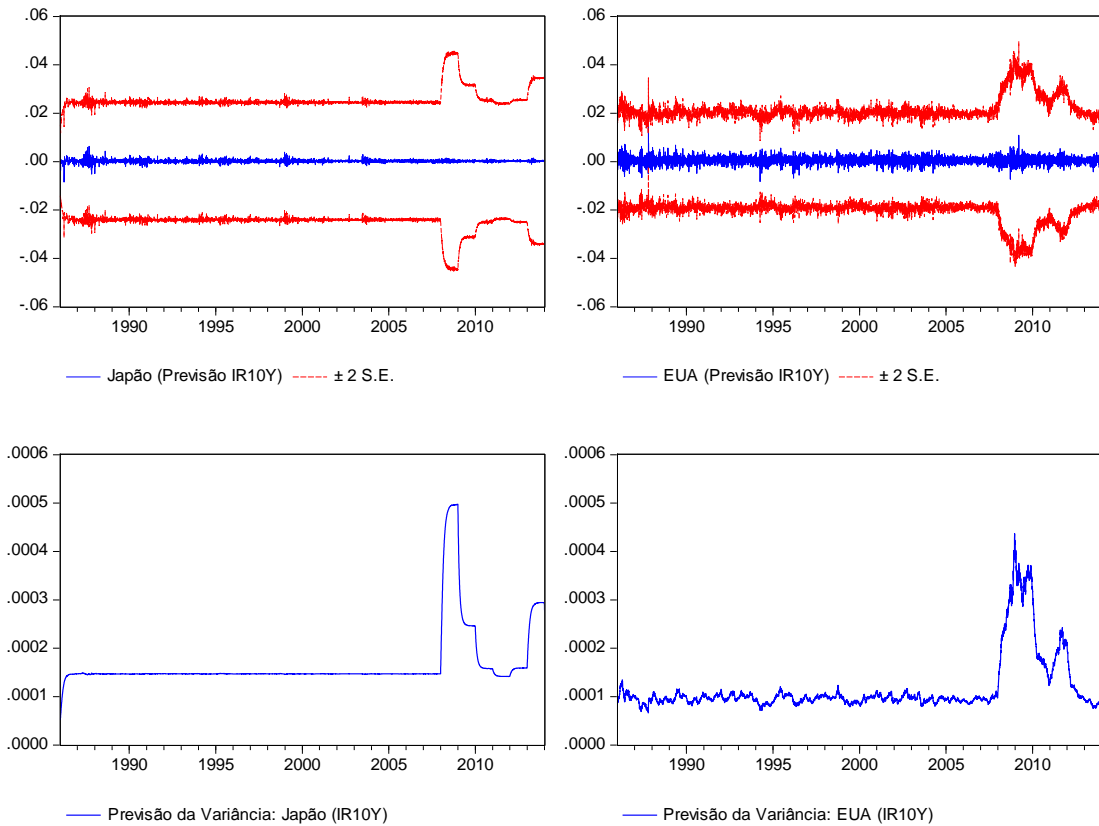


Figura 12. Previsão EGARCH da variância condicionada. Variável exógena: variação da taxa de juro a dez anos -  $\Delta(IR10Y)$  (continuação)



Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: EViews). Período: 6/1/1986 a 3/1/2014.

De igual modo, uma “extremidade da seta mais afunilada” significa que o efeito da crise foi menos prolongado no que ao risco se refere e o retorno ao equilíbrio mais rápido. A Irlanda apresenta novamente um comportamento de recuperação mais rápido do que os outros países intervencionados da Zona Euro. A pior performance pertence novamente à Grécia. Na Zona Euro, o comportamento da Finlândia requer alguma atenção ao longo de 2014 por forma a verificar se a redução dos níveis de risco observada em 2013 é consistente ou simplesmente conjuntural. Fora da UE, o Japão constitui uma incógnita dado o seu desempenho recente em termos de aumento dos níveis de risco. Resta esperar pelo desenrolar dos acontecimentos ao longo de 2014 para verificar se os mercados financeiros tendem, de facto, para níveis superiores de integração ou se regista uma desintegração e maior diferenciação entre mercados. A conjugação dos resultados agora discutidos com os gráficos apresentados no capítulo 3 parece favorecer a primeira hipótese.



### 5.1.3 Testes de Previsão *in-sample*

A Tabela 18 apresenta os resultados dos testes de previsão *in-sample* dos dois modelos EGARCH estimados neste capítulo: o primeiro usando como variável explicativa a variação da taxa de juro a seis meses e o segundo usando como variável explicativa a variação da taxa de juro a dez anos.

Tabela 18. Testes de previsão *in-sample* do modelo EGARCH:  $\Delta(\text{IR6M})$  vs.  $\Delta(\text{IR10Y})$

País		$\Delta(\text{IR6M})$			$\Delta(\text{IR10Y})$		
		RMSE	MAE	MAPE	RMSE	MAE	MAPE
<b>UE ZONA EURO</b>							
Áustria	OE	0.011	0.007	120.986	0.011	0.007	124.167
Bélgica	BG	0.010	0.007	115.656	0.010	0.007	125.406
Finlândia	FN	0.017	0.012	114.280	0.018	0.013	121.917
França	FR	0.012	0.008	136.155	0.012	0.009	167.953
Alemanha	BD	0.012	0.008	123.099	0.012	0.008	128.682
Grécia	GR	0.017	0.012	112.591	0.017	0.012	114.833
Irlanda	IR	0.013	0.008	205.741	0.013	0.008	216.224
Itália	IT	0.013	0.009	165.067	0.013	0.009	179.269
Holanda	NL	0.012	0.008	135.940	0.012	0.008	133.263
Portugal	PT	0.011	0.007	105.511	0.010	0.007	108.486
Espanha	ES	0.013	0.009	118.359	0.013	0.009	121.948
<b>UE ZONA NÃO EURO</b>							
R. Checa	CZ	0.014	0.009	102.995	0.014	0.009	107.134
Dinamarca	DK	0.011	0.007	445.474	0.011	0.007	515.988
Hungria	HN	0.017	0.011	122.525	0.015	0.011	106.149
Polónia	PO	0.015	0.011	98.509	0.013	0.009	110.521
Suécia	SD	0.015	0.010	188.682	0.014	0.010	195.335
R. Unido	UK	0.011	0.007	313.265	0.011	0.007	318.073
<b>NÃO UE</b>							
Noruega	NW	0.014	0.010	152.608	0.015	0.010	150.047
Suíça	SW	0.010	0.007	140.909	0.010	0.007	146.301
Hg-Kong	HK	0.015	0.010	291.944	0.015	0.010	265.066
Japão	JP	0.013	0.009	105.026	0.013	0.009	109.395
EUA	US	0.011	0.007	125.962	0.012	0.007	145.099

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: EViews). Período: 6/1/1986 a 3/1/2014.

Notas: RMSE – *Root Mean Squared Error*. MAE – *Mean Absolute Error*. MAPE – *Mean Absolute Percentage Error*.

Os testes utilizados são: (1) *Root Mean Squared Error* (RMSE), (2) *Mean Absolute Error* (MAE) e (3) *Mean Absolute Percentage Error* (MAPE). Optou-se aqui por utilizar a terminologia em inglês, dada a popularidade e universalidade destas siglas utiliza-

das em língua inglesa. As diferenças no teste RMSE entre os modelos com taxas de juro a seis meses e a dez anos são praticamente inexistentes (média global de 0.013 nos dois casos). Identicamente no que respeita ao teste MAE (média global de 0.009 nos dois casos). Apenas o teste MAPE apresenta uma diferença entre os dois modelos: média global de 161.0 no primeiro caso e 168.7 no segundo caso.

Nos testes RMSE e MAE não se observam diferenças nas médias de cada grupo de países em relação à média global. O mesmo não acontece no teste MAPE, onde a média dos países da Zona Euro é, nos dois casos, substancialmente menor do que a média global (132.1 e 140.2, respetivamente) e a média dos países da UE não pertencentes à Zona Euro é substancialmente maior do que a média global (211.9 e 225.5, respetivamente). No grupo de países não pertencentes à UE a média é semelhante à média global (163.2).

Uma vez que o objetivo é minimizar o erro de previsão pode dizer-se que, com base no teste MAPE, os países da Zona Euro apresentam, em média, melhores indicadores de previsão do que os restantes blocos de países. Os países da UE não pertencentes à Zona Euro são os que apresentam, em média, piores indicadores de previsão. Note-se, contudo, que estas médias não estão ponderadas.

Em termos individuais, a pior performance preditiva de acordo com o teste MAPE cabe à Dinamarca e a melhor cabe à Polónia (IR6M) e à Hungria (IR10Y). Contudo, tomando em consideração os testes RMSE e MAE, a pior performance preditiva cabe à Finlândia e à Grécia (IR6M/IR10Y) e a melhor cabe à Bélgica e à Suíça (IR6M/IR10Y). Portugal apresenta valores dos testes de performance preditiva bastante melhores do que a média global e a média da Zona Euro e, nos testes RMSE e MAE está muito próximo do grupo de países com melhor performance preditiva.

Em suma, o modelo EGARCH parece adequado à produção de previsões *in-sample* na relação entre a variação das taxas de juro (a curto e longo prazo) e a rendibilidade dos índices bolsistas. Em particular, a sua performance durante e após a crise de 2008 é consistente com a realidade recente conhecida e amplamente divulgada, talvez nem sempre da forma mais correta, pelos *media*. A separação do efeito das boas e más notícias é notória e estatisticamente significativa. O uso de uma distribuição *t*-Student em vez da gaussiana tornou as estimativas mais robustas e consistentes, uma vez conhecido o fenómeno e as consequências da observação de leptocurtose e caudas pesadas.

## 5.2 Estimação FIGARCH

Apesar da sua inegável vantagem em relação aos modelos GARCH simétricos e, em particular, em relação aos modelos exclusivamente da média, o modelo EGARCH não é isento de problemas. Um dos principais problemas do modelo EGARCH consiste na sua estimação num contexto puramente binário. Quer isto dizer que, para efeitos de estimação do modelo, apenas são considerados dois estados no que respeita à estacionariedade das variáveis em estudo. Ou são integradas de primeira ordem,  $I(1)$ , ou são integradas de ordem zero,  $I(0)$ . Nada existe entre um estado e o outro. No primeiro caso a variável é não-estacionária e no segundo é estacionária. Ora, o modelo EGARCH apenas existe em contexto de estacionariedade, ou seja, todas as variáveis do sistema devem ser  $I(0)$ . Pode no entanto acontecer que a verdadeira dimensão do índice de integração  $d$  seja fracionária, caindo por exemplo no intervalo  $[0, 1]$ . Neste caso, as estimativas do modelo EGARCH perdem potência exceto se o índice de integração fracionária  $d$  for inferior a 0.5. Neste caso o processo diz-se fracamente estacionário. Se  $d \geq 0.5$ , então o processo diz-se reversível à média (*mean reverting*), com efeitos de persistência ou memória longa. Ou seja, quanto mais próximo estiver o coeficiente  $d$  de 1, mais longa será a memória do processo e vice-versa quanto mais próximo estiver o coeficiente  $d$  de zero. Neste caso, estamos perante um modelo FIGARCH, ou seja, um modelo que estabelece a ponte entre o modelo IGARCH ( $d = 1$ ), com persistência infinita, e o modelo GARCH puro ( $d = 0$ ) com persistência nula. Portanto, no modelo FIGARCH  $d \in [0, 1]$ .<sup>35</sup> Em alternativa, podemos usar o modelo FIEGARCH como generalização do modelo EGARCH.

A importância da estimação do coeficiente fracionário  $d$  tem a ver com a memória longa ou grau de persistência do processo. Por exemplo, um choque unitário ocorrido no contexto de um modelo FIGARCH(1, $d$ ,1) é mais persistente (ou tem memória mais longa) se  $d = 0.8$  do que se  $d = 0.2$ . Este aspeto é particularmente relevante no estudo da persistência de choques negativos, ou seja, de choques provocados por crises no sistema, como o de 2008. A dinâmica do sistema e a ocorrência de quebras estruturais pode originar uma alteração no índice de persistência do processo ( $d$ ) ao longo do tempo. Por isso, no caso em estudo, procedemos ao cálculo de  $d$  no período pré-crise e no período

---

<sup>35</sup> O termo FI significa em inglês *Fractional Integrated*.

pós-crise, separadamente. Separámos também os efeitos provocados pela variação da taxa de juro a seis meses e a dez anos. Os resultados encontram-se nas Tabelas 19-20.

Tabela 19. Coeficientes fracionários ( $d$ ) do modelo FIGARCH:  $\Delta(\text{IR6M})$

País		Pré-crise		Pós-crise	
		$d$	t-St DF	$d$	t-St DF
<b>UE ZONA EURO</b>					
Áustria	OE	0.4185	**	5.2918	**
Bélgica	BG	0.5437	**	6.6976	**
Finlândia	FN	0.4190	**	GAUSS	
França	FR	0.5228	**	8.0761	**
Alemanha	BD	0.5556	**	6.6261	**
Grécia	GR	0.4647	**	6.2032	**
Irlanda	IR	0.3978	**	4.5324	**
Itália	IT	0.4745	**	8.1517	**
Holanda	NL	0.5328	**	7.6759	**
Portugal	PT	0.3723	**	5.8546	**
Espanha	ES	0.4494	**	7.1777	**
<b>UE ZONA NÃO EURO</b>					
R. Checa	CZ	0.4797	**	5.0589	**
Dinamarca	DK	0.3391	**	5.7952	**
Hungria	HN	0.3853	**	5.8686	**
Polónia	PO	0.4111	**	6.8388	**
Suécia	SD	0.4879	**	9.6420	**
R. Unido	UK	0.4692	**	9.1201	**
<b>NÃO UE</b>					
Noruega	NW	0.3798	**	6.2811	**
Suíça	SW	0.4736	**	5.8181	**
Hg-Kong	HK	0.3988	**	5.1971	**
Japão	JP	0.4579	**	5.6440	**
EUA	US	0.4628	**	5.3985	**

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: OxMetrics). Período: 6/1/1986 a 3/1/2014.

Notas: \*\* significativo a 1%. Estimação ML pelo método de Chung (1999).

Tal como anteriormente, as datas que serviram de base à separação entre as amostras dos modelos pré-crise e pós-crise correspondem às datas das quebras estimadas pelo teste de Lanne *et al.* (capítulo 3, Tabela 7). A distribuição dos erros considerada foi uma  $t$ -Student exceto nos casos assinalados, onde utilizámos uma distribuição de Gauss. No período pré-crise utilizou-se uma especificação FIGARCH(1, $d$ ,1). No período pós-crise a especificação que melhores estimativas produziu foi uma FIEGARCH(1, $d$ ,1), quer no caso da taxa de juro a seis meses quer a dez anos. As variáveis do sistema são as mesmas que foram utilizadas no modelo EGARCH com exceção das *dummies* anuais, uma

vez que agora trabalhamos com amostras separadas (pré-crise e pós-crise). A estimação do modelo FIGARCH foi efetuada pelo método de Chung (1999). Em todos os casos, o estimador ML convergiu na forma forte, obtendo-se erros-padrão robustos.

Os coeficientes fracionários  $d$  reportados na Tabela 19 são todos significativos ao nível de 1%. O mesmo se passa em relação à estatística  $t$  relativa ao número de graus de liberdade (DF), nos casos em que foi utilizada uma distribuição dos erros  $t$ -Student. A média global dos coeficientes  $d$  é de 0.44 no período pré-crise e de 0.74 no período pós-crise. Ou seja, a média global do período pós-crise aumentou 69% em relação à do período pré-crise, dando sinais claros de elevada persistência dos efeitos negativos na volatilidade dos mercados bolsistas, durante e após a crise de 2008, provocados por variações nas taxas de juro.

As médias do coeficiente  $d$  não diferem muito entre os três blocos de países quer no período pré-crise quer no período pós-crise. Nota-se, no entanto, que nos países da UE não pertencentes à Zona Euro houve um aumento da persistência acima da média e que se cifrou em 80%. Em termos individuais, o país que maior aumento registou no indicador de persistência do período pré-crise para o período pós-crise foi a Hungria (142%), logo seguido da Áustria (140%). Acima de um aumento de 100% encontramos ainda os casos da Dinamarca (128%), Noruega (109%) e Grécia (102%).

No extremo oposto encontramos a Alemanha com um aumento de 22% do período pré-crise para o período pós-crise. No entanto, foi o país que registou o maior indicador de persistência no período pré-crise (0.56), ficando abaixo da média global no período pós-crise (0.68). Acima de 0.50 no período pré-crise encontramos ainda países como a Bélgica (0.54), Holanda (0.53) e França (0.52), todos pertencentes à Zona Euro. Nestes casos, o aumento do indicador de persistência do período pré-crise para o período pós-crise foi sempre inferior a 50%. Aliás, para além do caso da Suíça, estes quatro países foram os únicos que registaram um aumento da persistência inferior a 50% do período pré-crise para o período pós-crise. Dos países intervencionados, a Grécia registou um aumento de 102% (já acima referido), a Irlanda de 85% e Portugal de 77%.

Em síntese, o panorama de aumento do indicador de persistência da volatilidade do período pré-crise para o período pós-crise, na relação entre a variação da taxa de juro a seis meses e a rendibilidade do índice bolsista, obriga a um “controlo” mais apertado da

evolução das taxas de juro por forma a evitar novo crash bolsista. As taxas de juro a seis meses têm, no entanto, registado uma evolução consistentemente descendente, pelo que este cenário parece de momento afastado.

Os resultados apresentados na Tabela 20 apenas diferem marginalmente dos anteriores relativos à taxa de juro a seis meses (Tabela 19).

Tabela 20. Coeficientes fracionários ( $d$ ) do modelo FIGARCH:  $\Delta(\text{IR10Y})$

País	Pré-crise				Pós-crise				
	$d$		t-St DF		$d$		t-St DF		
<b>UE ZONA EURO</b>									
Áustria	OE	0.3468	**	4.9726	**	0.7489	**	5.5837	**
Bélgica	BG	0.5170	**	6.6173	**	0.7571	**	4.5327	**
Finlândia	FN	0.4024	**	6.6891	**	0.7524	**	3.7735	**
França	FR	0.5198	**	7.3844	**	0.7447	**	4.7220	**
Alemanha	BD	0.5724	**	6.4228	**	0.6590	**	GAUSS	
Grécia	GR	0.4640	**	6.3212	**	0.7344	**	3.7566	**
Irlanda	IR	0.3850	**	4.6140	**	0.7594	**	6.4267	**
Itália	IT	0.5067	**	8.1774	**	0.7635	**	5.3432	**
Holanda	NL	0.5457	**	7.4952	**	0.7379	**	6.1275	**
Portugal	PT	0.4111	**	5.4507	**	0.6352	**	5.4059	**
Espanha	ES	0.4490	**	7.7256	**	0.6795	**	4.4327	**
<b>UE ZONA NÃO EURO</b>									
R. Checa	CZ	0.4864	**	5.7207	**	0.7181	**	4.5742	**
Dinamarca	DK	0.3625	**	6.0621	**	0.7402	**	GAUSS	
Hungria	HN	0.3368	**	8.1511	**	0.6895	**	4.5867	**
Polónia	PO	0.4279	**	8.5270	**	0.7018	**	4.7218	**
Suécia	SD	0.4617	**	7.3722	**	0.7473	**	GAUSS	
R. Unido	UK	0.4890	**	9.0982	**	0.8006	**	5.5347	**
<b>NÃO UE</b>									
Noruega	NW	0.3850	**	6.2059	**	0.7955	**	6.3658	**
Suíça	SW	0.4623	**	7.0674	**	0.6546	**	GAUSS	
Hg-Kong	HK	0.4604	**	5.1769	**	0.7302	**	4.4351	**
Japão	JP	0.4096	**	5.8827	**	0.7773	**	4.7018	**
EUA	US	0.4803	**	5.5346	**	0.8293	**	3.9662	**

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: OxMetrics). Período: 6/1/1986 a 3/1/2014.

Notas: \*\* significativo a 1%. Estimação ML pelo método de Chung (1999).

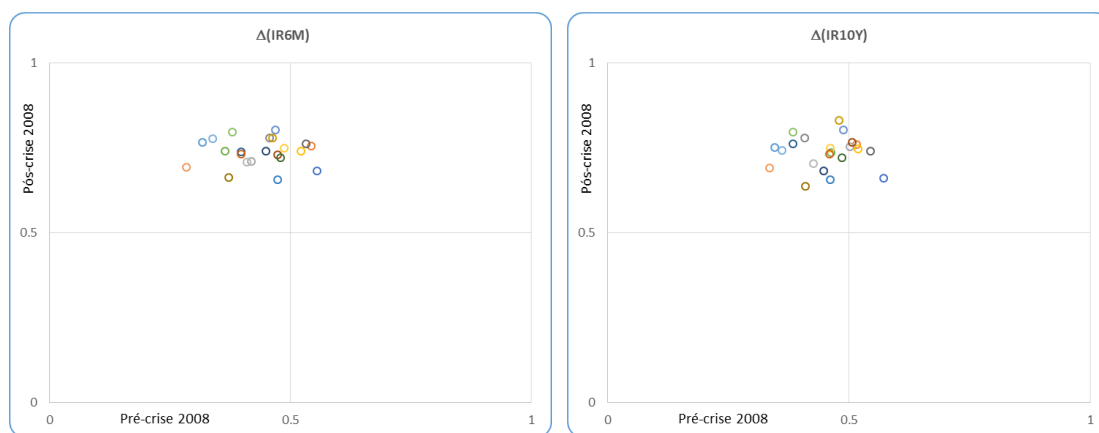
Globalmente, a variação do indicador de persistência  $d$  do período pré-crise para o período pós-crise foi de 62% no caso da relação entre a variação da taxa de juro a dez anos e a rendibilidade do índice bolsista (69% - IR6M). Tal como anteriormente, a Zona Euro registou a menor destas variações (53%). O panorama geral também pouco mudou sendo a média de  $d$  de 0.45 no período pré-crise e de 0.73 no período pós-crise.

Por país, as maiores variações continuam a ocorrer na Áustria (116%), Noruega (107%), Hungria (105%) e Dinamarca (104%). A Grécia fica excluída deste grupo provavelmente devido à sua dependência do programa de assistência internacional e à não emissão de dívida a longo prazo no período pós-crise. O mesmo se passa com Portugal.

As menores variações continuam a ocorrer na Alemanha (15%), sendo este o país com o indicador de persistência pré-crise mais elevado (0.57). O panorama geral nos restantes países pouco muda em relação aos resultados apresentados na Tabela 19, com a exceção dos países intervencionados: Irlanda (97%), Grécia (58%) e Portugal (55%). As razões são, no entanto, conhecidas e já debatidas anteriormente neste texto.

A Figura 13 apresenta a transição do indicador de persistência ( $d$ ), para cada país, do período pré-crise (eixo horizontal) para o período pós-crise (eixo vertical). O painel da esquerda refere-se ao modelo com taxa de juro a seis meses (curto prazo) e o da direita refere-se ao modelo com taxa de juro a dez anos (longo prazo).

Figura 13. FIGARCH  $d$ . Variável exógena: taxa de juro a seis meses  $\Delta(IR6M)$  e a dez anos  $\Delta(IR10Y)$



Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: OxMetrics). Período: 6/1/1986 a 3/1/2014.

Cada ponto refere-se ao posicionamento de um país antes e depois da crise de 2008. Em relação ao período pré-crise (eixo horizontal) do painel esquerdo apenas quatro países registaram indicadores de persistência superiores a 0.50. Todos, no entanto, se situam acima do limiar de 0.50 no período pós-crise. Deste modo o diagrama de dispersão apresenta quatro pontos no primeiro quadrante e os restantes dezoito no segundo quadrante. Os quatro pontos situados no primeiro quadrante referem-se à Alemanha, Bélgica, Holanda e França, todos países da Zona Euro.

Quanto ao painel direito, seis países registaram indicadores de persistência superiores a 0.50 no período pré-crise (eixo horizontal). Tal como no caso anterior, todos se situam acima do limiar de 0.50 no período pós-crise. O diagrama de dispersão apresenta assim seis pontos no primeiro quadrante e os restantes dezasseis no segundo quadrante. Os seis pontos situados no primeiro quadrante referem-se, tal como no caso anterior, à Alemanha, Bélgica, Holanda e França e ainda à Itália e Finlândia, todos países da Zona Euro. Apesar da grande semelhança dos dois diagramas de dispersão, nota-se uma maior concentração horizontal no painel da direita e vertical no painel da esquerda. As diferenças são, contudo, ligeiras. Dito de outro modo, no modelo com taxa de juro a seis meses, verifica-se uma maior dispersão de valores no período pré-crise e uma tendência para uma maior homogeneização no período pós-crise. Contrariamente, no modelo com taxa de juro a dez anos, os valores estão mais concentrados no período pré-crise e mais dispersos, embora só ligeiramente, no período pós-crise. Existem, portanto, comportamentos ligeiramente diferenciados entre a persistência (ou memória longa) do efeito da taxa de juro a curto prazo e a longo prazo na rendibilidade dos índices bolsistas. Estes resultados são compatíveis com a noção comumente aceite que existe uma muito maior distinção dos mercados em relação às taxas de juro a longo prazo do que em relação às taxas de juro a curto prazo.

### 5.3 Previsão *out-of-sample*

Uma vez analisados os efeitos da volatilidade e da persistência na relação entre variações da taxa de juro e rendibilidade dos índices bolsistas, importa agora verificar até que ponto as previsões produzidas neste contexto são mais fiáveis do que as produzidas no âmbito de modelos que apenas consideram a média. Para o efeito vamos utilizar testes *out-of-sample* para comparar a performance preditiva do modelo da média-variância EGARCH com a dos modelos da média de Gregory-Hansen e de regressão linear simples (ver, *e.g.*, Stambaugh, 1999).

O teste de Diebold-Mariano (1995) tem sido muito usado na avaliação da capacidade preditiva *out-of-sample* de modelos alternativos. Este teste tem, no entanto, algumas



desvantagens. Uma delas consiste no seu sobredimensionamento em amostras de pequena dimensão, o que não é propriamente um problema no nosso caso.

Tabela 21. Testes de previsão *out-of-sample* HN: comparação da capacidade preditiva dos modelos EGARCH, GH e LS -  $\Delta(\text{IR6M})$  vs.  $\Delta(\text{IR10Y})$

País	$\Delta(\text{IR6M})$				$\Delta(\text{IR10Y})$				
	F standard		HN		F standard		HN		
	Teste	p-value	Teste	p-value	Teste	p-value	Teste	p-value	
<b>UE ZONA EURO</b>									
Áustria	OE	3.8516	(0.0499)	3.7475	(0.0531)	2.1655	(0.1506)	3.4162	(0.0660)
Bélgica	BG	5.3533	(0.0208)	2.9232	(0.0876)	3.2533	(0.0715)	1.7686	(0.1838)
Finlândia	FN	2.2258	(0.1360)	3.1736	(0.0751)	1.9811	(0.1781)	3.5275	(0.0608)
França	FR	2.6091	(0.1065)	3.2002	(0.0739)	2.5311	(0.1123)	3.3899	(0.0672)
Alemanha	BD	1.4041	(0.2363)	2.1139	(0.1462)	2.5783	(0.1090)	3.2434	(0.0740)
Grécia	GR	2.0510	(0.1530)	2.5494	(0.1110)	22.0727	(0.0000)	13.8158	(0.0002)
Irlanda	IR	3.2106	(0.0734)	2.4427	(0.1183)	1.3499	(0.2455)	1.7990	(0.1801)
Itália	IT	1.9247	(0.1657)	3.0848	(0.0795)	0.0284	(0.8663)	0.0305	(0.8614)
Holanda	NL	2.6892	(0.1013)	2.8651	(0.0908)	2.7180	(0.0995)	2.7959	(0.0947)
Portugal	PT	2.8557	(0.0913)	3.2066	(0.0736)	4.8847	(0.0462)	3.2522	(0.0736)
Espanha	ES	1.3014	(0.2695)	1.9427	(0.1645)	0.1282	(0.7204)	0.1146	(0.7350)
<b>UE ZONA NÃO EURO</b>									
R. Checa	CZ	1.2157	(0.2972)	2.4350	(0.1190)	12.6386	(0.0004)	15.3588	(0.0001)
Dinamarca	DK	3.3337	(0.0681)	2.0217	(0.1553)	3.7144	(0.0542)	2.0058	(0.1569)
Hungria	HN	2.2340	(0.1352)	2.1829	(0.1398)	0.0971	(0.7554)	0.1693	(0.6808)
Polónia	PO	1.9511	(0.1627)	1.9537	(0.1624)	2.6692	(0.1028)	4.2551	(0.0556)
Suécia	SD	2.4564	(0.1182)	3.5556	(0.0604)	1.8747	(0.1844)	4.7678	(0.0526)
R. Unido	UK	2.7195	(0.0994)	2.4931	(0.1146)	3.9741	(0.0524)	2.8038	(0.0944)
<b>NÃO UE</b>									
Noruega	NW	2.8962	(0.0892)	3.4465	(0.0645)	11.5947	(0.0007)	17.8998	(0.0000)
Suíça	SW	1.5158	(0.2204)	3.5518	(0.0605)	2.4434	(0.1183)	3.5531	(0.0597)
Hg-Kong	HK	2.8107	(0.0940)	2.7042	(0.1011)	3.0227	(0.0836)	3.4507	(0.0644)
Japão	JP	0.2709	(0.6028)	0.2314	(0.6305)	1.0835	(0.2981)	0.8827	(0.3476)
EUA	US	1.8056	(0.1793)	0.7702	(0.3803)	10.4529	(0.0084)	2.9417	(0.0880)

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: EViews). Período: 6/1/1986 a 3/1/2014.

Notas: p-values entre parêntesis.  $H_0$ : Modelo EGARCH tem melhor performance do que os Modelos GH e LS (regressão linear simples).  $H_0$  é rejeitada se  $p < 0.05$ . No teste HN do modelo  $\Delta(\text{IR10Y})$ ,  $H_0$  é rejeitada nos casos da Grécia, República Checa e Noruega.

O teste também tem problemas de sobredimensionamento quando o horizonte temporal da previsão é longo e este, sim, é um problema no nosso caso, uma vez que temos um horizonte temporal da previsão de cinco anos (2009-2014). Um terceiro problema, certamente bem mais importante, tem a ver com a definição das hipóteses do teste. Tratando-se de um teste de igual capacidade preditiva, o teste DM postula como  $H_0$  que a

capacidade preditiva dos dois modelos em comparação é igual, ou semelhante. A níveis standard,  $H_0$  não é rejeitada em pelo menos 95% dos casos, tornando o intervalo de confiança em  $H_0$  bastante amplo. A rejeição da hipótese nula de igual capacidade preditiva apenas ocorre em 5% dos casos ou menos.

É preferível testar se um conjunto de previsões engloba um conjunto rival em vez de testar a igual capacidade preditiva de modelos rivais (Clements e Harvey, 2007, 2011). Deste modo, o teste pode ser utilizado em contextos diversos, incluindo amostras de pequena dimensão, sem impacto estatisticamente significativo nas perdas de previsão. Diversos autores têm debatido recentemente este assunto, como por exemplo, Pesaran *et al.* (2013), Hendry e Mizon (2014) e Dubois (2014). O teste de capacidade preditiva *out-of-sample* usado no nosso contexto é o teste de Harvey e Newbold (2000) que permite englobar comparações múltiplas, *i.e.* comparar a performance preditiva de mais do que dois modelos em simultâneo. Os resultados encontram-se na Tabela 21.

Os erros de previsão dos modelos em comparação são do EGARCH, do GH (Gregory-Hansen) e do LS (regressão linear simples). A hipótese nula postula que o modelo EGARCH tem melhor performance preditiva (isto é, engloba) do que os modelos GH e LS. Ter melhor performance preditiva significa produzir erros de previsão menores, o que equivale a dizer que se está a minimizar a função de perda. Os resultados apresentados estão separados entre os modelos que utilizam como regressor a taxa de juro a seis meses (IR6M) e a dez anos (IR10Y). Em cada caso apresentam-se as estatísticas do teste *F*-standard e do teste de previsão HN. Juntamente com o valor das estatísticas apresentam-se entre parêntesis os correspondentes *p-values*. A subamostra para efeitos de estimação abrange o período entre 6/1/1986 e 31/12/2008. Para efeitos de previsão utilizou-se a subamostra que abrange o período entre 1/1/2009 e 3/1/2014. As séries de previsão foram obtidas com base em previsões estáticas um-passo à frente.

Os resultados obtidos são esclarecedores. Na previsão que usa como regressor a taxa de juro a seis meses, a hipótese nula do teste HN não é rejeitada em nenhum dos casos. Nos modelos que utilizam como regressor a taxa de juro a dez anos, observa-se que  $H_0$  é rejeitada apenas em três casos: Grécia, República Checa e Noruega. Globalmente, portanto, a hipótese nula não é rejeitada em 93% dos casos. Nestes casos, o modelo da média-variância EGARCH produz previsões mais fiáveis do que os modelos da média

GH e LS. Nos três casos em que  $H_0$  é rejeitada não se pode concluir que o modelo EGARCH não produz boas previsões. Apenas se pode afirmar que as previsões obtidas pelo modelo EGARCH não superam as obtidas pelos restantes dois modelos.

Quanto maior for o *p-value*, mais robusta é a estimativa do teste HN produzida. No caso do modelo que utiliza taxas de juro a seis meses, as estimativas mais robustas são as do Japão e EUA. No caso do modelo que utiliza taxas de juro a dez anos, as estimativas mais robustas são as de Itália, Espanha, Hungria e Japão.

Em suma, os resultados obtidos suportam o pressuposto que os modelos da média-variância produzem previsões mais fiáveis, uma vez que utilizam mais informação sobre o processo de geração de dados do que os modelos da média. Não chega, por isso, analisar a evolução histórica das séries financeiras em estudo para produzir previsões verossímeis. A volatilidade dos dados em cada momento desempenha um papel fundamental no processo de obtenção de previsões e da sua fiabilidade. Esta situação é realçada pelo facto de estarmos a usar o período pré-crise (portanto com menor volatilidade) como base para obtermos previsões para o período pós-crise (com maior volatilidade). A volatilidade dos dados pode aqui ser vista como uma medida do risco no mercado correspondente. Quanto maior for a volatilidade maior é o risco e o investidor tanto pode ganhar como perder muito mais do que num período de menor volatilidade. Resta, portanto, saber até que ponto cada investidor tem aversão ao risco, sendo este um pressuposto conservador usado muito frequentemente no contexto das teorias económicas e financeiras *mainstream*.



## 6 Simulação

Os resultados apresentados nos capítulos 4 e 5 estabelecem o suporte empírico para a simulação de cenários que permitem modelar o processo de decisão da escolha das fontes de financiamento num sistema económico globalizado. Este modelo pressupõe a ideia da livre circulação de capitais subjacente ao projeto de construção da União Europeia, estendendo-a a cinco países não integrados na UE mas com relações comerciais de montante significativo com este bloco económico (Noruega, Suíça, Hong-Kong, Japão e EUA). Deste modo, podemos dispor de um instrumento de apoio à decisão importante no contexto da gestão empresarial, com especial ênfase nas questões do controle de gestão financeira e orçamental. O modelo tem um enfoque internacional.

O modelo utilizado neste contexto assenta em dois vetores fundamentais geralmente considerados em qualquer processo de decisão financeira: (1) rendibilidade e (2) risco. A rendibilidade das fontes de financiamento de uma organização está intimamente ligada ao custo do capital alheio e à valorização do capital próprio. Num processo de escolha ótimo, a empresa ou organização procura em geral minimizar o custo do capital alheio e maximizar a valorização do seu capital próprio. O primeiro conduz a uma valorização direta do capital próprio por via, *ceteris paribus*, do aumento dos resultados da empresa. O segundo conduz a uma valorização da empresa ou organização por via do aumento do seu valor de *goodwill*. Daí ser fundamental analisar o efeito da variação do custo do capital alheio na valorização bolsista do capital próprio das empresas e vice-versa. Este assunto foi tratado no capítulo 4.<sup>36</sup>

Mas, sendo verdade que a questão da rendibilidade dos capitais é crucial no processo de tomada de decisão de financiamento, não é menos verdade que o risco associado a esse processo é igualmente fundamental. A este respeito, é bem conhecida nos mercados bolsistas a relação inversa que existe entre rendibilidade e risco. Por exemplo, a ocorrência de bolhas especulativas no mercado bolsista conduzindo a aumentos anormais das cotações, está geralmente associada a períodos de grande instabilidade no mercado (risco), podendo o investidor incorrer em ganhos extraordinários mas também em per-

---

<sup>36</sup> Para um tratamento exaustivo do tema “carteiras de investimento” ver Neves e Quelhas (2013).

das substanciais dos seus investimentos. A variação de preços, pelo menos em frequências diárias ou intra-diárias, aumenta significativamente face a períodos de menor instabilidade. Isto ocorre no pressuposto da verificação da Hipótese dos Mercados Eficientes (EMH). O impacto deste fenómeno no risco de valorização (ou desvalorização) do capital das empresas ou organizações é, portanto, muito elevado e um investidor com aversão ao risco tende a optar por soluções menos arriscadas, pese embora com menores expectativas de ganhos. Note-se que este é o ponto de vista do investidor ou detentor do capital em si e não necessariamente dos gestores da empresa ou organização, os quais tendem muitas vezes a tomar decisões que otimizem os seus prémios de gestão.

Uma forma de modelar a evolução temporal do risco é através da variância condicionada, ou do respetivo desvio-padrão, utilizando modelos de heteroscedasticidade condicionada. De igual modo, a persistência do risco é outro fator importante a ter em consideração. Estes modelos foram analisados empiricamente no capítulo 5.

O modelo de decisão da escolha dos mercados financeiros mais adequados ao financiamento das empresas ou organizações irá portanto combinar fatores de rendibilidade e fatores de risco. O resto do capítulo está organizado do seguinte modo. Na primeira secção descrevemos os parâmetros do modelo de simulação. Na secção 6.2 apresentamos o ranking dos parâmetros do modelo de simulação e os fatores de distância entre mercados. Na secção 6.3 descrevemos os cinco cenários que combinam de forma linear os fatores de rendibilidade e de risco e apresentamos os respetivos resultados. Finalmente, na secção 6.4 apresentamos uma sùmula dos resultados e caracterizamos em cada cenário as escolhas mais (e menos) adequadas em cada contexto. O capítulo encerra com as principais conclusões do trabalho realizado.

## **6.1 Parâmetros do Modelo de Simulação**

A Tabela 22 apresenta os resultados dos parâmetros utilizados no modelo de simulação para decisão da escolha das fontes de financiamento por país ou mercado. Os resultados estão organizados por modelos com taxas de juro a seis meses e a dez anos. Os parâmetros dos modelos com taxas de juro a seis meses (IR6M) são apresentados nos dois primeiros blocos de colunas da Tabela 22.

Tabela 22. Parâmetros do modelo de simulação (IR6M vs. IR10Y)

País	IR6M											IR10Y							
	2008 (Max)					2014 (min)						2008 (Max)			2014 (min)				
	IR	PI	$\sigma_t$	$d$		IR	PI	$\sigma_t$	$d$	$\beta$	$\Delta(d)$	IR	$\sigma_t$	$d$	IR	$\sigma_t$	$d$	$\beta$	$\Delta(d)$
<b>UE ZONA EURO</b>																			
Áustria	OE	5.12	293.8	0.05	0.42	0.39	383.2	0.01	0.76	-7.15	82%	4.26	0.06	0.35	2.26	0.01	0.75	0.45	116%
Bélgica	BG	5.19	309.7	0.05	0.54	0.39	624.1	0.01	0.75	-6.42	39%	4.47	0.05	0.52	2.55	0.01	0.76	-0.30	46%
Finlândia	FN	5.46	354.4	0.06	0.42	0.39	436.5	0.02	0.80	-10.1	90%	4.76	0.06	0.40	2.12	0.02	0.75	-1.55	87%
França	FR	5.12	446.7	0.04	0.52	0.39	631.1	0.01	0.74	-7.34	41%	4.22	0.05	0.52	2.35	0.01	0.74	0.42	43%
Alemanha	BD	4.85	225.4	0.04	0.56	0.39	348.1	0.01	0.68	-5.00	22%	3.76	0.05	0.57	1.94	0.01	0.66	0.26	15%
Grécia	GR	4.96	977.7	0.05	0.46	0.39	516.4	0.02	0.74	-1.03	59%	19.14	0.06	0.46	8.21	0.02	0.73	1.18	58%
Irlanda	IR	5.45	506.8	0.06	0.40	0.39	829.5	0.01	0.74	-0.23	85%	4.43	0.06	0.38	3.35	0.01	0.76	-0.36	97%
Itália	IT	5.11	218.0	0.05	0.47	0.35	222.3	0.01	0.73	-4.12	53%	4.73	0.05	0.51	3.94	0.01	0.76	-0.51	51%
Holanda	NL	5.12	269.4	0.05	0.53	0.39	421.5	0.01	0.76	-6.45	43%	4.26	0.06	0.55	2.23	0.01	0.74	0.44	35%
Portugal	PT	5.11	150.2	0.05	0.37	0.35	150.3	0.01	0.66	-4.69	77%	4.52	0.05	0.41	5.82	0.01	0.64	-0.54	55%
Espanha	ES	4.94	340.6	0.04	0.45	0.35	424.2	0.01	0.74	-4.65	64%	4.37	0.04	0.45	3.90	0.01	0.68	-0.54	51%
<b>UE ZONA NÃO EURO</b>																			
R. Checa	CZ	4.42	313.1	0.06	0.48	0.29	275.7	0.01	0.72	-6.63	50%	5.02	0.06	0.49	2.37	0.01	0.72	0.25	48%
Dinamarca	DK	6.43	546.9	0.05	0.34	0.48	1349	0.01	0.77	0.11	128%	4.35	0.05	0.36	2.00	0.01	0.74	0.31	104%
Hungria	HN	8.96	680.7	0.06	0.39	2.95	792.9	0.01	0.69	-8.03	79%	9.07	0.06	0.34	5.79	0.01	0.69	0.30	105%
Polónia	PO	6.74	95.7	0.04	0.41	2.67	156.5	0.01	0.71	-0.39	72%	6.37	0.04	0.43	4.31	0.01	0.70	0.44	64%
Suécia	SD	4.86	610.6	0.05	0.49	1.04	1454	0.01	0.75	-0.03	53%	3.36	0.05	0.46	2.50	0.01	0.75	0.18	62%
R. Unido	UK	6.40	333.2	0.05	0.47	0.67	583.0	0.01	0.80	-6.19	71%	4.67	0.05	0.49	3.03	0.01	0.80	0.28	64%
<b>NÃO UE</b>																			
Noruega	NW	6.42	697.3	0.06	0.38	1.75	1230.4	0.01	0.80	8.13	109%	4.16	0.06	0.39	3.01	0.01	0.80	0.26	107%
Suíça	SW	2.53	518.3	0.04	0.47	-0.05	713.1	0.01	0.65	-0.25	38%	2.92	0.04	0.46	1.08	0.01	0.65	0.35	42%
Hg-Kong	HK	3.85	633.6	0.06	0.40	0.55	1264.3	0.01	0.73	-0.32	83%	3.25	0.06	0.46	2.02	0.01	0.73	1.34	59%
Japão	JP	1.08	85.8	0.06	0.46	0.21	145.8	0.01	0.78	-0.04	70%	1.52	0.06	0.41	0.74	0.01	0.78	0.61	90%
EUA	US	2.57	427.5	0.05	0.46	0.35	1009.7	0.01	0.78	-8.85	68%	3.18	0.06	0.48	3.00	0.01	0.83	0.21	73%

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: Excel). Período: 1/1/2007 a 3/1/2014.

Notas: IR6M – tx. juro a 6 meses; IR10Y – tx. juro a 10 anos; PI – Índice bolsista;  $\sigma_t$  - desvio-padrão;  $d$  – expoente fracionário do FIGARCH/FIEGARCH. Os valores apresentados referem-se à data da variância condicionada máxima após 1/1/2007 (Max) e à data da última observação diária, 3/1/2014 (min).

Para as taxas de juro a dez anos (IR10Y), os parâmetros encontram-se nos dois blocos finais de colunas. Uma vez que os valores observados para PI não se alteram, os parâmetros utilizados nos modelos com taxa de juro a dez anos são iguais aos utilizados nos modelos com taxa de juro a seis meses, apenas aparecendo uma vez nas colunas da Tabela 22. São exceções os casos da Grécia e da República Checa.

Em cada caso, registámos os valores dos parâmetros observados em duas datas distintas. A primeira corresponde à data em que ocorreu o máximo da variância condicionada após 1/1/2007, ou seja, a data da maior intensidade de risco desde o início da última grande crise financeira. Na Tabela 22 esta data é designada por 2008 (Max), tendo ocorrido em Outubro ou Novembro de 2008, exceto no caso da Grécia no modelo com taxa de juro a dez anos, que ocorreu em 13/3/2012. O valor correspondente de PI é 380.09. No caso da República Checa, a data de referência nos modelos com taxa de juro a dez anos é 28/10/2008 (30/10/2008 no caso dos modelos IR6M) a que corresponde um valor de PI de 249.65. Os registos relativos a Novembro de 2008 referem-se aos EUA. Os dos restantes mercados são relativos ao mês de Outubro.

A segunda data corresponde à última observação registada na amostra, ou seja, 3/1/2014, quando os mercados estavam bem mais estáveis do que no auge da crise. Na Tabela 22 é designada por 2014 (min). Embora nalguns casos não corresponda exatamente ao valor mínimo da variância condicionada após 1/1/2007, está geralmente muito próximo desse valor. O que valorizámos neste caso foi obter um retrato da situação mais recente observada na nossa amostra.

Quanto aos parâmetros em si, utilizámos quatro nos modelos relativos a 2008 (Max) e seis nos modelos relativos a 2014 (min). Metade dos parâmetros referem-se a medidas de rendibilidade e a outra metade a medidas de risco. Em todos os modelos foram utilizadas as seguintes medidas de rendibilidade: IR (taxa de juro) e PI (índice bolsista relativo). De igual modo, as medidas de risco comuns a todos os modelos são:  $\sigma_t$  (desvio-padrão condicionado) e  $d$  (índice fracionário indicativo do grau de persistência).

Para além destes parâmetros, nos modelos relativos a 2014 (min) utilizaram-se ainda os seguintes:  $\beta$  (declive da relação de longo prazo nos modelos VEC no período pós-crise) e  $\Delta(d)$  (variação percentual do grau de persistência do período pré-crise para o período pós-crise). O primeiro é uma medida de rendibilidade e o segundo uma medida



de risco. Os parâmetros  $\beta$  são os indicados nas Tabelas 13 e 14 (capítulo 4), tomando obviamente o sinal simétrico. Os parâmetros  $d$  são os que estão reportados nas Tabelas 19 e 20 (capítulo 5).

Os valores reportados das taxas de juro (IR) e dos índices bolsistas (PI) foram obtidos na base de dados original utilizada neste estudo, para as datas correspondentes. Uma nota em relação aos índices bolsistas: uma vez que as pontuações dos índices diferem entre os diferentes mercados (*i.e.*, a unidade de medida é diferente), optou-se, para facilitar a comparação, por utilizar um índice relativo onde a base 100 corresponde ao primeiro registo observado após a data inicial da nossa amostra, ou seja, após 6/1/1986.

Por exemplo, no caso da Áustria, a base 100 corresponde a 6/1/1986. A data a que corresponde a maior variância condicionada (após 1/1/2007) é 17/10/2008. Nesse dia, o índice bolsista relativo da Áustria atingiu 293.83 pontos, isto é, o valor do índice era quase o triplo do valor inicial à data de 6 de Janeiro de 1986. Em 3/1/2014 este índice registava 383.16 pontos, quase quadruplicando o valor inicial de 1986. Idêntica análise pode ser feita em relação aos restantes países examinados.

Podemos também efetuar uma comparação do valor relativo da capitalização de cada bolsa em relação ao momento inicial. Por exemplo, o índice bolsista da Noruega que em 3/1/2014 valia, em termos relativos, 1230.4 pontos, valorizou três vezes mais desde o início do seu registo na amostra do que o índice da Áustria. E assim sucessivamente. Note-se que, de um modo geral, os índices bolsistas tenderam a crescer entre Outubro 2008 e Janeiro 2014. As exceções foram a Grécia e República Checa, que diminuíram, e Itália e Portugal que mantiveram valores semelhantes.

Finalmente, importa referir que a dispersão dos valores dos parâmetros de rendibilidade é, em geral, superior ou muito superior à dispersão dos valores dos parâmetros de risco, em particular no que respeita aos índices bolsistas. A relativa homogeneidade que se observa na dispersão dos valores dos parâmetros de risco dificulta a interpretação dos fatores de distância entre mercados no que ao risco diz respeito. Daí, a consideração do valor do *ranking* de cada país permitir classificar os mercados com maior clareza. Como será visto mais à frente, os parâmetros de risco desempenham, mesmo assim, um papel crucial no processo de avaliação.

## 6.2 *Ranking* dos Parâmetros e Fatores de Distância

A Tabela 23 apresenta o *ranking* dos parâmetros do modelo de simulação e a Tabela 24 reporta os respetivos fatores de distância entre os diferentes países ou mercados. A ordenação foi feita por ordem decrescente no caso dos índices bolsistas, dos coeficientes  $\beta$  e dos coeficientes  $d$  [nos modelos 2008 (Max)]. Foi feita por ordem crescente nos restantes casos. Note-se que os *rankings*  $R_1$  a  $R_6$  na Tabela 23 e os fatores  $f_1$  a  $f_6$  na Tabela 24 correspondem à ordem dos parâmetros apresentados na Tabela 22, ou seja,  $R_1$  e  $f_1$  correspondem à taxa de juro e assim sucessivamente.

Cada *ranking* corresponde à pontuação de 1 a 22, de acordo com o critério de ordenação acima indicado. No que respeita à taxa de juro a seis meses (IR6M), por exemplo, a taxa média do conjunto de países não pertencentes à UE é substancialmente menor do que a dos países pertencentes à UE, quer em 2008 quer em Janeiro de 2014. É natural, por isso que a pontuação dos primeiros seja melhor (*i.e.*, menor) do que a dos segundos neste parâmetro (ou critério), como de facto sucede. Japão, Suíça, EUA e Hong-Kong ocupam os 4 primeiros lugares neste critério em 2008.

Analisando agora a variação da persistência,  $\Delta(d)$ , no modelo com taxas de juro a seis meses, nota-se que a variação média da persistência nos países pertencente à UE é menor do que nos países não pertencentes à UE. Deste modo, é natural que os lugares cimeiros deste critério sejam ocupados por países da UE (Alemanha, Bélgica e França).

A utilização de um *ranking* baseado exclusivamente na ordenação dos países numa escala de 1 a 22 não fornece, no nosso caso, uma ideia clara do distanciamento existente entre as pontuações dos países nos diversos critérios. Importa, por isso, introduzir no modelo um conjunto de ponderadores que distingam adequadamente a distância relativa dos vários países nos diferentes critérios. Estes ponderadores estão reportados na Tabela 24. Ao país classificado em primeiro lugar em cada critério é atribuído o ponderador (ou fator) 1. Os restantes são calculados em função da distância relativa em relação ao primeiro classificado, dividindo o seu valor nesse critério ou parâmetro pelo do país classificado em primeiro lugar quando a ordenação é crescente. Caso contrário, utiliza-se o inverso desse fator.

Tabela 23. Ranking dos parâmetros do modelo de simulação  $[R^{(k)}_{ij}]$ 

País		IR6M										IR10Y									
		2008 (Max) [k = 1]				2014 (min) (k = 2)						2008 (Max) (k = 3)				2014 (min) (k = 4)					
		R <sub>1</sub>	R <sub>2</sub>	R <sub>3</sub>	R <sub>4</sub>	R <sub>1</sub>	R <sub>2</sub>	R <sub>3</sub>	R <sub>4</sub>	R <sub>5</sub>	R <sub>6</sub>	R <sub>1</sub>	R <sub>2</sub>	R <sub>3</sub>	R <sub>4</sub>	R <sub>1</sub>	R <sub>2</sub>	R <sub>3</sub>	R <sub>4</sub>	R <sub>5</sub>	R <sub>6</sub>
<b>UE ZONA EURO</b>																					
Áustria	OE	12	16	14	15	8	16	6	16	18	17	9	15	19	21	8	16	6	14	3	22
Bélgica	BG	15	15	12	2	15	10	19	14	15	3	14	14	11	4	12	10	19	16	17	5
Finlândia	FN	17	11	19	14	14	13	22	21	22	20	18	11	21	17	6	13	22	15	22	16
França	FR	13	9	5	4	10	9	16	12	19	4	8	8	8	3	9	9	15	12	6	4
Alemanha	BD	6	18	4	1	12	17	14	3	13	1	6	18	5	1	3	17	14	3	11	1
Grécia	GR	9	1	13	10	13	12	21	11	9	9	22	10	18	9	22	12	21	9	14	10
Irlanda	IR	16	8	18	18	9	6	9	9	5	19	13	7	20	19	16	6	9	17	18	18
Itália	IT	10	19	9	7	7	19	17	7	10	8	17	19	9	5	18	19	18	18	19	7
Holanda	NL	14	17	15	3	11	15	12	15	16	5	10	16	12	2	7	15	12	10	5	2
Portugal	PT	11	20	6	21	5	21	7	2	12	15	15	20	6	15	21	21	5	1	21	9
Espanha	ES	8	12	3	13	6	14	20	10	11	10	12	12	3	13	17	14	20	4	20	8
<b>UE ZONA NÃO EURO</b>																					
R. Checa	CZ	5	14	21	6	3	18	10	6	17	6	19	17	16	7	10	18	10	7	12	6
Dinamarca	DK	20	6	10	22	16	2	8	17	2	22	11	5	10	20	4	2	8	11	8	19
Hungria	HN	22	3	22	19	22	7	13	4	20	16	21	2	15	22	20	7	13	5	14	20
Polónia	PO	21	21	1	16	21	20	15	5	8	14	20	21	2	14	19	20	16	6	4	14
Suécia	SD	7	5	7	5	19	1	11	13	2	7	5	4	4	11	11	1	11	13	14	12
R. Unido	UK	18	13	8	9	18	11	1	22	14	13	16	13	7	6	15	11	2	21	9	13
<b>NÃO UE</b>																					
Noruega	NW	19	2	20	20	20	4	5	20	1	21	7	1	22	18	14	4	7	20	10	21
Suíça	SW	2	7	2	8	1	8	2	1	6	2	2	6	1	10	2	8	1	2	7	3
Hg-Kong	HK	4	4	16	17	17	3	3	8	7	18	4	3	17	12	5	3	3	8	1	11
Japão	JP	1	22	17	12	2	22	18	18	2	12	1	22	14	16	1	22	17	19	2	17
EUA	US	3	10	11	11	4	5	4	19	21	11	3	9	13	8	13	5	4	22	13	15

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: Excel). Período: 1/1/2007 a 3/1/2014.

Notas: IR6M – tx. juro a 6 meses; IR10Y – tx. juro a 10 anos; R<sub>1</sub> – ranking IR; R<sub>2</sub> – ranking PI; R<sub>3</sub> – ranking  $\sigma$ ; R<sub>4</sub> – ranking  $d$ ; R<sub>5</sub> – ranking  $\beta$ ; R<sub>6</sub> – ranking  $\Delta(d)$ .

Tabela 24. Ponderadores ou fatores de distância entre países [ $f_{ij}^{(k)}$ ]

País		IR6M										IR10Y									
		2008 (Max) [k = 1]				2014 (min) [k = 2]						2008 (Max) [k = 3]				2014 (min) [k = 4]					
		f <sub>1</sub>	f <sub>2</sub>	f <sub>3</sub>	f <sub>4</sub>	f <sub>1</sub>	f <sub>2</sub>	f <sub>3</sub>	f <sub>4</sub>	f <sub>5</sub>	f <sub>6</sub>	f <sub>1</sub>	f <sub>2</sub>	f <sub>3</sub>	f <sub>4</sub>	f <sub>1</sub>	f <sub>2</sub>	f <sub>3</sub>	f <sub>4</sub>	f <sub>5</sub>	f <sub>6</sub>
<b>UE ZONA EURO</b>																					
Áustria	OE	4.76	3.33	1.43	1.33	1.44	3.79	1.09	1.17	16.27	3.66	2.80	2.37	1.60	1.65	3.07	3.79	1.04	1.18	1.89	7.67
Bélgica	BG	4.83	3.16	1.38	1.02	1.44	2.33	1.54	1.15	15.55	1.72	2.94	2.25	1.44	1.11	3.46	2.33	1.55	1.19	2.64	3.07
Finlândia	FN	5.08	2.76	1.62	1.33	1.44	3.33	3.18	1.22	19.18	4.01	3.13	1.97	1.64	1.42	2.88	3.33	3.19	1.18	3.89	5.75
França	FR	4.76	2.19	1.16	1.06	1.44	2.30	1.38	1.13	16.47	1.83	2.78	1.56	1.26	1.10	3.20	2.30	1.39	1.17	1.92	2.86
Alemanha	BD	4.51	4.34	1.14	1.00	1.44	4.18	1.32	1.04	14.13	1.00	2.48	3.09	1.23	1.00	2.64	4.18	1.33	1.04	2.08	1.00
Grécia	GR	4.61	1.00	1.38	1.20	1.44	2.82	3.15	1.13	10.16	2.61	12.59	1.83	1.58	1.23	11.16	2.82	2.97	1.16	2.34	3.85
Irlanda	IR	5.07	1.93	1.59	1.40	1.44	1.75	1.14	1.12	9.36	3.78	2.91	1.38	1.63	1.49	4.55	1.75	1.14	1.20	2.70	6.43
Itália	IT	4.75	4.49	1.23	1.17	1.40	6.54	1.41	1.11	13.24	2.38	3.11	3.20	1.27	1.13	5.36	6.54	1.52	1.20	2.85	3.35
Holanda	NL	4.76	3.63	1.43	1.04	1.44	3.45	1.25	1.16	15.58	1.90	2.81	2.59	1.47	1.05	3.03	3.45	1.25	1.16	1.90	2.33
Portugal	PT	4.75	6.51	1.18	1.49	1.40	9.67	1.09	1.01	13.81	3.44	2.97	4.64	1.24	1.39	7.91	9.67	1.03	1.00	2.88	3.60
Espanha	ES	4.59	2.87	1.13	1.24	1.40	3.43	1.76	1.13	13.78	2.85	2.87	2.05	1.14	1.27	5.30	3.43	1.83	1.07	2.88	3.39
<b>UE ZONA NÃO EURO</b>																					
R. Checa	CZ	4.11	3.12	1.68	1.16	1.34	5.27	1.19	1.10	15.76	2.22	3.30	2.79	1.51	1.18	3.22	5.27	1.16	1.13	2.09	3.15
Dinamarca	DK	5.98	1.79	1.28	1.64	1.53	1.08	1.09	1.18	9.13	5.70	2.86	1.27	1.31	1.58	2.71	1.08	1.10	1.17	2.03	6.89
Hungria	HN	8.33	1.44	1.68	1.44	4.00	1.83	1.25	1.06	17.15	3.53	5.97	1.02	1.50	1.70	7.87	1.83	1.26	1.09	2.34	6.92
Polónia	PO	6.27	10.22	1.00	1.35	3.72	9.29	1.38	1.08	9.52	3.18	4.19	7.29	1.09	1.34	5.85	9.29	1.47	1.10	1.90	4.23
Suécia	SD	4.52	1.60	1.19	1.14	2.09	1.00	1.19	1.14	9.13	2.36	2.21	1.14	1.23	1.24	3.40	1.00	1.18	1.18	2.34	4.09
R. Unido	UK	5.95	2.93	1.22	1.18	1.72	2.49	1.00	1.22	15.31	3.14	3.07	2.09	1.25	1.17	4.12	2.49	1.01	1.26	2.06	4.21
<b>NÃO UE</b>																					
Noruega	NW	5.97	1.40	1.63	1.46	2.80	1.18	1.06	1.22	1.00	4.87	2.74	1.00	1.68	1.49	4.09	1.18	1.06	1.25	2.08	7.05
Suíça	SW	2.35	1.89	1.10	1.17	1.00	2.04	1.01	1.00	9.38	1.70	1.92	1.35	1.00	1.24	1.46	2.04	1.00	1.03	2.00	2.75
Hg-Kong	HK	3.58	1.54	1.46	1.39	1.60	1.15	1.03	1.12	9.45	3.69	2.14	1.10	1.53	1.24	2.75	1.15	1.02	1.15	1.00	3.87
Japão	JP	1.00	11.40	1.48	1.21	1.26	9.97	1.48	1.19	9.13	3.10	1.00	8.13	1.49	1.40	1.00	9.97	1.48	1.22	1.73	5.93
EUA	US	2.39	2.29	1.34	1.20	1.40	1.44	1.03	1.19	17.97	3.03	2.09	1.63	1.47	1.19	4.07	1.44	1.03	1.31	2.13	4.80

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: Excel). Período: 1/1/2007 a 3/1/2014.

Notas: IR6M – tx. juro a 6 meses; IR10Y – tx. juro a 10 anos; f<sub>1</sub> – fator IR; f<sub>2</sub> – fator PI; f<sub>3</sub> – fator  $\sigma$ ; f<sub>4</sub> – fator  $d$ ; f<sub>5</sub> – fator  $\beta$ ; f<sub>6</sub> – fator  $\Delta(d)$ .

Uma análise sumária aos resultados apresentados na Tabela 23 revela alguns factos curiosos. Dos vinte *rankings* apresentados a Alemanha ocupa quatro primeiros lugares bem assim como a Suíça. O Japão ocupa três. Em relação ao último lugar no *ranking*, a Finlândia, a Hungria e o Japão figuram cada um em quatro deles.

O Japão é um caso interessante dado que se posiciona sempre nos lugares cimeiros no *ranking* das taxas de juro a seis meses e a dez anos ( $R_1$ ) e no último lugar no *ranking* da capitalização bolsista ( $R_2$ ). Ambos são parâmetros de rendibilidade e o país apresenta antes e depois da crise um problema de valorização no mercado bolsista. Note-se que a dispersão dos ponderadores de PI é maior do que a dos ponderadores de IR.

A Hungria apresenta taxas de juro a seis meses e a dez anos comparativamente elevadas, mesmo no período pós-crise, onde apenas é ultrapassada pela Grécia e Portugal, nas taxas a dez anos. No que respeita ao fator risco, a Hungria apresenta problemas de volatilidade elevada nos modelos com taxas de juro a seis meses e de persistência no período pré-crise (que entretanto parecem solucionados em Janeiro de 2014).

A Finlândia enfrenta problemas de volatilidade (risco) e forte impacto negativo das taxas de juro no valor da bolsa (rendibilidade) quer antes quer depois da crise. Entende-se, por isso, o empenho que este país tem tido em tentar manter os juros da Zona Euro em níveis historicamente baixos, bem assim como o entrave que tem colocado ao financiamento dos países sob resgate. Além do risco elevado do seu sistema de financiamento, este país pode sofrer um *crash* bolsista de graves proporções caso as taxas de juro na Zona Euro subam substancialmente, em particular as taxas de curto prazo.

Em relação aos países resgatados, o principal problema reside nas elevadas taxas de juro a dez anos, que persistem mesmo após a crise e a intervenção da *troika*, e a lenta recuperação do risco que ainda está longe de atingir os níveis pré-crise.

Finalmente, a Alemanha e a Suíça apresentam bons indicadores gerais quer de rendibilidade quer de risco, com especial ênfase nos fatores de risco que são mais reduzidos do que nos restantes países. A Alemanha apresenta o melhor *score* em termos de persistência, apesar de demonstrar alguns problemas no que respeita à valorização bolsista. A Suíça apresenta uma performance bastante boa em todos os parâmetros de avaliação mas com especial destaque para o baixo índice de volatilidade ou risco. Seriam, portanto, estas as escolhas preferenciais de um investidor com total aversão ao risco.

Mas, e a rentabilidade? É natural que um investidor racional mas mesmo assim visando a maximização da sua rentabilidade aceite um aumento do risco se isso lhe proporcionar uma melhor rentabilidade dos seus capitais. Isto é, na decisão do investidor pode haver margem para algum *trade-off* entre rentabilidade e risco. Vários cenários podem então ser testados, como veremos na próxima secção.

### 6.3 Cenários

Nas secções anteriores descrevemos os parâmetros utilizados no modelo de simulação (fatores de rentabilidade e fatores de risco), as datas escolhidas para simulação (auge da crise e Janeiro de 2014), o *ranking* por parâmetro e o correspondente ponderador ou fator de distância entre países.

Vamos agora estabelecer cinco cenários que combinam de forma linear os fatores de rentabilidade e de risco, de modo a obter uma ordenação do *mix* mais adequado ao perfil do investidor. O nosso modelo é bastante simples e de aplicação intuitiva. Iremos fazer variar o peso dado aos fatores de rentabilidade e de risco. Para cada um destes fatores, no entanto, o peso de cada parâmetro é igual. Por exemplo, se atribuirmos ao fator rentabilidade um peso de 25% e ao fator risco um peso de 75%, os parâmetros de rentabilidade são ponderados cada um com metade (ou um terço) de 25% e os parâmetros de risco com metade (ou um terço) de 75%. E assim sucessivamente. Situações mais complexas poderiam igualmente ser simuladas mas tal sai fora do âmbito dos objetivos do presente estudo, sendo o modelo testado suficientemente flexível para acomodar uma grande quantidade de cenários alternativos aos apresentados. O importante é, porém, a escolha adequada dos parâmetros de simulação. A Tabela 25 apresenta os cinco cenários simulados.

Tabela 25. Cenários de simulação (pesos  $\omega_n$ )

Cenário	Fator	
	Rendibilidade	Risco
Cenário 1	0.00	1.00
Cenário 2	0.25	0.75
Cenário 3	0.50	0.50
Cenário 4	0.75	0.25
Cenário 5	1.00	0.00

No cenário 1 o investidor atribui um peso nulo aos parâmetros de rendibilidade (taxa de juro, índice bolsista e coeficiente  $\beta$ ). Os parâmetros de decisão são todos parâmetros associados ao risco ( $\sigma_t$ ,  $d$  e  $\Delta(d)$ , ou seja, o desvio-padrão condicionado, o coeficiente de persistência e a variação do coeficiente de persistência do período pré-crise para o período durante e após a crise) Cada um destes parâmetros tem igual peso na determinação do fator de risco. Trata-se de um investidor que está exclusivamente preocupado com o risco dos seus investimentos, procurando minimizá-lo.

No cenário 2 o investidor atribui um peso de 25% ao fator rendibilidade e 75% ao fator risco. O peso de cada fator é distribuído igualmente por todos os parâmetros que nele figuram. Sendo um investidor com aversão ao risco, no cenário 2 ele aceita algum *trade-off* entre rendibilidade e risco, com maior preponderância para o segundo.

O cenário 3 representa um investidor que valoriza de forma igual os fatores de rendibilidade e risco, ou então é indiferente a eles. É, porventura, o cenário mais equilibrado numa situação de equilíbrio ou estabilidade económica e financeira a longo-prazo.

Os cenários 4 e 5 invertem a posição do investidor em relação aos cenários 1 e 2. No cenário 4 o investidor evidencia pouca aversão ao risco e arrisca com maior preponderância na rendibilidade dos seus investimentos. Não deixa, porém, de aceitar um *trade-off* entre os dois fatores. Já no cenário 5, o investidor tem uma aversão nula ao risco e visa exclusivamente maximizar a rendibilidade dos seus investimentos.

Note-se que, no nosso contexto, o investidor é a empresa ou organização que procura financiar a sua atividade no mercado global, escolhendo para o efeito o *mix* que mais se adequa ao seu perfil.

O processo começa com a multiplicação dos *rankings* dos parâmetros do modelo de simulação pelos fatores de distância entre países, isto é, pela multiplicação do valor de cada célula da Tabela 23 pelo valor correspondente na Tabela 24. Os resultados são apresentados na Tabela 26. No segundo passo do processo multiplicam-se os valores da Tabela 26 pelos pesos ou ponderadores relativos a cada um dos cinco cenários propostos e somam-se os valores obtidos em cada cenário. Os resultados encontram-se na Tabela 27 e o *ranking* correspondente é apresentado na Tabela 28.

Tabela 26. Ranking  $\times$  fatores de distância dos parâmetros do modelo de simulação  $[R^{(k)}_{ij} \times f^{(k)}_{ij}]$ 

País	IR6M										IR10Y															
	2008 (Max) [k = 1]					2014 (min) [k = 2]					2008 (Max) [k = 3]					2014 (min) [k = 4]										
	R1f1	R2f2	R3f3	R4f4	R5f5	R6f6	R1f1	R2f2	R3f3	R4f4	R5f5	R6f6	R1f1	R2f2	R3f3	R4f4	R5f5	R6f6	R1f1	R2f2	R3f3	R4f4	R5f5	R6f6		
<b>UE ZONA EURO</b>																										
Áustria	OE	57.1	53.2	20.0	19.9	11.5	60.7	6.5	18.7	292.9	62.3	25.2	35.6	30.3	34.7	24.6	60.7	6.2	16.5	5.7	168.7					
Bélgica	BG	72.4	47.4	16.5	2.0	21.6	23.3	29.2	16.1	233.3	5.1	41.2	31.5	15.9	4.4	41.5	23.3	29.4	19.1	44.9	15.4					
Finlândia	FN	86.4	30.3	30.8	18.6	20.2	43.3	69.9	25.6	421.9	80.3	56.4	21.6	34.5	24.2	17.3	43.3	70.1	17.8	85.6	92.0					
França	FR	61.9	19.7	5.8	4.3	14.4	20.7	22.1	13.5	312.9	7.3	22.2	12.5	10.1	3.3	28.8	20.7	20.9	14.1	11.5	11.4					
Alemanha	BD	27.1	78.1	4.6	1.0	17.2	71.0	18.5	3.1	183.7	1.0	14.9	55.7	6.2	1.0	7.9	71.0	18.6	3.1	22.9	1.0					
Grécia	GR	41.5	1.0	18.0	12.0	18.7	33.8	66.2	12.4	91.4	23.5	277.0	18.3	28.4	11.1	245.6	33.8	62.4	10.4	32.8	38.5					
Irlanda	IR	81.1	15.4	28.6	25.1	12.9	10.5	10.3	10.1	46.8	71.8	37.9	9.6	32.6	28.2	72.8	10.5	10.2	20.3	48.7	115.7					
Itália	IT	47.5	85.2	11.0	8.2	9.8	124.2	23.9	7.8	132.4	19.0	52.9	60.8	11.4	5.6	96.4	124.2	27.4	21.6	54.2	23.4					
Holanda	NL	66.6	61.7	21.4	3.1	15.8	51.7	14.9	17.4	249.3	9.5	28.1	41.4	17.7	2.1	21.2	51.7	15.0	11.6	9.5	4.7					
Portugal	PT	52.3	130.2	7.1	31.3	7.0	203.2	7.6	2.0	165.8	51.6	44.6	92.9	7.4	20.9	166.2	203.2	5.1	1.0	60.5	32.4					
Espanha	ES	36.7	34.4	3.4	16.1	8.4	48.0	35.1	11.3	151.6	28.5	34.5	24.6	3.4	16.6	90.2	48.0	36.5	4.3	57.5	27.2					
<b>UE ZONA NÃO EURO</b>																										
R. Checa	CZ	20.6	43.7	35.3	6.9	4.0	94.9	11.9	6.6	267.9	13.3	62.7	47.5	24.2	8.2	32.2	94.9	11.6	7.9	25.1	18.9					
Dinamarca	DK	119.6	10.7	12.8	36.0	24.5	2.2	8.7	20.1	18.3	125.5	31.5	6.4	13.1	31.6	10.9	2.2	8.8	12.8	16.2	130.8					
Hungria	HN	183.4	4.3	37.0	27.4	88.0	12.8	16.3	4.2	343.0	56.5	125.3	2.0	22.5	37.4	157.4	12.8	16.4	5.4	32.8	138.4					
Polónia	PO	131.7	214.6	1.0	21.6	78.1	185.8	20.7	5.4	76.1	44.5	83.8	153.0	2.2	18.7	111.2	185.8	23.5	6.6	7.6	59.2					
Suécia	SD	31.6	8.0	8.4	5.7	39.8	1.0	13.1	14.8	18.3	16.5	11.1	4.6	4.9	13.6	37.4	1.0	13.0	15.3	32.8	49.1					
R. Unido	UK	107.2	38.1	9.8	10.7	31.0	27.4	1.0	26.9	214.4	40.8	49.1	27.2	8.7	7.0	61.7	27.4	2.0	26.5	18.5	54.8					
<b>NÃO UE</b>																										
Noruega	NW	113.5	2.8	32.5	29.3	56.0	4.7	5.3	24.3	1.0	102.2	19.2	1.0	37.1	26.8	57.3	4.7	7.4	25.0	20.8	148.0					
Suíça	SW	4.7	13.2	2.2	9.4	1.0	16.3	2.0	1.0	56.3	3.4	3.8	8.1	1.0	12.4	2.9	16.3	1.0	2.1	14.0	8.3					
Hg-Kong	HK	14.3	6.2	23.4	23.7	27.1	3.4	3.1	8.9	66.1	66.5	8.6	3.3	26.0	14.9	13.7	3.4	3.1	9.2	1.0	42.6					
Japão	JP	1.0	250.7	25.1	14.6	2.5	219.4	26.6	21.4	18.3	37.2	1.0	178.8	20.9	22.4	1.0	219.4	25.1	23.3	3.5	100.9					
EUA	US	7.2	22.9	14.8	13.2	5.6	7.2	4.1	22.6	377.4	33.3	6.3	14.7	19.1	9.5	52.9	7.2	4.1	28.7	27.7	72.0					

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: Excel). Período: 1/1/2007 a 3/1/2014.

Notas: IR6M – tx. juro a 6 meses; IR10Y – tx. juro a 10 anos; R1f1 – parâmetro IR; R2f2 – parâmetro PI; R3f3 – parâmetro  $\sigma_i$ ; R4f4 – parâmetro  $d$ ; R5f5 – parâmetro  $\beta$ ; R6f6 – parâmetro  $\Delta(d)$ .



Tabela 27. Pontuação dos parâmetros do modelo de simulação por cenário [ $C_{nj}^{(k)}$ ]

País		CENÁRIO 1		CENÁRIO 2		CENÁRIO 3		CENÁRIO 4		CENÁRIO 5											
		IR6M		IR10Y		IR6M		IR10Y		IR6M		IR10Y									
		2008	2014	2008	2014	2008	2014	2008	2014	2008	2014	2008	2014								
<b>UE ZONA EURO</b>																					
Áustria	OE	19.9	29.2	32.5	63.8	28.8	52.3	32.0	55.4	37.6	75.4	31.5	47.1	46.4	98.6	30.9	38.7	55.2	121.7	30.4	30.3
Bélgica	BG	9.3	16.8	10.2	21.3	21.9	35.8	16.7	25.1	34.6	54.8	23.3	28.9	47.2	73.8	29.8	32.8	59.9	92.7	36.4	36.6
Finlândia	FN	24.7	58.6	29.3	60.0	33.1	84.4	31.8	57.2	41.5	110.2	34.2	54.3	49.9	136.0	36.6	51.5	58.4	161.8	39.0	48.7
França	FR	5.0	14.3	6.7	15.5	14.0	39.7	9.4	16.7	22.9	65.1	12.0	17.9	31.8	90.6	14.7	19.1	40.8	116.0	17.4	20.3
Alemanha	BD	2.8	7.5	3.6	7.6	15.2	28.3	11.5	14.2	27.7	49.1	19.4	20.8	40.1	69.9	27.3	27.3	52.6	90.6	35.3	33.9
Grécia	GR	15.0	34.0	19.7	37.1	16.5	37.5	51.7	53.8	18.1	41.0	83.7	70.6	19.7	44.5	115.7	87.3	21.3	48.0	147.7	104.0
Irlanda	IR	26.9	30.7	30.4	48.8	32.2	28.9	28.7	47.6	37.6	27.1	27.1	46.4	42.9	25.2	25.4	45.2	48.3	23.4	23.7	44.0
Itália	IT	9.6	16.9	8.5	24.1	23.8	34.9	20.6	41.0	38.0	52.9	32.7	57.9	52.2	70.8	44.8	74.7	66.4	88.8	56.9	91.6
Holanda	NL	12.3	14.0	9.9	10.4	25.3	36.9	16.1	14.7	38.2	59.8	22.3	18.9	51.2	82.7	28.5	23.2	64.2	105.6	34.7	27.5
Portugal	PT	19.2	20.4	14.2	12.9	37.2	46.6	27.8	45.5	55.2	72.9	41.4	78.1	73.2	99.1	55.1	110.7	91.3	125.3	68.7	143.3
Espanha	ES	9.7	25.0	10.0	22.7	16.2	36.1	14.9	33.3	22.7	47.1	19.8	43.9	29.1	58.2	24.6	54.6	35.6	69.3	29.5	65.2
<b>UE ZONA NÃO EURO</b>																					
R. Checa	CZ	21.1	10.6	16.2	12.8	23.9	38.5	26.0	22.3	26.6	66.4	35.7	31.8	29.4	94.4	45.4	41.3	32.1	122.3	55.1	50.7
Dinamarca	DK	24.4	51.4	22.3	50.8	34.6	42.3	21.5	40.5	44.8	33.2	20.6	30.3	55.0	24.1	19.8	20.0	65.1	15.0	18.9	9.7
Hungria	HN	32.2	25.7	29.9	53.4	47.6	56.2	38.4	57.0	63.0	86.8	46.8	60.5	78.4	117.4	55.3	64.1	93.8	148.0	63.7	67.7
Polónia	PO	11.3	23.5	10.5	29.8	51.8	46.0	37.5	47.7	92.2	68.5	64.4	65.7	132.7	90.9	91.4	83.6	173.1	113.4	118.4	101.5
Suécia	SD	7.0	14.8	9.3	25.8	10.2	16.0	8.9	25.3	13.4	17.2	8.5	24.8	16.6	18.5	8.2	24.2	19.8	19.7	7.8	23.7
R. Unido	UK	10.2	22.9	7.9	27.8	25.8	39.9	15.5	29.8	41.4	56.9	23.0	31.8	57.0	73.9	30.6	33.9	72.7	90.9	38.2	35.9
<b>NÃO UE</b>																					
Noruega	NW	30.9	43.9	31.9	60.2	37.7	38.1	26.4	52.0	44.5	32.2	21.0	43.9	51.3	26.4	15.5	35.7	58.1	20.6	10.1	27.6
Suíça	SW	5.8	2.1	6.7	3.8	6.6	7.7	6.5	5.6	7.4	13.3	6.3	7.4	8.2	18.9	6.1	9.2	9.0	24.5	6.0	11.1
Hg-Kong	HK	23.6	26.2	20.5	18.3	20.2	27.7	16.8	15.2	16.9	29.2	13.2	12.2	13.6	30.7	9.6	9.1	10.2	32.2	5.9	6.1
Japão	JP	19.8	28.4	21.6	49.7	46.3	41.3	38.7	56.0	72.8	54.2	55.8	62.2	99.3	67.1	72.8	68.4	125.9	80.1	89.9	74.6
EUA	US	14.0	20.0	14.3	35.0	14.2	47.5	13.4	33.5	14.5	75.0	12.4	32.1	14.8	102.6	11.4	30.7	15.0	130.1	10.5	29.3

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: Excel). Período: 1/1/2007 a 3/1/2014.

Notas: IR6M – tx. juro a 6 meses; IR10Y – tx. juro a 10 anos. 2008 (Max) e 2014 (min). Cinco cenários.

Tabela 28. Ranking dos parâmetros do modelo de simulação por cenário [ $R^{(k)}_{nj}$ ]

País		CENÁRIO 1		CENÁRIO 2		CENÁRIO 3		CENÁRIO 4		CENÁRIO 5											
		IR6M		IR10Y		IR6M		IR10Y		IR6M		IR10Y									
		2008	2014	2008	2014	2008	2014	2008	2014	2008	2014	2008	2014								
<b>UE ZONA EURO</b>																					
Áustria	OE	15	17	22	22	14	20	18	19	11	20	14	15	11	18	14	12	11	17	10	9
Bélgica	BG	5	7	9	8	9	7	9	7	10	12	12	7	12	12	12	9	14	13	13	12
Finlândia	FN	19	22	18	20	16	22	17	22	16	22	16	16	13	22	15	15	13	22	15	14
França	FR	2	5	3	6	3	13	3	5	7	15	3	3	8	15	5	3	8	16	6	4
Alemanha	BD	1	2	1	2	5	4	4	2	9	9	6	5	9	10	10	7	10	11	12	10
Grécia	GR	12	19	14	15	7	10	22	18	5	7	22	21	5	7	22	21	5	7	22	21
Irlanda	IR	20	18	20	16	15	5	16	15	12	3	13	14	10	4	9	14	9	4	8	13
Itália	IT	6	8	5	10	10	6	11	13	13	10	15	17	16	11	16	19	17	10	17	19
Holanda	NL	10	4	7	3	12	9	8	3	14	14	10	4	14	14	11	5	15	14	11	6
Portugal	PT	13	10	11	5	18	18	15	14	19	18	18	22	19	19	18	22	19	19	19	22
Espanha	ES	7	13	8	9	6	8	6	10	6	8	7	13	6	8	8	16	7	8	9	16
<b>UE ZONA NÃO EURO</b>																					
R. Checa	CZ	16	3	13	4	11	12	13	6	8	16	17	9	7	17	17	13	6	18	16	15
Dinamarca	DK	18	21	17	18	17	16	12	12	18	6	8	8	17	3	7	4	16	1	7	2
Hungria	HN	22	14	19	19	21	21	20	21	20	21	19	18	20	21	19	17	20	21	18	17
Polónia	PO	9	12	10	13	22	17	19	16	22	17	21	20	22	16	21	20	22	15	21	20
Suécia	SD	4	6	6	11	2	2	2	8	2	2	2	6	4	1	2	6	4	2	3	5
R. Unido	UK	8	11	4	12	13	14	7	9	15	13	11	10	18	13	13	10	18	12	14	11
<b>NÃO UE</b>																					
Noruega	NW	21	20	21	21	19	11	14	17	17	5	9	12	15	5	6	11	12	3	4	7
Suíça	SW	3	1	2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	1	2	1	5	2	3
Hg-Kong	HK	17	15	15	7	8	3	10	4	4	4	5	2	2	6	3	1	2	6	1	1
Japão	JP	14	16	16	17	20	15	21	20	21	11	20	19	21	9	20	18	21	9	20	18
EUA	US	11	9	12	14	4	19	5	11	3	19	4	11	3	20	4	8	3	20	5	8

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: Excel). Período: 1/1/2007 a 3/1/2014.

Notas: IR6M – tx. juro a 6 meses; IR10Y – tx. juro a 10 anos. 2008 (Max) e 2014 (min). Cinco cenários.

Os resultados apresentados nas Tabelas 27-28 contêm informação relevante no que respeita à determinação das escolhas ótimas. A Suíça aparece no topo do *ranking* em 13 das 20 opções consideradas. A pior posição que ocupa é um quinto lugar no cenário 5, no que respeita ao modelo com taxa de juro a seis meses no período pós-crise. Os cenários 2-4 são quase exclusivamente dominados pela Suíça. Estes cenários devem abranger uma vasta quantidade de decisores, excluindo os extremamente conservadores (que apenas minimizam o risco) do cenário 1 e os extremamente aventureiros (que apenas maximizam a rendibilidade) do cenário 5.

A Alemanha aparece no topo do *ranking* sobretudo no cenário mais conservador, *i.e.*, quando o objetivo do investidor é exclusivamente minimizar o risco (cenário 1). À medida que o peso do fator risco diminui, aumentando o peso do fator rendibilidade, a Alemanha vai piorando o seu desempenho mantendo-se no entanto em geral no meio da tabela de classificação. É interessante verificar que o mercado de Hong-Kong percorre o caminho inverso do da Alemanha. De facto, começando com desempenhos pouco animadores nos cenários que valorizam mais o fator risco, a sua posição melhora substancialmente quando o fator rendibilidade começa a ganhar maior peso. Obtém dois lugares cimeiros no cenário 5 e um no cenário 4.

No que respeita às piores classificações nos cenários analisados, aparece no topo a Finlândia com seis últimos lugares no *ranking*. Estes lugares estão distribuídos pelos cinco cenários em análise mas têm todos a particularidade de ocorrerem no período pós-crise (Janeiro de 2014). Ou seja, apesar das classificações da Finlândia nos *rankings* se situarem em geral acima da mediana, a situação parece ter piorado após a crise, em particular no que respeita aos modelos com taxas de juro a seis meses (e não tanto nos modelos com taxas de juro a dez anos).

A Grécia e a Polónia aparecem cada uma quatro vezes no último lugar do *ranking*. Sem grande surpresa, os quatro últimos lugares da Grécia ocorrem no período pré-crise nos modelos com taxas de juro a dez anos e abrangem os cenários 2-5. Os últimos lugares da Polónia ocorrem nos modelos com taxas de juro a seis meses, mantendo tudo o resto semelhante ao caso da Grécia. Portugal surge em último lugar em três modelos com taxas de juro a dez anos no período pós-crise, abrangendo os cenários 3-5. Ou seja,

é um mercado pouco atrativo para investidores que privilegiem a rentabilidade em detrimento do risco. A Áustria também surge em último lugar nos modelos com taxas de juro a dez anos (antes e depois da crise) no cenário 1, tornando-se um mercado pouco atrativo para investidores que apenas têm como objetivo minimizar o risco. O cenário global parece, portanto, delineado.

#### 6.4 *Ranking* Global e Súmula de Resultados

Nesta secção apresentamos uma súmula dos principais resultados e caracterizamos em cada cenário as escolhas mais (e menos) adequadas em cada contexto. A Tabela 29 apresenta o *ranking* global dos parâmetros do modelo de simulação por cenário, bem assim como o *ranking* final.

Tabela 29. *Ranking* global dos parâmetros do modelo de simulação por cenário [RG<sub>nj</sub>]

País		C <sub>1</sub>	C <sub>2</sub>	C <sub>3</sub>	C <sub>4</sub>	C <sub>5</sub>	RF
<b>UE ZONA EURO</b>							
Áustria	OE	19	18	16	15	13	16
Bélgica	BG	6	7	11	11	11	9
Finlândia	FN	22	22	18	18	17	20
França	FR	3	4	5	7	8	4
Alemanha	BD	2	3	4	9	10	5
Grécia	GR	15	17	17	17	18	17
Irlanda	IR	17	13	9	6	6	11
Itália	IT	7	12	15	16	16	15
Holanda	NL	4	6	10	12	12	6
Portugal	PT	9	16	20	21	21	18
Espanha	ES	10	8	7	10	9	7
<b>UE ZONA NÃO EURO</b>							
R. Checa	CZ	8	10	14	14	15	13
Dinamarca	DK	20	14	6	4	4	10
Hungria	HN	18	21	21	20	20	22
Polónia	PO	12	20	22	22	22	21
Suécia	SD	5	2	2	3	3	2
R. Unido	UK	11	11	13	13	14	14
<b>NÃO UE</b>							
Noruega	NW	21	15	12	5	5	12
Suíça	SW	1	1	1	1	1	1
Hg-Kong	HK	14	5	3	2	2	3
Japão	JP	16	19	19	19	19	19
EUA	US	13	9	8	8	7	8

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: Excel). Período: 1/1/2007 a 3/1/2014.

Notas: C<sub>1</sub> – cenário 1; C<sub>2</sub> – cenário 2; C<sub>3</sub> – cenário 3; C<sub>4</sub> – cenário 4; C<sub>5</sub> – cenário 5; RF – *ranking* final. Cenários agregados.

Os resultados apresentados na Tabela 29 são claros. Tomando os resultados agregados em cada cenário, a Suíça aparece no topo do *ranking* em todos eles. No que respeita à base do *ranking* a Finlândia “lidera” nos cenários 1-2 e a Polónia nos cenários 3-5. No *ranking* final a Hungria substitui a Polónia na base da classificação.

Para uma melhor e mais rápida visualização dos mercados mais e menos atrativos no contexto dos cinco cenários analisados, apresentamos na Tabela 30 a ordenação dos três primeiros e dos três últimos países em cada *ranking*.

Tabela 30. *Ranking* global dos países do modelo de simulação por cenário

Ranking	C <sub>1</sub>	C <sub>2</sub>	C <sub>3</sub>	C <sub>4</sub>	C <sub>5</sub>	RF
1	Suíça	Suíça	Suíça	Suíça	Suíça	Suíça
2	Alemanha	Suécia	Suécia	Hg-Kong	Hg-Kong	Suécia
3	França	Alemanha	Hg-Kong	Suécia	Suécia	Hg-Kong
	...	...	...	...	...	...
20	Dinamarca	Polónia	Portugal	Hungria	Hungria	Finlândia
21	Noruega	Hungria	Hungria	Portugal	Portugal	Polónia
22	Finlândia	Finlândia	Polónia	Polónia	Polónia	Hungria

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: Excel). Período: 1/1/2007 a 3/1/2014.

Notas: C<sub>1</sub> – cenário 1; C<sub>2</sub> – cenário 2; C<sub>3</sub> – cenário 3; C<sub>4</sub> – cenário 4; C<sub>5</sub> – cenário 5; RF – *ranking* final.

Nos cenários 1-2 o investidor privilegia totalmente ou parcialmente a minimização do risco. Um investidor com estas características irá, *ceteris paribus*, escolher o mercado suíço para se financiar e aplicar os seus capitais. Em alternativa, pode ainda escolher o mercado alemão ou até o francês ou o sueco. Este investidor irá certamente evitar o financiamento e transação de capitais no mercado finlandês. Deverá também evitar os mercados norueguês, dinamarquês, húngaro e polaco.

Nos cenários 4-5 o investidor privilegia parcialmente ou totalmente a maximização da rendibilidade. Um investidor com estas características irá, *ceteris paribus*, escolher o mercado suíço para se financiar e aplicar os seus capitais, à semelhança do caso anterior. Em alternativa, pode ainda escolher o mercado de Hong-Kong ou o sueco. Este investidor irá certamente evitar o financiamento e transação de capitais nos mercados polaco, português e húngaro.

Finalmente, no cenário 3 o investidor valoriza de igual modo o risco e a rendibilidade (ou é indiferente entre um e outro). Neste caso, a escolha preferencial recai novamente no mercado suíço, podendo também optar pela Suécia ou Hong-Kong. Deverá

evitar o financiamento e transação de capitais nos mercados polaco, húngaro e português, exceto se outras condições mais favoráveis e não explicitadas neste estudo forem suficientemente fortes.

Em termos de *ranking* final, as escolhas mais acertadas são as mesmas do cenário 3 (Suíça, Suécia e Hong-Kong, por esta ordem). As escolhas a evitar são a Hungria, Polónia e Finlândia.

Obviamente, muitas outras combinações de resultados poderiam ter sido testadas, nomeadamente a escolha de diferentes mercados para financiamento de capitais alheios e valorização dos capitais próprios. Estes testes, porém, exigiam a estimação de modelos de efeitos cruzados, os quais não estavam incluídos no plano de trabalhos estipulado. De qualquer modo, são conhecidos os entraves institucionais ao financiamento alheio num mercado diferente daquele em que os capitais próprios da empresa são transacionados.

O presente estudo pretende, no entanto contribuir para a criação de um modelo de apoio à decisão na escolha ótima das origens do financiamento próprio e alheio.

## 7 Resumo e Conclusões

Este estudo analisa a questão das fontes de financiamento internacionais em contexto de globalização dos mercados financeiros. Em complemento dos estudos baseados na relação entre capitais próprios e capitais alheios, que têm atraído a atenção dos investidores nesta matéria, um fator de decisão fundamental ainda aparentemente pouco estudado é o da escolha dos mercados financeiros mais adequados ao perfil do investidor. O investidor, neste caso, pode ser uma empresa ou organização que procura financiar a sua atividade otimizando o binómio rendibilidade/risco. O presente trabalho propõe uma metodologia de análise das fontes de financiamento internacionais de modo a construir um modelo de simulação que sirva de orientação aos órgãos de gestão da empresa ou organização na escolha das origens e aplicações financeiras que otimizem a rendibilidade da sua estrutura de capitais. Trata-se de um instrumento de apoio à decisão importante não só para os gestores de topo mas também para os responsáveis pela gestão financeira e orçamental da empresa. Tanto quanto sabemos, trata-se de uma metodologia inovadora no contexto em que é proposta e, por isso, esperamos que constitua um contributo importante para o aprofundamento e a melhoria dos instrumentos de gestão financeira/orçamental das organizações.

O processo de otimização do binómio rendibilidade/risco gera a necessidade de escolher uma solução que permita simultaneamente maximizar a rendibilidade esperada dos capitais investidos e minimizar o risco associado a essa escolha. Regra geral, estes dois fatores interagem no mesmo sentido, ou seja, quando pretende melhorar a rendibilidade o investidor acaba por ter que aceitar algum acréscimo de risco e vice-versa. Há portanto um *trade-off* entre estes dois fatores, sendo raro encontrar uma situação em que a um aumento de rendibilidade corresponde uma redução do risco. Neste último caso, o valor ou combinação de valores que maximizaria a rendibilidade também minimizaria o risco. É uma situação ilusória, pelo menos na generalidade dos casos. A escolha ótima implica geralmente o “sacrifício” de um destes fatores para tentar melhorar o outro, Mas até que ponto o investidor está disposto a sacrificar um destes fatores para melhorar o outro?

Tudo depende do perfil do investidor. Há investidores com maior aversão ao risco e outros com menor aversão ao risco e, eventualmente, maior apetência por rendibilidades mais elevadas. Estes perfis têm uma influência nas escolhas ótimas, conforme vimos no capítulo anterior. É claro que existem inúmeras combinações possíveis entre rendibilidade e risco. Neste estudo, porém, privilegiámos cinco cenários que, de certo modo, cobrem a diversidade de combinações possíveis. O primeiro cenário corresponde ao de um investidor que apenas se preocupa com o risco. Ele vai procurar uma solução que minimize o risco do seu investimento, independentemente da rendibilidade gerada. Por isso, ele irá atribuir um peso de 100% aos fatores que minimizam o risco e irá ignorar aqueles que maximizam a rendibilidade, atribuindo-lhes um peso de 0%. Trata-se de um investidor com total aversão ao risco.

Gradualmente, os cenários seguintes vão diminuindo o peso que o investidor atribui ao risco e aumentando o peso que atribui à rendibilidade. No cenário 3, o peso atribuído aos fatores de rendibilidade e de risco é igual. No último cenário, o investidor atribui um peso de 100% aos fatores de rendibilidade e não atribui qualquer peso aos fatores de risco. Trata-se do caso de um investidor sem aversão ao risco e que aposta tudo na maximização da sua rendibilidade, pese embora possa estar sujeito a perdas também avultadas. De uma forma simplificada, este investidor pode entender que o risco associado a cada mercado não difere o suficiente para ele lhe dar a devida atenção, mantendo a sua racionalidade dentro desta lógica. Portanto, os cinco cenários apresentados correspondem todos a investidores racionais só que com lógicas de racionalidade distintas. A atribuição de pesos aos vários fatores é sempre algo arbitrária e, por isso, no capítulo seis apresentámos uma súmula de resultados combinando todos os cenários analisados com igual peso para cada um. Este seria o valor esperado da combinação final ótima.

Mas que fatores de rendibilidade e de risco devem ser considerados nestes cenários? Obviamente, candidatos não faltam. Uns mais objetivos outros eventualmente mais subjetivos. Neste estudo optámos por utilizar apenas fatores objetivos e facilmente parametrizáveis. Além de serem menos polémicos, os fatores ou parâmetros objetivos não estão sujeitos aos condicionalismos quer do investigador quer da disponibilidade de dados. Por isso, os dados de base utilizados neste estudo resumem-se às séries temporais diárias de taxas de juro e de índices bolsistas publicadas por organismos oficiais ou tratadas por entidades reputadas, como é o caso da base de dados *Datastream* publicada pela



*Thomson Reuters*. A riqueza de informação contida nestas séries é muito elevada e permite chegar a resultados robustos obtidos por modelos especificamente desenhados para capturar os efeitos que pretendemos analisar, expurgando-os de outros efeitos conjuntos que podem conduzir a conclusões erróneas. As conclusões erróneas são muito comuns quando numa análise não conseguimos isolar os efeitos específicos de determinado fenómeno, atribuindo eventualmente a outro ou outros os efeitos que deveriam ter sido atribuídos ao fenómeno não identificado ou devidamente isolado. O que estamos neste caso a identificar é um efeito conjunto e não um efeito específico isolado. Daí termos optado pela metodologia exposta no capítulo 2, que expurga os resultados de qualquer tipo de subjetividade.

Os fatores de rendibilidade e risco utilizados neste estudo são parâmetros observados ou estimados. Ao longo dos capítulos 4-6 designámo-los por parâmetros, cada um deles representando um indicador de rendibilidade ou de risco. Na qualidade de parâmetros de rendibilidade utilizámos os valores observados das taxas de juro e dos índices bolsistas, em determinadas datas bem assim como o efeito estimado de longo prazo de uma variação percentual da taxa de juro no índice bolsista. São, portanto, três parâmetros de rendibilidade.

No que respeita ao risco, todos os parâmetros utilizados são valores estimados, até porque o risco não é diretamente observável. Um dos indicadores de risco mais utilizados é a volatilidade, aqui representada pelo desvio-padrão condicionado, isto é, dependente do tempo, dos resíduos da regressão entre a rendibilidade do índice bolsista e a variação da taxa de juro. Um segundo indicador de risco menos utilizado na literatura é o parâmetro de persistência da volatilidade. Enquanto uma volatilidade elevada faz aumentar o risco e vice-versa, mantendo tudo o resto constante, já a persistência tem uma interpretação mais complexa. Uma persistência elevada é boa em períodos de baixa volatilidade e má em períodos de alta volatilidade. Então, temos que previamente detetar se estamos num período de alta ou baixa volatilidade para uma correta interpretação do parâmetro de persistência. Finalmente, o terceiro parâmetro de risco tem a ver com a variação da persistência quando a volatilidade muda de regime. No nosso caso, interessa a situação em que a persistência varia quando passamos de um período de alta volatili-

dade para um período de baixa volatilidade. São estes os três parâmetros de risco considerados neste estudo.

A mudança de regime entre alta e baixa volatilidade ocorre em estreita ligação com a evolução dos preços nos mercados bolsistas. De um modo geral, os mercados bolsistas evidenciaram uma tendência de crescimento entre 2002 e 2008, ano a partir do qual se registou uma queda acentuada dos preços na bolsa resultante da sucessão de crises e do rebentamento da bolha entretanto criada no mercado bolsista. Tomando por base o início de 2007, pesquisou-se em cada série a data à qual correspondia o maior índice de volatilidade entre 2007 e 2014. Em todos os mercados, exceto no grego, essa data ocorre em Outubro ou Novembro de 2008. Não surpreende, uma vez que é bem conhecido que a volatilidade aumenta em períodos de queda de preços na bolsa. O caso grego é, de facto, uma exceção conhecida (embora talvez pouco estudada) e que justifica por si só uma análise separada, obviamente fora dos objetivos estabelecidos para o presente estudo. A partir de 2013, no entanto, a volatilidade no mercado bolsista baixou significativamente. Daí o nosso interesse em analisar o comportamento dos parâmetros de rentabilidade e risco num período de volatilidade elevada (2008) e noutro em que a volatilidade baixa significativamente (2014). As datas escolhidas são suficientemente recentes para se poder tirar alguma ilação sobre o que podemos esperar num futuro próximo.

Se as datas de recolha dos dados observados para as taxas de juro e índices bolsistas ficaram deste modo definidas e não oferecem grande dúvida, já os parâmetros estimados utilizados no processo de simulação obedecem a uma lógica ligeiramente diferente. Estes parâmetros são obtidos a partir de modelos baseados em dados históricos. Dos testes efetuados, detetou-se a existência de quebras estruturais em todas as séries aproximadamente no mês anterior àquele em que ocorreu o pico de volatilidade, *i.e.*, por volta de Setembro/Outubro de 2008. Tomando por base as datas das quebras, foi possível estabelecer uma subsérie correspondente ao período pré-crise e outra correspondente ao período pós-crise conforme explicado no capítulo 4. Para cada uma delas foram estimados os modelos descritos no capítulo 2 e obtidos os parâmetros que eram necessários para o processo de simulação. Deste modo, os parâmetros estimados referem-se a períodos (ou subperíodos) de tempo e não a determinadas datas específicas, como é o caso dos parâmetros observados. A exceção tem a ver com a série estimada da volatilidade ( $\sigma_t$ ), para a qual foi possível obter valores preditos diariamente pelo modelo EGARCH. Já os pa-

râmetros  $\beta$  e  $d$  são estimativas que não variam diariamente mas sim entre os dois subperíodos considerados. Estas estimativas correspondem portanto aos subperíodos amostrais usados no processo de estimação.

No capítulo 3 descrevem-se e caracterizam-se as variáveis fundamentais utilizadas neste estudo: índices de preços bolsistas, taxas de juro a seis meses e taxas de juro a dez anos. Note-se que os índices bolsistas utilizados neste estudo são índices relativos onde a base 100 corresponde à primeira observação da série dentro do período amostral. Nenhuma das séries observadas tem uma distribuição próxima da normal de acordo com o teste de Jarque-Bera. Isto não constitui um problema demasiado sério quando é possível utilizar o método de estimação OLS e a amostra é de grandes dimensões, atendendo ao Teorema do Limite Central. Mas já é um problema em condições de estimação diferentes destas ou quando, para além da estimação de uma equação da média também é necessário estimar uma equação da variância condicionada. Neste caso utilizando um método de estimação de máxima verosimilhança (ML), é fundamental escolher uma distribuição de probabilidade que reproduza da forma mais fiel que for possível a distribuição dos dados. Sobretudo no caso da rendibilidade dos índices bolsistas, mas também da variação das taxas de juro, são conhecidas duas das suas mais importantes propriedades. São elas a leptocurtose e existência de *fat tails*. Estas propriedades justificam só por si o uso de uma distribuição *t*-Student (ou outra que capture estes efeitos) no processo de estimação dos parâmetros por máxima verosimilhança.

Um outro problema bem conhecido neste tipo de dados é a não estacionariedade. Verificando-se a sua existência ou, equivalentemente, a existência de raízes unitárias, o uso dos métodos de estimação tradicionais pode conduzir a resultados espúrios exceto se as variáveis forem cointegradas. É o nosso caso. Por isso, face à existência de raízes unitárias, o passo seguinte consiste em testar se as variáveis estão ou não cointegradas. Em caso afirmativo, é possível estabelecer relações de causalidade entre elas, num contexto de endogeneidade simples ou múltipla. Esta questão conduz-nos, respetivamente, à especificação de um modelo uniequacional ou multiequacional. No primeiro caso, contudo, é importante definir previamente qual das variáveis do sistema é endógena.

Um terceiro problema relativamente menos conhecido e modelado é o da existência de quebras estruturais nos dados. A existência de quebras estruturais (ou mudanças de regime) é muitas vezes confundida com a questão da não estacionariedade em si mesma. Mas são problemas diferentes e que podem coexistir na mesma série de dados. Existem na literatura diversos testes de não estacionariedade na presença de quebras estruturais. Neste estudo, optámos por dois testes: o teste de Zivot-Andrews e o teste de Lanne *et al.* que permitem a deteção endógena de uma quebra numa série não estacionária. É claro que poderão existir múltiplas quebras numa série mas, no nosso caso, como estamos particularmente interessados nos efeitos da crise de 2008, um teste de uma quebra única é suficiente. Os resultados reportados no capítulo 3 indicam não só a existência de quebras estruturais em todas as séries, na maioria dos casos ocorrendo em Setembro/ Outubro de 2008, como a coexistência de não estacionariedade nas séries em níveis dos índices de preços bolsistas e das taxas de juro a dez anos. O mesmo sucede em dezoito das vinte e duas séries de taxas de juro a seis meses. Estes resultados baseiam-se no teste de Lanne *et al.*. Temos, portanto, que enquadrar o resto da análise no âmbito destas características das séries em estudo.

Começamos pelos modelos da média cujos resultados estão reportados no capítulo 4. Uma vez detetada a existência simultânea de raízes unitárias e de quebras estruturais na maioria das séries em níveis utilizadas neste estudo, os modelos utilizados para detetar a existência de cointegração devem, por um lado, especificar de forma direta a ocorrência das quebras estruturais e, por outro lado, ter em consideração a possibilidade das variáveis do sistema serem simultaneamente endógenas. Além disso, importa também distinguir os efeitos de longo-prazo dos efeitos de curto-prazo através da especificação, por exemplo, de um modelo dinâmico de correção do erro.

A questão das quebras estruturais é analisada através do teste de Gregory-Hansen. Além da determinação endógena da data da quebra, este teste fornece-nos ainda indicação sobre a cointegração entre as séries em estudo, após a consideração dos efeitos da quebra. A hipótese nula do teste postula que  $y_t$  e  $x_t$  não estão cointegradas. Neste caso,  $y_t$  representa o logaritmo natural do índice de preços bolsista relativo e  $x_t$  representa o logaritmo natural da taxa de juro. O modelo considera ainda uma constante e uma tendên-

cia determinística linear. O teste de Gregory-Hansen não rejeita  $H_0$  nas equações entre o índice bolsista e a taxa de juro a seis meses. Contudo, rejeita  $H_0$  em 17 das 22 equações entre o índice bolsista e a taxa de juro a dez anos. Com base nestes resultados pode concluir-se que existe cointegração apenas na relação entre 17 índices bolsistas e as correspondentes taxas de juro a dez anos. Mas não entre índices bolsistas e taxas de juro a seis meses.

O teste de GH tem a vantagem de estimar endogenamente a data da quebra mas tem dois inconvenientes. O primeiro refere-se à ausência de termos dinâmicos na equação a estimar. Este problema pode no entanto ser relativamente fácil de ultrapassar através da inclusão dos termos dinâmicos adequados. O segundo tem a ver com a imposição *a priori* de uma única variável endógena quando pode coexistir uma endogeneidade múltipla. Ora, nestas condições, os testes de Gregory-Hansen perdem potência e podemos chegar a resultados enganadores e pouco robustos.

Uma forma de ultrapassar esta questão envolve a especificação de modelos vetoriais dinâmicos do tipo VAR/VEC com amostras separadas. A data de separação das amostras baseia-se na data da quebra estrutural estimada nos testes de Lanne *et al.*. Estes modelos vetoriais são válidos desde que os testes de Johansen comprovem a existência de cointegração, ou seja, no nosso caso, que nos sistemas estimados exista um único vetor cointegrante. Para que tal aconteça, a característica da matriz de informação de longo-prazo tem que ser igual a um, num sistema com duas variáveis endógenas. Os resultados obtidos indicam a existência de cointegração em todos os modelos e subamostras considerados, embora em alguns casos apenas ao nível de significância de 5%. Face a estes resultados, pode concluir-se que existe evidência de cointegração entre as séries de índices bolsistas e as séries de taxas de juro, quer a seis meses quer a dez anos. Deste modo, faz sentido interpretar os coeficientes estimados quer na equação de GH quer, por maioria de razão, no modelo VEC. Ora, o parâmetro  $\beta$  a que anteriormente nos referimos é, precisamente, o coeficiente do preditor na equação de longo-prazo estimada no modelo VEC. Este parâmetro corresponde ao efeito percentual no índice bolsista de uma variação de 1% na taxa de juro do modelo (seis meses ou dez anos conforme o caso). No modelo de simulação apresentado no capítulo 6 apenas se considerou o  $\beta$  relativo ao período pós-crise. O capítulo 4, portanto, estabelece os indicadores necessários à obtenção dos parâmetros de rendibilidade do modelo de simulação.

Passemos agora aos modelos da média-variância cujos resultados estão descritos no capítulo 5. O modelo EGARCH utilizado neste contexto permite obter as estimativas da variância condicionada dos erros da regressão entre a variação das taxas de juro e a rendibilidade dos índices bolsistas. O desvio-padrão correspondente é aqui utilizado como uma *proxy* da volatilidade dos mercados. Os resultados obtidos permitem concluir que existem não só efeitos assimétricos mas também efeitos de *leverage* na relação entre a variação das taxas de juro e a rendibilidade dos índices bolsistas, em todos os casos. Existem, portanto, efeitos de magnitude diferenciada em resposta a boas ou más notícias no mercado. Esses efeitos, contudo, variam não só em função da maturidade da taxa de juro como também entre os diversos mercados analisados.

Importa realçar a inclusão de regressores exógenos na equação da variância dos modelos EGARCH. Assim, a variância dos resíduos depende não só dos seus valores históricos e dos valores históricos dos quadrados dos resíduos, mas também de fatores exógenos que incluem a variação da taxa de juro e *dummies* anuais para capturar os efeitos específicos da evolução da crise. Os gráficos apresentados nas Figuras 11-12 mostram os comportamentos diferenciados da volatilidade nos diversos mercados antes e após a crise de 2008. Nalguns casos a recuperação foi relativamente rápida mas noutras foi bastante prolongada, sobretudo nos modelos com taxa de juro a dez anos. Estes gráficos são essenciais para se compreender não só o fenómeno da magnitude da variância nos períodos pré-crise e pós-crise, mas também a duração efetiva do período de instabilidade, ou seja, a persistência da crise nos diversos mercados. Um mercado que recupera mais rapidamente de um choque desta natureza é naturalmente mais consistente do que outro que registre uma recuperação mais lenta (se alguma recuperação houver). Os resultados do modelo EGARCH produzem o parâmetro de simulação  $\sigma_t$ .

A questão da duração da instabilidade conduz-nos à estimação de um modelo desenhado especificamente para capturar e quantificar os efeitos da persistência. Este modelo é conhecido por FIGARCH ou FIEGARCH, conforme se trate de uma generalização do modelo GARCH ou do modelo EGARCH. Estes últimos têm uma persistência nula, *i.e.*, o coeficiente de persistência  $d = 0$ . Se  $d = 1$ , então a persistência é infinita e temos

os modelos do tipo IGARCH. Se  $0 < d < 1$  então o coeficiente de persistência é fracionário e estamos perante uma família de modelos do tipo FIGARCH.<sup>37</sup>

Ora, o valor do parâmetro  $d$  é crucial na avaliação do grau de persistência da volatilidade do processo. Se  $d < 0.5$  costuma dizer-se que o processo é estacionário e, portanto, o grau de persistência é baixo. Mas quando  $d \geq 0.5$  então o processo diz-se reversível à média e o tempo de duração da reversibilidade aumenta à medida que  $d \rightarrow 1$ . A importância da magnitude do parâmetro de persistência depende do nível de volatilidade. Em períodos de baixa volatilidade é desejável que a persistência aumente e vice-versa em períodos de alta volatilidade. Porém, o que se verifica na maioria dos casos (e o nosso não é exceção) é que a persistência aumenta em períodos de alta volatilidade e diminui em períodos de baixa volatilidade. Como no mesmo período de tempo o parâmetro  $d$  varia de país para país, é possível estabelecer, nesse período, uma ordenação dos países em função do valor do respetivo parâmetro  $d$ . Essa ordenação obedece, no entanto, a um critério: em períodos de baixa volatilidade o parâmetro  $d$  é ordenado por ordem decrescente; em períodos de alta volatilidade é ordenado por ordem crescente. Uma vez estabelecida a regra, passamos a ter mais um parâmetro de risco definido para integrar o modelo de simulação.

Finalmente, dado que a magnitude da variação do parâmetro de persistência entre períodos de baixa e alta volatilidade é um bom indicador da alteração da instabilidade dos mercados, considerou-se no período pós- crise um terceiro indicador de risco que é, justamente, a variação percentual do parâmetro de persistência ( $d$ ) entre o período pré- crise e o período pós- crise.

No final do capítulo 5 apresentam-se os resultados de um teste da capacidade preditiva dos modelos. Os modelos confrontados neste teste são o EGARCH, o GH e o tradicional LS. O teste utilizado foi o teste *out-of-sample* de Harvey-Newbold (2000). Os resultados obtidos apontam claramente para uma preferência do modelo EGARCH multivariado face aos modelos GH e LS. Estes resultados dão maior robustez aos parâmetros escolhidos e, por consequência, à metodologia proposta neste estudo.

---

<sup>37</sup> É claro que os modelos GARCH e IGARCH são casos particulares do modelo FIGARCH quando  $0 \leq d \leq 1$ . É, no entanto, comum na literatura a referência aos modelos FIGARCH apenas quando  $0 < d < 1$ .

Os resultados finais do modelo de simulação são, em alguns aspetos, de certo modo esperados e, noutros, algo inesperados. No *ranking* global dos cinco cenários analisados a Suíça aparece sempre na primeira posição. É, claramente, o mercado financeiro mais “apetecível” quer do ponto de vista da rentabilidade quer do ponto de vista do risco. A Alemanha aparece bem posicionada nos cenários que dão maior peso ao risco mas desaparece do *top 3* à medida que o fator rentabilidade começa a pesar mais na decisão do investidor. Nestes últimos é substituída por Hong-Kong. A Suécia só não figura no *top 3* no cenário 1 (onde aparece pela única vez a França). Esta é, talvez a primeira surpresa dos resultados obtidos.

Passando agora às últimas posições, *i.e.*, aos mercados menos apetecíveis para os investidores, temos o caso da Dinamarca e da Noruega quando o investidor apenas valoriza a minimização do risco. Portugal aparece neste grupo à medida que o fator rentabilidade ganha mais peso (cenários 3-5). A Polónia e a Hungria aparecem no grupo dos mercados menos apetecíveis em todos os cenários exceto no primeiro. A grande surpresa é a Finlândia que aparece em último lugar nos cenários que valorizam mais o fator risco (cenários 1-2). Outra grande surpresa é a exclusão da Grécia e da Irlanda dos últimos lugares em qualquer dos cenários analisados. No *ranking* final, que agrega os cinco cenários analisados, a Finlândia volta a aparecer juntamente com a Polónia e a Hungria.

Os resultados obtidos obedecem, obviamente, à lógica da construção do modelo de simulação e da escolha dos cenários analisados. Não é portanto possível garantir a invariabilidade dos resultados numa lógica diferente de construção do modelo de simulação. A escolha das datas e dos parâmetros é outro fator a ter em consideração, pese embora tenha havido o máximo cuidado neste estudo em garantir a objetividade na escolha dos parâmetros. O modelo, no entanto, origina resultados credíveis dentro da lógica que foi estabelecida. É claro que muitos outros fatores poderiam ter sido levados em consideração no modelo de simulação. O custo inerente seria, com bastante certeza, uma maior dificuldade na obtenção de dados e uma maior subjetividade da análise, entre outras.

Constituindo um ponto de partida importante na análise e simulação de cenários relativos ao binómio rentabilidade/risco, existem diversas direções para o aprofundamento futuro deste tema. Um primeiro aspeto consiste na construção de testes de robustez e invariabilidade dos resultados independentemente da escolha dos parâmetros e dos ce-



nários propostos. Um segundo aprofundamento pode surgir com a inclusão de fatores não utilizados no presente estudo, como por exemplo *spreads* e parâmetros de evolução macroeconómica do país. Neste último caso, porém, é preciso aprofundar e estandardizar a modelação de séries temporais com diferentes frequências (*e.g.*, MIDAS). Um terceiro exemplo de aprofundamento deste estudo consiste na modelação conjunta da média e variância em contexto vetorial de modo a conseguir extrair todos os parâmetros para a simulação de um único modelo totalmente endógeno. Obviamente, o presente estudo pode constituir o embrião para muitos outros tipos de estudos e outras direções. As três direções apresentadas são apenas uma pequena amostra das potencialidades deste tipo de análise. Muitas outras ficaram por referir. Esperamos, contudo, que este trabalho possa ter a utilidade prática que é tão necessária a uma boa gestão empresarial. Essa é a nossa grande motivação para a apresentação deste trabalho.



## Referências Bibliográficas

- Akaike, H. (1974), A new look at the statistical model identification, *IEEE Transactions on Automatic Control* AC-19(6), 716-723.
- Akaike, H. (1978), Time series analysis and control through parametric models, in Findley, D.F. (Ed.), *Applied Time Series Analysis*, New York: Academic Press.
- Akaike, H. (1979), A bayesian extension of the minimum AIC procedure of autoregressive model fitting, *Biometrika* 66(2), 237-242.
- Amsler, C. e J. Lee (1995), An LM test for a unit root in the presence of a structural change, *Econometric Theory* 11(2), 359-368.
- Anderson, R.C., S.A. Mansi e D.M. Reeb (2004), Board characteristics, accounting report integrity, and the cost of debt, *Journal of Accounting and Economics* 37(3), 315-342.
- Armstrong, C.S., W.R. Guay e J.P. Weber (2010), The role of information and financial reporting in corporate governance and debt contracting, *Journal of Accounting and Economics* 50(2-3), 179-234.
- Arshanapalli, B. e J. Doukas (1993), International stock market linkages: evidence from the pre and post October 1987 period, *Journal of Banking and Finance* 17(1), 193-208.
- Asche, F., R. Menezes e J.F. Dias (2007), Price transmission in cross boundary supply chains, *Empirica* 34, 477-489.
- Ashbaugh-Skaife, H., D. Collins e W. Kinney (2007), The discovery and reporting of internal control deficiencies prior to SOX-mandated audits, *Journal of Accounting and Economics* 44(1-2), 166-192.
- Ashbaugh-Skaife, H., D. Collins, W. Kinney e R. LaFond (2008), The effect of SOX internal control deficiencies and their remediation on accrual quality, *The Accounting Review* 83(1), 217-250.
- Ashbaugh-Skaife, H., D. Collins, W. Kinney e R. LaFond (2009), The effect of internal control deficiencies on company risk and cost of equity capital, *Journal of Accounting Research* 47(1), 1-43.
- Baber, W.R., A.K. Gore, K.T. Rich e J.X. Zhang (2013), Accounting restatements, governance and municipal debt financing, *Journal of Accounting and Economics* 56(2-3), 212-227.
- Bachelier, L. (1900), Théorie de la speculation, *Annales Scientifiques de l'École Normal Supérieure* 3ème série 17, 21-88.

- Baillie, R.T., T. Bollerslev e H.O. Mikkelsen (1996), Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, *Journal of Econometrics* 74(1), 3-30.
- Banerjee, A., R.L. Lumsdaine e J.H. Stock (1992), Recursive and sequential tests of the unit-root and trend-break hypothesis: theory and international evidence, *Journal of Business and Economic Statistics* 10(3), 271-287.
- Bera, A.K. e M.L. Higgins (1993), A survey of ARCH models: properties, estimation and testing, *Journal of Economic Surveys* 7(4), 305-366.
- Beran, J. (1994), *Statistics for Long Memory Processes*. New York: Chapman and Hall.
- Bhandari, L.C. (1988), Debt/Equity ratio and expected common stock returns: empirical evidence, *The Journal of Finance* 43(2), 507-528.
- Blough, S.R. (1992), The relationship between power and level for generic unit root tests in finite samples, *Journal of Applied Econometrics* 7(3), 295-308.
- Bollerslev, T. (1986), Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, *Journal of Econometrics* 31(3), 307-327.
- Bollerslev, T. e R.F. Engle (1993), Common persistence in conditional variances: definition and representations, *Econometrica* 61(1), 167-186.
- Braumann, C.A. (2005), Introdução às equações diferenciais estocásticas e aplicações, *XIII Congresso Anual da Sociedade Portuguesa de Estatística*, Edições SPE.
- Brockwell, P.J. e R.A. Davis (2002), *Introduction to Time Series and Forecasting*. Second Edition, New York: Springer-Verlag.
- Cassel, G. (1918), Abnormal deviations in international exchanges, *The Economic Journal* 28, 413-415.
- Cavaliere, G. e I. Georgiev (2005a), A note on unit root testing in the presence of level shifts, *Statistica* 66(1), 3-17.
- Cavaliere, G. e I. Georgiev (2005b), Testing for unit roots in autoregressions with multiple level shifts, *Working Paper*.
- Chambers, M. (1998), Long memory and aggregation in macroeconomic time series, *International Economic Review* 39(4), 1053-1072.
- Chan, N.H. (2002), *Time Series: Applications to Finance*. John Wiley & Sons.
- Chen, C. e C. Wu (1999), The dynamics of dividends, earnings and prices: evidence and implications for dividend smoothing and signaling, *Journal of Empirical Finance* 6(1), 29-58.

- Chen, F., O. Hope, Q. Li e X. Wang (2011), Financial reporting quality and investment efficiency of private firms in emerging markets, *The Accounting Review* 86(4), 1255-1288.
- Chin, C. e T. Weng (2010), Internal control weaknesses, information asymmetry and market liquidity: evidence from SOX Section 404, *Working Paper*, National Chengchi University.
- Chou, R.Y. (1988), Volatility persistence and stock valuations: some empirical evidence using GARCH, *Journal of Applied Econometrics* 3(4), 279-294.
- Chowdhry, B. e J.D. Coval (1998), Internal financing of multinational subsidiaries: debt vs. equity, *Journal of Corporate Finance* 4(1), 87-106.
- Christensen, P.O., C.R. Flor, D. Lando, K.R. Miltersen (2013), Dynamic capital structure with callable debt and debt renegotiations, *Journal of Corporate Finance* (in press).
- Christiano, L.J. (1992), Searching for a break in GNP, *Journal of Business and Economic Statistics* 10(3), 237-250.
- Chung, C.-F. (1999), Estimating the fractionally integrated GARCH model, *Working Paper*, National Taiwan University.
- Chung, K. e S.J. Turnovsky (2010), Foreign debt supply in an imperfect international capital market: theory and evidence, *Journal of International Money and Finance* 29(2), 201-223.
- Chung, P.J. e D.J. Liu (1994), Common stochastic trends in Pacific RIM stock markets, *The Quarterly Review of Economics and Finance* 34(3), 241-259.
- Clements, M.P. e D.I. Harvey (2007), Forecast combination and encompassing, in Mills, T.C. e K. Patterson (Eds.) *Handbook of Econometrics: Applied Econometrics* 2, Palgrave.
- Clements, M.P. e D.I. Harvey (2011), Combining probability forecasts, *International Journal of Forecasting* 27(2), 208-223.
- Conrad, C., F. Jiang e M. Karanasos (2003), Modelling and predicting exchange rate volatility via power ARCH models: the role of long-memory, *Working Paper*, University of Mannheim.
- Costello, A. e R. Wittenberg-Moerman (2011), The impact of financial reporting quality on debt contracting: evidence from internal control weakness reports, *Journal of Accounting Research* 49(1), 97-136.
- Daly, K. (2008), Financial volatility: issues and measuring techniques, *Physica A* 387(11), 2377-2393.
- DeAngelo, H., L. DeAngelo e T.M. Whited (2011), Capital structure dynamics and transitory debt, *Journal of Financial Economics* 99(2), 235-261.

Demerjian, P.R. (2011), Accounting standards and debt covenants: has the “balance sheet approach” led to a decline in the use of balance sheet covenants? *Journal of Accounting and Economics* 52(2-3), 178-202.

Demiroglu, C. e C.M. James (2010), The role of private equity group reputation in LBO financing, *Journal of Financial Economics* 96(2), 306-330.

Dhaliwal, D., C. Hogan, R. Trezevant e M. Wilkins (2011), Internal control disclosures, monitoring, and the cost of debt, *The Accounting Review* 86(4), 1131-1156.

Di Matteo, T., T. Aste e M.M. Dacorogna (2003), Scaling behaviors in differently developed markets, *Physica A* 324(1-2), 183-188.

Dickey, D.A. e W.A. Fuller (1979), Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association* 74(366a), 427-431.

Dickey, D.A. e W.A. Fuller (1981), Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica* 49(4), 1057-1072.

Diebold, F.X. e R.S. Mariano (1995), Comparing predictive accuracy, *Journal of Business and Economic Statistics* 13(3), 253-263.

Dionísio, A., R. Menezes e D.A. Mendes (2007), On the integrated behaviour of nonstationary volatility in stock markets, *Physica A* 382(1), 58-65.

Dittmar, A. e A. Thakor (2007), Why do companies issue equity? *Journal of Finance* 62(1), 1-54.

Dubois, E. (2014), Discussion of the paper “Forecasting performance of three automated modeling techniques during the economic crisis 2007–2009” by A. Kock and T. Teräsvirta, *International Journal of Forecasting* (in press).

Dufrénot, G. e V. Mignon (2002), *Recent Developments in Nonlinear Cointegration with Applications to Macroeconomics and Finance*. Dordrecht, NL: Kluwer Academic Publishers.

Edmonds, C.T., J.E. Edmonds e J.J. Maher (2011), The impact of meeting or beating analysts' operating cash flow forecasts on a firm's cost of debt, *Advances in Accounting, incorporating Advances in International Accounting* 27(2), 242-255.

Elshandidy, T. (2014), Value relevance of accounting information: evidence from an emerging market, *Advances in Accounting, incorporating Advances in International Accounting* 30(1), 176-186.

Enders, W. (2004), *Applied Econometric Time Series*. Second Edition, John Wiley & Sons.

Engel, R.F. e C.W.J. Granger (1987), Co-integration and error correction: representation, estimation and testing, *Econometrica* 55(2), 251-276.

- Engle, R.F. (1982), Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation, *Econometrica* 50(4), 987-1007.
- Engle, R.F. e C. Mustafa (1992), Implied ARCH models from option prices, *Journal of Econometrics* 52(1-2), 289-311.
- Engle, R.F. e G. Gonzalez-Rivera (1991), Semiparametric ARCH models, *Journal of Business and Economic Statistics* 9(4), 345-359.
- Engle, R.F. e T. Bollerslev (1986), Modelling the persistence of conditional variances, *Econometric Reviews* 5(1), 1-50.
- Eun, C.S. e S. Shim (1989), International transmission of stock market movements, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 24(2), 241-256.
- Fama, E.F. (1965), The behavior of stock market prices, *The Journal of Business* 38(1), 34-105.
- Fama, E.F. (1970), Efficient capital markets: a review of the theory and empirical work, *The Journal of Finance* 25(2), 383-417.
- Fama, E.F. (1981), Stock returns, real activity, inflation and money, *American Economic Review* 71(4), 545-565.
- Fama, E.F. (1990), Stock returns, expected returns and real activity, *The Journal of Finance* 45(4), 1089-1108.
- Fama, E.F. e K.R. French (1989), Business conditions and expected returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics* 25(1), 23-49.
- Fama, E.F. e K.R. French (1992), The cross-section of expected stock returns, *The Journal of Finance* 47(2), 427-465.
- Fama, E.F. e K.R. French (1993), Common risk factors in the returns on bonds and stocks, *Journal of Financial Economics* 33(1), 3-56.
- Fama, E.F. e K.R. French (2002), Testing Trade-off and Pecking Order predictions about dividends and debt, *Review of Financial Studies* 15(1), 1-33.
- Fama, E.F. e K.R. French (2005), Financing decisions: who issues stock? *Journal of Financial Economics* 76(3), 549-582.
- Ferreira, N.B., R. Menezes e D.A. Mendes (2007), Asymmetric conditional volatility in international stock markets, *Physica A* 382(1), 73-80.
- Froni, C. e M. Marcellino (2013), A comparison of mixed frequency approaches for nowcasting Euro area macroeconomic aggregates, *International Journal of Forecasting* (in press).

- Foster, D.P. e R.A. Stine (1997), An information theoretic comparison of model selection criteria, *Working Paper 1180*, Center for Mathematical Studies in Economics and Management Science, Northwestern University.
- Frank, M.Z. e V.K. Goyal (2003), Testing the Pecking Order theory of capital structure, *Journal of Financial Economics* 67(2), 217-248.
- Frank, M.Z. e V.K. Goyal (2008), Trade-off and Pecking Order theories of debt, in Espen Eckbo (Ed.), *The Handbook of Empirical Corporate Finance*, North-Holland, Amsterdam: Elsevier Science, 2(12), 135-197.
- French, K.R. (1987), Expected stock returns and volatility, *Journal of Financial Econometrics* 19(1), 3-29.
- Fuller, W.A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*. New York: John Wiley.
- Fung, S.Y.K. e J. Goodwin (2013), Short-term debt maturity, monitoring and accruals-based earnings management, *Journal of Contemporary Accounting and Economics* 9(1), 67-82.
- Gatchev, V.A., P.A. Spindt e V. Tarhan (2009), How do firms finance their investments? The relative importance of equity issuance and debt contracting costs, *Journal of Corporate Finance* 15(2), 179-195.
- Gaud, P., M. Hoesli e A. Bender (2007), Debt-equity choice in Europe, *International Review of Financial Analysis* 16(3), 201-222.
- Ghysels, E., A. Sinko e R. Valkanov (2007), MIDAS regressions: further results and new directions, *Econometric Reviews* 26(1), 53-90.
- Gjerde, O. e F. Sættem (1999), Causal relations among stock returns and macroeconomic variables in a small open economy, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 9(1), 61-74.
- Glynn, J., N. Perera e R. Verma (2007), Unit root tests and structural breaks: a survey with applications, *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa* (3), 63-79.
- Gonzalo, J. (1994), Five alternative methods of estimating long run equilibrium relationships, *Journal of Econometrics* 60(1-2), 203-233.
- Gouriéroux, C. (1997), *ARCH Models and Financial Applications*. Springer-Verlag.
- Goyal V.K. e W. Wang (2013), Debt maturity and asymmetric information: evidence from default risk changes, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 48(3), 789-817.
- Granger, C.W.J. (1969), Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods, *Econometrica* 37(3), 424-438.



- Granger, C.W.J. e P. Newbold (1974), Spurious regressions in econometrics, *Journal of Econometrics* 2(2), 111-120.
- Granger, C.W.J. e P. Newbold (1986), *Forecasting Economic Time Series*. Second Edition, San Diego, CA: Academic Press.
- Grasa, A.A. (1989), *Econometric Model Selection: A New Approach*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Grau-Carles, P. (2000), Empirical evidence of long-range correlation in stock returns, *Physica A* 287(3-4), 396-404.
- Gregory, A.W. e B.E. Hansen (1996), Tests for cointegration in models with regime and trend shifts, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 58(3), 555-560.
- Hamao, Y.N.R., Masulis e V. Ng (1990), Correlations in price changes and volatility across international stock markets, *The Review of Financial Studies* 3(2), 281-307.
- Hammersley, J., L. Myers e J. Zhou (2012), The failure to remediate previously disclosed material weakness in internal controls, *Working Paper*, University of Georgia.
- Harvey, D.I. e P. Newbold (2000), Tests for multiple forecast encompassing, *Journal of Applied Econometrics* 15(5), 471-482.
- Harvey, D.I., S.J. Leybourne e P. Newbold (1998), Tests for forecast encompassing, *Journal of Business and Economic Statistics* 16(2), 254-259.
- Hendry, D.F. (1996), On the constancy of time-series econometric equations, *Economic and Social Review* 27(5), 401-422.
- Hendry, D.F. e G.E. Mizon (2014), Unpredictability in economic analysis, econometric modeling and forecasting, *Journal of Econometrics* 182(1), 186-195..
- Hendry, D.F. e K. Juselius (2000), Explaining cointegration analysis: Part 1, *Energy Journal* 21(1), 1-42.
- Huizinga, H., L. Laeven e G. Nicodeme (2008), Capital structure and international debt shifting, *Journal of Financial Economics* 88(1), 80-118.
- Hurst, H.E. (1951), Long term storage capacity of reservoirs, *Transactions of the American Society of Civil Engineers* 116, 770-799.
- Hurst, H.E. (1956), Methods of using long term storage in reservoirs, *Proceedings of the Institute of Civil Engineers* 5(5), 519-543.
- Hurvich, C.M. e C.L. Tsai (1989), Regression and time series model selection in small samples, *Biometrika* 76(2), 297-307.
- Jackson, S.B., T.M. Keune e L. Salzsieder (2013), Debt, equity, and capital investment, *Journal of Accounting and Economics* 56(2-3), 291-310.

- Jarque, C.M. e A.K. Bera (1987), A test for normality of observations and regression residuals, *International Statistics Review* 55(2), 163-172.
- Johansen, S. (1988), Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control* 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S. (1991), Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian autoregressive models, *Econometrica* 59(6), 1551-1580.
- Johansen, S. e K. Juselius (1990), Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52(2), 169-210.
- Kang, S.H., S.-M. Kang e S.-M. Yoon (2009), Forecasting volatility of crude oil markets, *Energy Economics* 31(1), 119-125.
- Karamustafa, O. e Y. Kucukkale (2001), Long-run relationships between stock market returns and macroeconomic performance: evidence from Turkey, *Working Paper*, Ondokuz Mayıs University, Ordu.
- Kasa, K. (1992), Common stochastic trends in international stock markets, *Journal of Monetary Economics* 29(1), 95-124.
- Kasman, A., S. Kasman e E. Torun (2009), Dual long memory property in returns and volatility: evidence from the CEE countries' stock markets, *Emerging Markets Review* 10(2), 122-139.
- Kim, J., B. Song e L. Zhang (2011), Internal control weakness and bank loan contracting: evidence from SOX section 404 disclosures, *The Accounting Review* 86(4), 1157-1188.
- Kraus, A. e R.H. Litzenberger (1973), A State-preference model of optimal financial leverage, *Journal of Finance* 28(4), 911-922.
- Lanne, M., H. Lütkepohl e P. Saikkonen (2002), Comparison of unit root tests for time series with level shifts, *Journal of Time Series Analysis* 23(6), 667-685.
- Lee, J. e M.C. Strazicich (2003), Minimum Lagrange Multiplier unit root test with two structural breaks, *Review of Economics and Statistics* 85(4), 1082-1089.
- Lee, J. e M.C. Strazicich (2004), Minimum LM unit root test with one structural break, *Working Paper*, Department of Economics, Appalachian State University.
- Li, C., K. Johnstone e K. Rupley (2010), Changes in corporate governance associated with the revelation of internal control material weaknesses and their subsequent remediation, *Contemporary Accounting Research* 28(1), 331-383.
- Li, H. (2010), Reputation, accounting information and debt contracts in Chinese family firms, *China Journal of Accounting Research* 3(1), 95-129.

- Li, H. (2011), Capital structure on agency costs in Chinese listed firms, *International Journal of Governance* 1(2), 26-39.
- Lin, S., N. Tong e A.L. Tucker (2014), Corporate tax aggression and debt, *Journal of Banking & Finance* 40, 227-241.
- Lumsdaine, R.L. e D.H. Papell (1997), Multiple trend breaks and the unit root hypothesis, *Review of Economics and Statistics* 79(2), 212-218.
- Lütkepohl, H., C. Müller e P. Saikkonen (2001), Unit root tests for time series with a structural break when the break point is known, in Hsiao, C., K. Morimune e J. Powell (Eds.), *Nonlinear Statistical Inference: Essays in Honor of Takeshi Amemiya*, Cambridge: Cambridge University Press, 327-348.
- Lütkepohl, H., P. Saikkonen e C. Trenkler (2004), Testing for the cointegrating rank of a VAR process with level shift at unknown time, *Econometrica* 72(2), 647-662.
- MacKinnon, J.G. (1991), Critical values for co-integration tests, in Engle R.F. e C.W.J. Granger (Eds.), *Long-Run Economic Relationships*, Oxford: Oxford University Press, 267-276.
- MacKinnon, J.G. (1996), Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests, *Journal of Applied Econometrics* 11(6), 601-618.
- MacKinnon, J.G., A.A. Haug e L. Michelis (1999), Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration, *Journal of Applied Econometrics* 14(5), 563-577.
- Mandelbrot, B.B. e J.W. van Ness (1968), Fractional brownian motion, fractional noises and applications, *SIAM Review* 10(4), 422-437.
- Marques, C.R. (1998), *Modelos Dinâmicos, Raízes Unitárias e Cointegração*. Lisboa: Edinova.
- Martens, M. e D. van Dick (2007), Measuring volatility with realized range, *Journal of Econometrics* 138(1), 181-207.
- Masih, A.M.M. e R. Masih (1997), Dynamic linkages and the propagation mechanism driving major international stock markets: an analysis of the pre and post crash eras, *The Quarterly Review of Economics and Finance* 37(4), 859-885.
- Masih, A.M.M. e R. Masih (2002), Propagative causal price transmission among international stock markets: evidence from the pre- and post globalization period, *Global Finance Journal* 13(1), 63-91.
- Massa, M. e L. Zhang (2013), Monetary policy and regional availability of debt financing, *Journal of Monetary Economics* 60(4), 439-458.
- Matemilola, B.T. e A.N. Bany-Arifin (2011), Pecking Order theory of capital structure: empirical evidence from dynamic panel data, *International Journal on GSTF Business Review* 1(1), 185-189.

McLeod, A.L. e K.W. Hipel (1978), Preservation of the rescaled adjusted range: 1. A reassessment of the Hurst phenomenon, *Water Resources Research* 14(3), 491-508.

Menezes, R. (2007), Ensaio sobre a globalização dos mercados bolsistas internacionais: realidade ou mito? *Lição de Provas de Agregação*, Escola de Gestão, ISCTE-IUL, Lisboa.

Menezes, R., A. Dionísio e H. Hassani (2012), On the globalization of stock markets: an application of Vector Error Correction Model, Mutual Information and Singular Spectrum Analysis to the G7 countries, *The Quarterly Review of Economics and Finance* 52(4), 369-384.

Menezes, R., N.B. Ferreira e D.A. Mendes (2006), Co-movements and asymmetric volatility in the Portuguese and US stock markets, *Nonlinear Dynamics* 44(1), 359-366.

Miglo, A. (2007), Debt-equity choice as a signal of earnings profile over time, *The Quarterly Review of Economics and Finance* 47(1), 69-93.

Minton, B.A. e C. Schrand (1999), The impact of cash flow volatility on discretionary investment and the costs of debt and equity financing, *Journal of Financial Economics* 54(3), 423-460.

Mittnik, S. e M.S. Paoella (2003), Prediction of financial downside-risk with heavy-tailed conditional distributions, in Rached S.R. (Ed.), *Handbook of Heavy Tailed Distributions in Finance*, North-Holland: Elsevier.

Morana, C. e A. Beltrati (2004), Structural change and long-range dependence in volatility of exchange rates: either neither or both? *Journal of Empirical Finance* 11(5), 629-658.

Müller, U.A., M. Dacorogna, R. Davé, R.B. Olsen, O.V. Pictet e J.E. von Weizsacker (1997), Volatilities of different time resolutions – analyzing the dynamics of market components, *Journal of Empirical Finance* 4(2-3), 213-239.

Munsif, V., K. Raghunandan, D.V. Rama e M. Singhvi (2011), Audit fees after remediation of internal control weaknesses, *Accounting Horizons* 25(1), 87-105.

Myers, S.C. (1984), The capital structure puzzle, *Journal of Finance* 39(3), 575-592.

Myers, S.C. e N.S. Majluf (1984), Corporate financing and investment decisions when companies have information that investors do not have, *Journal of Financial Economics* 13(2), 187-221.

Nelson, C.R. e C.I. Plosser (1982), Trends and random walks in macroeconomic time series, *Journal of Monetary Economics* 10(2), 139-162.

Nelson, D.B. (1991), Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach, *Econometrica* 59(2), 347-370.

Neves, M.E. e A.P. Quelhas (2013), *Carteiras de Investimento: Gestão e Avaliação de Desempenho*. Coimbra: Edições Almedina.

Nikkinen, J. e P. Sahlström (2004), Does agency theory provide a general framework for audit pricing? *International Journal of Auditing* 8(3), 253-262.

Noguchi, A. (1998), Effect of the inconsistency in accounting standards on the choice of financial instruments: the case of debt issued with stock purchase warrants and convertible debt by Japanese companies, *The International Journal of Accounting* 33(3), 335-345.

Oh, G., S. Kim e C. Eom (2008), Long-term memory and volatility clustering in high-frequency price changes, *Physica A* 387(5-6), 1247-1254.

Pagan, A.R. e G.W. Schwert (1990), Alternative models for conditional stock volatility, *Journal of Econometrics* 45(1-2), 267-290.

Pagan, A.R. e M.R. Wickens (1989), A survey of some recent econometric methods, *The Economic Journal* 99(398), 962-1025.

Papanastasiopoulos, G., D. Thomakos e T. Wang (2011), Accruals and the performance of stock returns following external financing activities, *The British Accounting Review* 43(3), 214-229.

Pendergast, C. (1999), The provision of incentives in firms, *Journal of Economic Literature* 37(1), 7-63.

Perales, N.H. e R. Robins (2001), The relationships between the Mexican stock market returns and real, monetary and economic variables, *Working Paper*.

Perron, P. (1989), The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis, *Econometrica* 57(6), 1361-1401.

Perron, P. (1990), Testing for a unit root in a time series with a changing mean, *Journal of Business and Economic Statistics* 8(2), 153-162.

Perron, P. (1994), Trend, unit root hypothesis and structural change in macroeconomic time series, in Roa, B. e Bhasakara (Eds.), *Cointegration for Applied Economists*, St. Martin's Press.

Perron, P. (1997), Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables, *Journal of Econometrics* 80(2), 355-385.

Perron, P. (2005), Dealing with structural breaks, Mimeo *Handbook of Econometrics: Econometric Theory*, 1.

Perron, P. e T.J. Vogelsang (1992), Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity, *Journal of Business and Economic Statistics* 10(3), 301-320.

- Pesaran, M.H., A. Pick e M. Pranovich (2013), Optimal forecasts in the presence of structural breaks, *Journal of Econometrics* 177(2), 134-152.
- Phillips, P.C.B. (1986), Understanding spurious regressions in econometrics, *Journal of Econometrics* 33(3), 311-340.
- Pinnuck, M. e C. Shekhar (2013), The profit versus loss heuristic and firm financing decisions, *Accounting, Organizations and Society* 38(6-7), 420-439.
- Poon, S.H. e C.W.J. Granger (2003), Forecasting volatility in financial markets: a review, *Journal of Economic Literature* 41(2), 478-488.
- Poskitt, D.S. e A.R. Tremayne (1987), Determining a portfolio of linear time series models, *Biometrika* 74(1), 125-137.
- Poterba, J. e L.H. Summers (1986), The persistence of volatility and stock market fluctuations, *American Economic Review* 76, 1142-1151.
- Ravallion, M. (1986), Testing market integration, *American Journal of Agricultural Economics* 68(1), 102-109.
- Rodríguez-Villar, M.J. (2010), *Volatility Models with Leverage Effect*, Ph.D. Thesis, Department of Statistics, Universidad Carlos III de Madrid.
- Ross, S.A. (1976), The arbitrage theory of capital asset pricing, *Journal of Economic Theory* 13(3), 341-360.
- Rossi, B. e T. Sekhposyan (2014), Evaluating predictive densities of US output growth and inflation in a large macroeconomic data set, *International Journal of Forecasting* 30(3), 662-682.
- Said, S.E. e D.A. Dickey (1984), Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order, *Biometrika* 71(3), 599-607.
- Saikkonen, P. e H. Lütkepohl (2001), Testing for unit roots in time series with level shifts, *Allgemeines Statistisches Archiv* 85, 1-25.
- Saikkonen, P. e H. Lütkepohl (2002), Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time, *Econometric Theory* 18(2), 313-348.
- Santoso, A.S.W. (2004), *An Empirical Analysis of Debt-Equity Choice in Indonesian Companies*, Ph.D. Thesis, Universiti Sains Malaysia.
- Sargan, J.D. (1964), Wages and prices in the United Kingdom: a study in econometric methodology (with discussion), in Hart, P.E., G. Mills e J.K. Whitaker (Eds.), *Econometric Analysis for National Economic Planning*, Colston Papers 16, 25-63.
- Schwarz, G. (1978), Estimating the dimension of a model, *Annals of Statistics* 6(2), 461-464.

- Schwert, G.W. e P.J. Seguin (1990), Heteroskedasticity in stock returns, *The Journal of Finance* 45(4), 1129-1155.
- Seifert, B. e H. Gonenc (2012), Issuing and repurchasing: the influence of mispricing, corporate life cycle and financing waves, *Journal of Multinational Financial Management* 22(3), 66-81.
- Selvarajah, E. e N. Ursel (2012), Mergers and corporate debt financing, *Economics Letters* 114(3), 296-298.
- Sharpe, W.F. (1970), Stock market behavior: a discussion, *The Journal of Finance* 25(2), 418-420.
- Shi, W. e R. Wang (2012), Dynamic internal control performance over financial reporting and external financing, *Journal of Contemporary Accounting and Economics* 8(2), 92-109.
- Shirasu, Y. e P. Xu (2007), The choice of financing with public debt versus private debt: new evidence from Japan after critical binding regulations were removed, *Japan and the World Economy* 19(4), 393-424.
- Sin, C.Y. e H. White (1996), Information criteria for selecting possibly misspecified parametric models, *Journal of Econometrics* 71(1-2), 207-225.
- Stambaugh, R.F. (1999), Predictive regressions, *Journal of Financial Economics* 54(3), 375-421.
- Stigler, G.J. (1969), *The Theory of Price*. London: Macmillan.
- Stock, J.H. (1987), Asymptotic properties of least squares estimation of cointegration vectors, *Econometrica* 55(5), 1035-1056.
- Tayefi, M. e T.V. Ramanathan (2012), An overview of FIGARCH and related time series models, *Austrian Journal of Statistics* 41(3), 175-196.
- Taylor, S.J. (1987), Forecasting the volatility of currency exchange rates, *International Journal of Forecasting* 3(1), 159-170.
- Vandewalle, N. e M. Ausloos (1997), Coherent and random sequences in financial fluctuations, *Physica A* 246(3-4), 454-459.
- Vilasuso, J. (2002), Forecasting exchange rate volatility, *Economics Letters* 76(1), 59-64.
- Vrugt, E.B. (2009), US and Japanese macroeconomic news and stock market volatility in Asia-Pacific, *Pacific-Basin Finance Journal* 17, 611-627.
- Wang, C.-Y., Y.-F. Chen e C.-W. Yu (2013), Managerial optimism and post-financing stock performance in Taiwan: a comparison of debt and equity financing, *Economics Letters* 119(3), 332-335.

Wei, J.K.C., Y.-J. Liu, C.-C. Yang e G.-S- Chaung (1995), Volatility and price change spillover effects across the developed and emerging markets, *Pacific-Basin Finance Journal* 3(1), 113-136.

Wei, W.W.S. (1990), *Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods*. Addison-Wesley Publishing Company.

Zivot, E. e D.W.K. Andrews, (1992), Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics* 10(3), 251-270.



## Anexo

### Exemplos de *Outputs*

Apresentam-se neste anexo alguns exemplos dos *outputs* gerados pelo software de modelação utilizado no presente estudo, nomeadamente, EViews 8, OxMetrics 7, Win-RATS 8.3 e JMulTi 4. Os exemplos apresentados referem-se à Áustria mas os *outputs* dos restantes países/mercados são do mesmo tipo. Ficam estes exemplos a título ilustrativo.

### EViews 8

Tabela 1/2. Estatísticas Descritivas: PI

Sample: 1/06/1986 1/03/2014

	OEPI	BGPI	FNPI	FRPI	BDPI	GRPI
Mean	<b>270.0256</b>	361.1036	400.7105	395.7051	195.1125	1019.798
Median	211.4482	357.7575	417.5550	422.2675	199.9467	830.7566
Maximum	743.9284	786.4844	1475.580	830.9509	384.5044	3242.830
Minimum	69.17187	96.92903	32.32000	94.66921	59.79664	83.87377
Std. Dev.	<b>151.9936</b>	166.6292	284.1674	194.4484	84.20289	739.2118
Skewness	1.220077	0.375831	0.856420	0.207384	0.178699	0.798048
Kurtosis	3.919384	2.168484	3.774911	1.848505	1.782681	2.606215
Jarque-Bera	<b>2069.636</b>	382.4213	990.4901	455.9457	489.9214	764.0453
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	1972537.	2637862.	2695179.	2890626.	1425296.	6919330.
Sum Sq. Dev.	1.69E+08	2.03E+08	5.43E+08	2.76E+08	51786282	3.71E+09
Observations	<b>7305</b>	7305	6726	7305	7305	6785

Tabela 3. Testes ADF em Níveis: PI

Null Hypothesis: OEPI has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=35)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	<b>-1.530118</b>	0.8194
Test critical values:		
1% level	-3.959292	
5% level	-3.410419	
10% level	-3.126969	

\*MacKinnon (1996) one-sided *p*-values.

**Tabela 4. Testes ADF em Primeiras Diferenças:  $\Delta(\text{PI})$**

Null Hypothesis: D(OEPI) has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=35)		
	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.*</b>
Augmented Dickey-Fuller test statistic	<b>-78.62713</b>	0.0001
Test critical values:	1% level	-3.959292
	5% level	-3.410419
	10% level	-3.126969

\*MacKinnon (1996) one-sided  $p$ -values.

**Tabela 9. Regressão de GH:  $\ln(\text{IR6M}) \rightarrow \ln(\text{PI})$**

Dependent Variable: OELNPI				
Method: Least Squares				
Sample: 1/06/1986 1/03/2014				
Included observations: 7305				
OELNPI=C(1)+C(2)*DU6MOE+C(3)*@TREND+C(4)*OELN6M+C(5) *OELN6M*DU6MOE				
	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
C(1)	<b>3.968255</b>	0.016328	243.0360	0.0000
C(2)	<b>-0.315143</b>	0.012966	-24.30482	0.0000
C(3)	<b>0.000329</b>	2.23E-06	147.0300	0.0000
C(4)	<b>0.270618</b>	0.007312	37.00769	0.0000
C(5)	<b>-0.327053</b>	0.013854	-23.60641	0.0000
R-squared	<b>0.804513</b>	Mean dependent var		5.451859
Adjusted R-squared	0.804406	S.D. dependent var		0.545598
S.E. of regression	0.241296	Akaike info criterion		-0.004899
Sum squared resid	425.0341	Schwarz criterion		-0.000179
Log likelihood	22.89353	Hannan-Quinn criter.		-0.003276
F-statistic	7510.664	Durbin-Watson stat		0.003449
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 10. Regressão de GH:  $\ln(IR10Y) \rightarrow \ln(PI)$**

Dependent Variable: OELNPI				
Method: Least Squares				
Sample: 1/06/1986 1/03/2014				
Included observations: 7305				
OELNPI=C(1)+C(3)*@TREND+C(4)*OELN10Y+C(5)*OELN10Y*DU10YOE				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	<b>2.769463</b>	0.039285	70.49712	0.0000
C(3)	<b>0.000395</b>	3.37E-06	117.1124	0.0000
C(4)	<b>0.794647</b>	0.017123	46.40714	0.0000
C(5)	<b>-0.302626</b>	0.009668	-31.30205	0.0000
R-squared	<b>0.797288</b>	Mean dependent var		5.451859
Adjusted R-squared	0.797205	S.D. dependent var		0.545598
S.E. of regression	0.245698	Akaike info criterion		0.031120
Sum squared resid	440.7430	Schwarz criterion		0.034896
Log likelihood	-109.6653	Hannan-Quinn criter.		0.032418
F-statistic	9571.875	Durbin-Watson stat		0.003189
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabela 11. Testes de Johansen (Pré-Crise):  $\ln(IR6M) \leftrightarrow \ln(PI)$**

Sample (adjusted): 6/13/1991 9/18/2008  
 Included observations: 4506 after adjustments  
 Trend assumption: No deterministic trend  
 Series: OELNPI OELN6M  
 Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.005376	<b>25.70604</b>	12.32090	0.0002
At most 1	0.000314	1.416113	4.129906	0.2740

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.005376	<b>24.28993</b>	11.22480	0.0002
At most 1	0.000314	1.416113	4.129906	0.2740

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

**Tabela 12. Testes de Johansen (Pré-Crise):  $\ln(IR10Y) \leftrightarrow \ln(PI)$**

Sample (adjusted): 1/08/1986 9/26/2008  
Included observations: 5928 after adjustments  
Trend assumption: Quadratic deterministic trend  
Series: OELNPI OELN10Y  
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.002951	<b>20.13560</b>	18.39771	0.0283
At most 1	0.000441	2.613368	3.841466	0.1060

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.002951	<b>17.52223</b>	17.14769	0.0441
At most 1	0.000441	2.613368	3.841466	0.1060

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

**Tabela 13. Regressão VEC (Pré-Crise):  $\ln(\text{IR6M}) \leftrightarrow \ln(\text{PI})$**

Vector Error Correction Estimates		
Sample (adjusted): 6/13/1991 9/18/2008		
Included observations: 4506 after adjustments		
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]		
Cointegrating Eq:	CointEq1	
OELNPI(-1)	1.000000	
OELN6M(-1)	<b>-4.041530</b> (0.26302) [-15.3657]	
Error Correction:	D(OELNPI)	D(OELN6M)
CointEq1	<b>0.000234</b> (6.8E-05) [ 3.42729]	<b>0.000153</b> (4.3E-05) [ 3.54727]
D(OELNPI(-1))	0.074179 (0.01494) [ 4.96526]	0.002772 (0.00939) [ 0.29530]
D(OELNPI(-2))	0.012376 (0.01498) [ 0.82597]	-0.013791 (0.00942) [-1.46462]
D(OELN6M(-1))	-0.026686 (0.02360) [-1.13098]	0.135044 (0.01483) [ 9.10719]
D(OELN6M(-2))	0.032128 (0.02360) [ 1.36161]	0.093975 (0.01483) [ 6.33748]
R-squared	0.009217	0.034616
Adj. R-squared	0.008337	0.033758
Sum sq. resids	0.329721	0.130217
S.E. equation	0.008559	0.005379
F-statistic	10.46847	40.34798
Log likelihood	15060.85	17153.99
Akaike AIC	-6.682578	-7.611624
Schwarz SC	-6.675462	-7.604508
Mean dependent	0.000140	-0.000128
S.D. dependent	0.008595	0.005472
Determinant resid covariance (dof adj.)	2.12E-09	
Determinant resid covariance	2.11E-09	
Log likelihood	32214.84	
Akaike information criterion	-14.29331	
Schwarz criterion	-14.27624	

**Tabela 14. Regressão VEC (Pré-Crise):  $\ln(\text{IR10Y}) \leftrightarrow \ln(\text{PI})$**

Vector Error Correction Estimates		
Sample (adjusted): 1/08/1986 9/26/2008		
Included observations: 5928 after adjustments		
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]		
<b>Cointegrating Eq:</b>	<b>CointEq1</b>	
OELNPI(-1)	1.000000	
OELN10Y(-1)	<b>-7.147436</b> (1.61479) [-4.42624]	
@TREND(1/06/86)	-0.001293	
C	11.23098	
<b>Error Correction:</b>	<b>D(OELNPI)</b>	<b>D(OELN10Y)</b>
CointEq1	<b>0.000165</b> (0.00016) [ 1.03288]	<b>0.000763</b> (0.00018) [ 4.13451]
D(OELNPI(-1))	0.178009 (0.01285) [ 13.8520]	0.007406 (0.01485) [ 0.49861]
D(OELN10Y(-1))	-0.002192 (0.01128) [-0.19427]	0.027190 (0.01304) [ 2.08533]
C	0.000219 (0.00025) [ 0.88989]	-0.000122 (0.00028) [-0.43029]
@TREND(1/06/86)	-7.19E-09 (7.2E-08) [-0.09994]	-6.34E-09 (8.3E-08) [-0.07628]
R-squared	0.031843	0.003573
Adj. R-squared	0.031189	0.002900
Sum sq. resids	0.531497	0.709987
S.E. equation	0.009473	0.010948
F-statistic	48.70234	5.309530
Log likelihood	19211.53	18353.31
Akaike AIC	-6.479935	-6.190387
Schwarz SC	-6.474295	-6.184747
Mean dependent	0.000243	-0.000143
S.D. dependent	0.009624	0.010964
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.07E-08	
Determinant resid covariance	1.07E-08	
Log likelihood	37589.05	
Akaike information criterion	-12.67782	
Schwarz criterion	-12.66428	

**Tabela 16. Regressão EGARCH:  $\Delta(\text{IR6M}) \rightarrow \Delta(\text{PI})$**

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
OED6M	<b>-0.006330</b>	0.004369	-1.448898	0.1474
C	<b>0.000424</b>	9.05E-05	4.681956	0.0000
<b>Variance Equation</b>				
C(3)	<b>-0.561486</b>	0.065718	-8.543860	0.0000
C(4)	<b>0.176591</b>	0.016083	10.98028	0.0000
C(5)	<b>-0.067494</b>	0.009187	-7.346667	0.0000
C(6)	<b>0.956390</b>	0.006120	156.2666	0.0000
C(7)	-0.424014	0.291237	-1.455908	0.1454
C(8)	0.077059	0.018328	4.204487	0.0000
C(9)	0.079962	0.016958	4.715410	0.0000
C(10)	0.046628	0.014539	3.207140	0.0013
C(11)	0.053692	0.015603	3.441191	0.0006
C(12)	0.032856	0.012768	2.573348	0.0101
C(13)	0.008864	0.012615	0.702635	0.4823
T-DIST. DOF	5.849008	0.418651	13.97108	0.0000
R-squared	-0.000812	Mean dependent var		9.38E-05
Adjusted R-squared	-0.000983	S.D. dependent var		0.010791
S.E. of regression	0.010796	Akaike info criterion		-6.748105
Sum squared resid	0.686129	Schwarz criterion		-6.732223
Log likelihood	19883.80	Hannan-Quinn criter.		-6.742584
Durbin-Watson stat	1.801325			

**Tabela 17. Regressão EGARCH:  $\Delta(\text{IR10Y}) \rightarrow \Delta(\text{PI})$**

Dependent Variable: OELNRI				
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution				
Sample (adjusted): 7/22/1986 1/03/2014				
Included observations: 7164 after adjustments				
Convergence achieved after 14 iterations				
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)				
LOG(GARCH) = C(3) + C(4)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(5)				
*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(6)*LOG(GARCH(-1)) + C(7)				
*OED10Y + C(8)*DUY08 + C(9)*DUY09 + C(10)*DUY10 + C(11)				
*DUY11 + C(12)*DUY12 + C(13)*DUY13				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
OED10Y	<b>-0.007155</b>	0.001933	-3.700891	0.0002
C	<b>0.000474</b>	7.86E-05	6.029389	0.0000
Variance Equation				
C(3)	<b>-0.542995</b>	0.050971	-10.65293	0.0000
C(4)	<b>0.246455</b>	0.015470	15.93069	0.0000
C(5)	<b>-0.035207</b>	0.008097	-4.348138	0.0000
C(6)	<b>0.962659</b>	0.004676	205.8879	0.0000
C(7)	-0.281040	0.233652	-1.202813	0.2290
C(8)	0.074280	0.018488	4.017697	0.0001
C(9)	0.069807	0.017350	4.023468	0.0001
C(10)	0.042477	0.016245	2.614779	0.0089
C(11)	0.051214	0.016420	3.119054	0.0018
C(12)	0.029082	0.014619	1.989391	0.0467
C(13)	0.008900	0.015058	0.591055	0.5545
T-DIST. DOF	4.811398	0.289210	16.63634	0.0000
R-squared	-0.005658	Mean dependent var		0.000198
Adjusted R-squared	-0.005798	S.D. dependent var		0.011053
S.E. of regression	0.011085	Akaike info criterion		-6.748485
Sum squared resid	0.880080	Schwarz criterion		-6.735047
Log likelihood	24187.07	Hannan-Quinn criter.		-6.743860
Durbin-Watson stat	1.687378			

**Tabela 18a. Previsão *in-sample* EGARCH:  $\Delta(\text{IR6M})$**

Forecast: OELNRIF	
Actual: OELNRI	
Forecast sample: 1/06/1986 1/03/2014	
Adjusted sample: 6/11/1991 1/03/2014	
Included observations: 5889	
Root Mean Squared Error	<b>0.010794</b>
Mean Absolute Error	<b>0.007035</b>
Mean Absolute Percentage Error	<b>120.9860</b>
Theil Inequality Coefficient	0.959948
Bias Proportion	0.000989
Variance Proportion	0.973991
Covariance Proportion	0.025020



**Tabela 18b. Previsão *in-sample* EGARCH:  $\Delta(\text{IR10Y})$**

Forecast: OELNRIF	
Actual: OELNRI	
Forecast sample: 1/06/1986 1/03/2014	
Adjusted sample: 7/22/1986 1/03/2014	
Included observations: 7164	
Root Mean Squared Error	<b>0.011084</b>
Mean Absolute Error	<b>0.007084</b>
Mean Absolute Percentage Error	<b>124.1669</b>
Theil Inequality Coefficient	0.954618
Bias Proportion	0.000639
Variance Proportion	0.944016
Covariance Proportion	0.055344

**Tabela 21a. HN Forecasting OOS:  $\Delta(\text{IR6M})$**

Statistics of the test	Test value	P-value
F standard	<b>3.851634</b>	0.049910
F1	3.768603	0.052438
F2	3.739649	0.053351
MS*	<b>3.747511</b>	0.053102

**Tabela 21b. HN Forecasting OOS:  $\Delta(\text{IR10Y})$**

Statistics of the test	Test value	P-value
F standard	<b>2.1655</b>	0.1506
F1	2.61848	0.0616
F2	2.568474	0.0702
MS*	<b>3.4162</b>	0.0660

## OXMETRICS 7

**Tabela 19. FIGARCH d:  $\Delta(IR6M) \rightarrow \Delta(PI)$**

---

**\*\* G@RCH(1) SPECIFICATIONS \*\***

---

The estimation sample is: 1991-06-11 - 2008-09-26  
The dependent variable is: OELNRI  
Mean Equation: ARMA (0, 0) model.  
1 regressor(s) in the conditional mean.  
Variance Equation: FIGARCH (1, d, 1) model estimated with Chung's method.  
No regressor in the conditional variance  
Strong convergence using numerical derivatives  
Robust Standard Errors (Sandwich formula)

	<b>Coefficient</b>	<b>Std.Error</b>	<b>t-value</b>	<b>t-prob</b>
Cst(M)	0.0004709	6132e-005	4.889	0.0000
OED6M (M)	-0.006416	0.0045096	1.423	0.1548
Cst(V) x 10 <sup>6</sup>	71.194577	81.781	0.8705	0.3840
d-Figarch	<b>0.418462</b>	0.11098	3.771	0.0041
ARCH(Phi1)	0.119137	0.073113	1.629	0.1033
GARCH(Beta1)	0.347546	0.12905	2.693	0.0071
Student(DF)	5.291797	0.84186	6.286	0.0000

No. Observations : 4514 No. Parameters : 7  
Mean (Y) : 0.00015 Variance (Y) : 0.00008  
Skewness (Y) : -0.49388 Kurtosis (Y) : 13.76586  
Log Likelihood : 15788.529

The positivity constraint for the FIGARCH (1,d,1) is observed.  
=> See Chung (1999), Appendix A, for more details.

---

**Tabela 20. FIGARCH d:  $\Delta(IR10Y) \rightarrow \Delta(PI)$**

---

**\*\* G@RCH(1) SPECIFICATIONS \*\***

---

The estimation sample is: 1986-07-22 - 2008-09-26  
The dependent variable is: OELNRI  
Mean Equation: ARMA (0, 0) model.  
1 regressor(s) in the conditional mean.  
Variance Equation: FIGARCH (1, d, 1) model estimated with Chung's method.  
No regressor in the conditional variance  
Strong convergence using numerical derivatives  
Robust Standard Errors (Sandwich formula)

	<b>Coefficient</b>	<b>Std.Error</b>	<b>t-value</b>	<b>t-prob</b>
Cst(M)	0.0004978	2908e-005	5.992	0.0000
OED10Y (M)	-0.013560	0.0030471	4.450	0.0000
Cst(V) x 10 <sup>6</sup>	44.715466	12.007	3.724	0.0002
d-Figarch	<b>0.346761</b>	0.033126	10.47	0.0000
ARCH(Phi1)	0.235613	0.078433	3.004	0.0027
GARCH(Beta1)	0.405861	0.085925	4.723	0.0000
Student(DF)	4.972588	0.26710	18.62	0.0000

No. Observations : 5789 No. Parameters : 7  
Mean (Y) : 0.00026 Variance (Y) : 0.00009  
Skewness (Y) : -0.33879 Kurtosis (Y) : 14.65830  
Log Likelihood : 20125.709  
The positivity constraint for the FIGARCH (1,d,1) is observed.  
=> See Chung (1999), Appendix A, for more details.

---

**WINRATS 8.30**

**Tabela 5/7. Teste de ZA: PI**

**Zivot-Andrews Unit Root Test, Series OEPI**

Allowing for Break in Intercept Only

Breaks Tested for 1990:03:30 to 2009:10:26

Including 9 Lags of Difference

Selected by User

Sig Level Crit Value

1%(\*\*) -5.34000

5%(\*) -4.80000

Breakpoint Test Stat

**2008:05:20 -2.99788**

**Linear Regression - Estimation by Zivot-Andrews---Selected Regression**

Dependent Variable DY

Daily(5) Data From 1986:01:20 To 2014:01:03

Usable Observations 7295

Degrees of Freedom 7282

Centered R<sup>2</sup> 0.0108687

R-Bar<sup>2</sup> 0.0092387

Uncentered R<sup>2</sup> 0.0109812

Mean of Dependent Variable 0.0384075537

Std Error of Dependent Variable 3.6017115982

Standard Error of Estimate 3.5850353829

Sum of Squared Residuals 93591.749870

Regression F(12,7282) 6.6680

Significance Level of F 0.0000000

Log Likelihood -19658.6759

Durbin-Watson Statistic 1.9997

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. OEPI{1}	0.001327702	0.000442880	-2.99788	0.00272783
2. Constant	0.014198962	0.095013713	-0.14944	0.88120965
3. TREND	0.000144371	0.000042255	3.41666	0.00063742
4. DY{1}	0.082336006	0.011706468	7.03338	0.00000000
5. DY{2}	-0.000303400	0.011745518	-0.02583	0.97939274
6. DY{3}	-0.005943486	0.011744208	-0.50608	0.61281720
7. DY{4}	-0.001248976	0.011743315	-0.10636	0.91530260
8. DY{5}	0.020568091	0.011740588	1.75188	0.07983669
9. DY{6}	-0.012189664	0.011743672	-1.03798	0.29931512
10. DY{7}	0.014418845	0.011744315	1.22773	0.21958812
11. DY{8}	0.007373121	0.011745772	-0.62773	0.53020345
12. DY{9}	0.029688255	0.011705966	2.53616	0.01122813
13. BREAKINT	0.602444154	0.159650265	-3.77352	0.00016224

**Tabela 8. Teste de GH:  $\ln(IR6M) \rightarrow \ln(PI)$**

---



---

**Gregory-Hansen Cointegration Test**

---



---

OELN6M  
OELNPI  
Full Structural Break. Trend Included  
With 6 lags chosen from 6 by BIC/SBC  
Minimum T-Statistic **-3.507**  
Achieved At **2008:09:24**  
1% Critical Value -6.020  
5% Critical Value -5.500

---



---

#### JMULTI 4

**Tabela 6/7. Teste de Lanne et al.: PI**

---



---

**Break date search for series: OEPI**

---



---

sample range: [01/09/1986 (5), 01/03/2014 (5)], T = 7302  
searched range: [01/13/1986 (5), 01/01/2014 (5)], T = 7298  
number of lags (1st diff): 2  
suggested break date: 09/19/2008 (5)

**UR Test with structural break for series: OEPI**

sample range: [01/09/1986 (5), 01/03/2014 (5)], T = 7302  
number of lags (1st diff): 2  
value of test statistic: **-1.3293**  
used break date: **09/19/2008 (5)**  
shiftfunction: shift dummy  
critical values (Lanne et al. 2002):

T	1%	5%	10%
1000	-3.48	-2.88	-2.58

**regression results:**

variable	coefficient	t-statistic
d(const)	99.8672	2402.6533
d(shiftfkt)	42.8629	1031.2158
dx(-1)	0.0911	7.7883
dx(-2)	0.0165	1.4111

**OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA**

sample range: [01/21/1986 (5), 01/03/2014 (5)], T = 7294  
optimal number of lags (searched up to 10 lags of 1. differences):  
Akaike Info Criterion: 1  
Final Prediction Error: 1  
Hannan-Quinn Criterion: 1  
Schwarz Criterion: 1

---



---

