

Métodos Quantitativos

**Efeitos de Contágio das Taxas de Juro a Longo Prazo na
Rendibilidade dos Índices Bolsistas Internacionais: Um Modelo
com Quebras Estruturais, Persistência e Heterocedasticidade
Condicionada**

Francisca Mendonça Souza

Tese especialmente elaborada para obtenção do grau de

Doutora em Métodos Quantitativos na especialidade em Estatística e Análise de Dados -
Econometria

**Orientador: Doutor Rui Manuel Campilho Pereira de Menezes, Professor
Catedrático, ISCTE-IUL, Departamento de Métodos Quantitativos para Gestão e
Economia**

**Co-orientador: Doutora Sónia Margarida Ricardo Bentes, Professora Adjunta,
ISCAL, Área de Finanças e Economia**

Julho, 2016



Instituto Universitário de Lisboa

Métodos Quantitativos

**Efeitos de Contágio das Taxas de Juro a Longo Prazo na
Rendibilidade dos Índices Bolsistas Internacionais: Um Modelo
com Quebras Estruturais, Persistência e Heterocedasticidade
Condiccionada**

Francisca Mendonça Souza

Tese especialmente elaborada para obtenção do grau de
Doutora em Métodos Quantitativos na especialidade em Estaística e Análise de Dados –
Econometria

Composição do Juri:

Doutor Luís Antero Reto, Professor Catedrático, ISCTE-IUL (Presidente)

Doutor Jorge Miguel Andraz, Professor Auxiliar da Faculdade de Economia da
Universidade do Algarve

Doutor João Carlos Henriques da Costa Nicolau, Professor Associado com Agregação
do Departamento de Matemática da Lisbon School of Economics & Management

Doutor Jacinto António Setúbal Vidigal Silva, Professor Associado com Agregação do
Departamento de Gestão de Empresas da Universidade de Évora

Doutor Álvaro Daniel Silva Vistas de Oliveira, Professor Auxiliar do Departamento de
Contabilidade do ISCTE-IUL

Doutor Rui Manuel Campilho Pereira de Menezes, Professor Catedrático, ISCTE-IUL,
Departamento de Métodos Quantitativos para Gestão e Economia (Orientador)

Julho, 2016

Agradecimentos

Ao encerrar esta tese, gostaria de expressar o meu agradecimento a todos aqueles que me acompanharam ao longo deste percurso e que de alguma forma contribuíram para a sua concretização. Na impossibilidade de enumerar todos, gostaria de agradecer, em especial, a algumas pessoas que se revelaram determinantes em todo este processo.

Os meus primeiros agradecimentos vão para o meu orientador, Professor Doutor Rui Menezes, pelo apoio, dedicação e conhecimentos transmitidos na elaboração desta tese;

À coorientadora, Professora Doutora Sónia Bentes, agradeço o apoio prestado à compreensão de algumas temáticas;

À Professora Doutora Roselaine Ruviaro Zanini da Universidade Federal de Santa Maria – RS/BR - Professora Tutora da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - CAPES - processo - BEX 5416/10-8, a disponibilidade e dedicação;

Ao Professor Doutor Nuno Ferreira, agradeço a disponibilidade demonstrada sempre que foi necessário, no apoio e compreensão de alguns tópicos relacionados com o tema em apreço e na celeridade evidenciada na recolha de dados;

Agradeço aos professores que tive nas disciplinas realizadas pela transmissão dos conhecimentos e apoio prestado, indispensável à compreensão de algumas temáticas;

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - CAPES - processo - BEX 5416/10-8, pelo apoio financeiro concedido;

Aos familiares, pelo incentivo e apoio, que estiveram sempre presentes; aos colegas e amigos, que foram imprescindíveis, pois sempre se mostraram solidários e capazes de tornar as dificuldades menos árduas;

Aos meus pais que compartilharam os meus ideais e os alimentaram, pelo exemplo de dedicação e perseverança, pela compreensão, carinho e amor.

Dedico este trabalho aos meus pais Ariel
e Ruth (*in memoriam*) a quem devo toda
esta caminhada.

Sumário Executivo (Resumo Alargado)

Este estudo analisa e avalia os efeitos de contágio crise financeira de 2008 numa visão internacional. O modelo proposto constitui um instrumento importante ao processo de análise do impacto das variações das taxas de juro a longo prazo na rendibilidade dos índices bolsistas internacionais e previsão, com especial ênfase, nos efeitos causados pelas quebras estruturais, persistência e heterocedasticidade condicionada. No entanto, poderá ser facilmente adaptado a muitos outros tipos de mercados que pretendam analisar o choque causado por instabilidades.

O presente estudo visa, portanto, complementar a teoria existente. Sabe-se que existem muitos modelos desenvolvidos para a análise e previsão dos mercados bolsistas, mas existem muito poucos que consideram simultaneamente as taxas de juros a longo prazo, quebras estruturais, persistência e heterocedasticidade condicionada. Tendo em vista a importância do tema e as limitações pela abordagem tradicional, propõe-se nesta tese uma modelação alternativa para períodos de grande instabilidade associada à economia. Esta modelação empírica da volatilidade nos mercados bolsistas, num contexto em que pressupõe que a volatilidade destes mercados depende de dois fatores: 1) Evolução das taxas de juro a longo prazo e 2) Identificação de quebras estruturais conducente a (ou resultantes de) crises financeiras relevantes no período analisado. Em particular, estudar o comportamento da volatilidade provocado pelas alterações da relação entre taxas de juros a longo prazo e mercados bolsistas, identificando os seus efeitos, e procurando encontrar uma visão global destes mercados em períodos de alta/baixa volatilidade.

A incorporação da especificação STR (*Smooth transition regression*) permite na equação da média isolar o efeito da variação estrutural num período pré e pós crise. Além da questão da mudança de regime, o comportamento neste modelo depende dos índices bolsistas e taxas de juro. Assim, o efeito das taxas de juros é isolado do efeito específico da mudança de regime causado pela crise financeira, separando assim, os efeitos sobre o mesmo fenómeno. Deste modo, no modelo STR é corrigido o erro e a variância irá depender do STR e taxas de juro, ou seja, a correção direta é feita na equação da média e a indireta é realizada na equação da variância.

Através da incorporação do modelo STR e taxas de juro na estimação dos modelos do tipo GARCH (*Generalized ARCH*), propõem-se modelos de mistura STR-EGARCH (*Smooth transition regression-Exponential GARCH*), STR-IGARCH (*Smooth transition regression-Integrated GARCH*) e STR-FIEGARCH (*Smooth transition regression- Fractionally Integrated EGARCH*).

A metodologia empregue neste estudo vai ao encontro do objetivo proposto, no qual se traduz a proposição da combinação de modelos média-variância baseados em dados históricos. Para além disso, contribuir para um melhor entendimento e uma melhor performance de previsão da modelação do efeito ou impacto de variações das taxas de juro nos índices bolsistas, quando influenciados por quebras estruturais.

Com vista à análise do contágio e do comportamento da volatilidade em ambiente de crise financeira e no sentido de proceder às comparações internacionais, recolheram-se as séries diárias reais sobre duas variáveis fundamentais: índices bolsistas e taxas de juro a longo-prazo. O período considerado vai de Janeiro de 1995 até Março de 2013.

Com este estudo, fornecemos um instrumento útil, baseado em técnicas de modelação, para tornar mais claro e objetivo o processo de tomada de decisão na escolha de instrumentos que avaliem o efeito do impacto de variações das taxas de juro nos índices bolsistas, quando influenciados por quebras estruturais e que tenham uma melhor performance de previsão.

Palavras-chave: Taxas de juro, rendibilidade, mercados bolsistas, quebras estruturais, heterocedasticidade condicionada, persistência.

JEL: C22, C32, C53, C58, F65, G0.1, G15, G17.

Resumo

Este estudo analisa e avalia os efeitos de contágio da crise financeira de 2008 numa visão internacional. O modelo proposto constitui um instrumento importante de apoio ao processo de análise do contágio e do impacto das variações das taxas de juro a longo prazo na rendibilidade dos índices bolsistas internacionais e previsão, com especial ênfase nos efeitos causados pelas quebras estruturais, persistência e heterocedasticidade condicionada. Nesta tese propõe-se uma modelação empírica da volatilidade nos mercados bolsistas, num contexto em que se pressupõe que a volatilidade destes mercados depende de dois fatores: 1) Evolução das taxas de juro a longo prazo e 2) Identificação de quebras estruturais conducente a (ou resultantes de) crises financeiras relevantes no período analisado, heterocedasticidade condicionada e persistência. A incorporação da especificação STR permite na equação da média isolar o efeito da variação estrutural num período pré e pós crise. Além da questão da mudança de regime, o comportamento neste modelo depende dos índices bolsistas e taxas de juro. Assim o efeito das taxas de juro é isolado do efeito específico da mudança de regime causado pela crise financeira, separando assim, os efeitos sobre o mesmo fenómeno. Através da incorporação do modelo STR e taxas de juro na estimação dos modelos do tipo GARCH, propõem-se o modelo de mistura STR-EGARCH, STR-IGARCH e STR-FIEGARCH.

Com este estudo, fornecemos um instrumento útil, baseado em técnicas de modelação, para tornar mais claro e objetivo o processo de tomada de decisão na escolha de instrumentos que avaliem o efeito do impacto de variações das taxas de juro nos índices bolsistas, quando influenciados por quebras estruturais e que tenham uma melhor performance de previsão.

Palavras-chave: Taxas de juro, rendibilidade, mercados bolsistas, quebras estruturais, heterocedasticidade condicionada, persistência.

JEL: C22, C32, C53, C58, F65, G0.1, G15, G17.

Abstract

The proposed model is an important tool to analyze the effect of spillover and the impact of changes in interest rates over long term in the international stock market index and forecasting, with special emphasis on effects caused by structural breaks, persistence and conditional heteroscedasticity. The present study uses the variables price index and interest rate a long term, with a daily frequency. This thesis proposed an empirical modeling of the volatility of stock markets in a context that assumes that the volatility of these markets depends on two facts: 1) the evolution of long-term interest rates using the explanatory variable given by stock market price index and 2) existence of financial crisis in the period analyzed, with special focus on the detection of structural break, conditional heteroscedasticity and persistence. The incorporation of STR allows, in the mean equation, to isolate the effect of structural variation in pre- and post-crisis periods. Besides the issue of regime change, the behavior in this model depends on the stock market index and interest rates. So, the effects of interest rates are isolated from the specific effect of regime change caused by the financial crisis, thus separating the effects of the same phenomenon. By incorporating the STR model and interest rates in the estimation of the GARCH model, a mixture model of STR-EGARCH, STR-IGARCH and STR-FIEGARCH is proposed. This study provides a useful tool based on modeling techniques, to make it clear and objective the decision-making process in the choice of instruments to assess the effect of the impact of changes in interest rates on stock index, when influenced by structural breaks and have a better performance forecast.

Keywords: Interest rates, returns, stock markets, structural breaks, conditional heteroscedasticity, persistence.

JEL: C22, C32, C53, C58, F65, G0.1, G15, G17.

Índice

1	Introdução.....	1
2	Revisão da Literatura e Metodologia.....	9
2.1	Testes de Raíz Unitária	13
2.1.1	Teste ADF e KPSS	16
2.1.2	Testes com Quebras Estruturais	18
	Testes para Estabilidade -CUSUM.....	18
	Teste para uma quebra estrutural	20
	Teste para duas quebras estruturais.....	22
2.2	Cointegração.....	23
2.3	Assimetria: TAR, M-TAR e STR.....	27
2.4	Volatilidade e Persistência.....	33
2.4.1	Modelo EGARCH.....	36
2.4.2	Modelo IGARCH	38
2.4.3	Modelo FIEGARCH	39
3	Dados e Caracterização das Variáveis.....	43
3.1	Descrição dos Dados	43
3.2	Teste de Raíz Unitária	49
3.3	Teste de Raíz Unitária e Quebras Estruturais.....	52
4	Resultados dos testes de Cointegração	61
4.1	Teste de Gregory-Hansen	61
4.3	Teste de Johansen	64
5	Assimetria.....	66
5.1	Teste de Assimetria: TAR e M-TAR.....	66
5.2	Procedimento de Estimação do Modelo STR.....	68
5.2.1	Teste de Linearidade e Especificação Linear e Não Linear	69
5.2.2	Modelo STR	81
5.2.3	Avaliação dos Modelos STR.....	96
6	Volatilidade e Persistência.....	105
6.1	Estimação STR-EGARCH	106
6.1.1	Estimativa dos Coeficientes	106
6.1.2	Previsão <i>in-sample</i>	109
6.1.3	Testes de Previsão <i>in-sample</i>	116
6.2	Estimação IGARCH	118
6.3	Estimação FIEGARCH.....	121
7	Previsão <i>out-of-sample</i>	123
7.1	Teste HN.....	123
8	Resumo e Conclusões.....	130
	Referências Bibliográficas	136

Índice de Tabelas

Tabela 1.	Estatísticas descritivas para R_{PI}	48
Tabela 2.	Estatísticas descritivas para as variações das taxas de juro a longo prazo.....	48
Tabela 3.	Testes ADF (raiz unitária) para as variáveis R_{PI} e $\Delta(IR10Y)$ em níveis.....	50
Tabela 4.	Testes KPSS (raiz unitária) para as variáveis R_{PI} e $\Delta(IR10Y)$ em níveis	51
Tabela 5.	Testes de raiz unitária com quebras estruturais de Lanne <i>et al.</i> (2002) para as variáveis R_{PI} e $\Delta(IR10Y)$	57
Tabela 6.	Tabela 6: Testes de raiz unitários com duas quebras estruturais de Lee e Strazicich (2003) para R_{PI} e $\Delta(IR10Y)$	59
Tabela 7.	Testes de GH – cointegração com quebra estrutural para a R_{PI} - rentabilidade dos índices bolsistas e $\Delta(IR10Y)$	62
Tabela 8.	Testes de cointegração de Johansen (1988, 1991) com amostras separadas: Pré-Crise e Pós-Crise.....	65
Tabela 9.	Testes de assimetria TAR e M-TAR entre R_{PI} e $\Delta(IR10Y)$	67
Tabela 10.	Teste de Linearidade.....	69
Tabela 11.	Resultados dos valores iniciais de SSR, γ e C	80
Tabela 12.	Estimação do modelo STR no caso dos Estados Unidos.....	82
Tabela 13.	Estimação do modelo STR no caso do Reino Unido	85
Tabela 14.	Estimação do modelo STR no caso da Itália.....	87
Tabela 15.	Estimação do modelo STR no caso da Alemanha	89
Tabela 16.	Estimação do modelo STR no caso do Japão.....	91
Tabela 17.	Estimação para o modelo STR no caso da Índia.....	93
Tabela 18.	Estimação para o modelo STR no caso de Hong Kong.....	95
Tabela 19.	Teste de ausência de autocorrelação.....	97
Tabela 20.	Teste para a Constância do Parâmetro.....	99
Tabela 21.	Teste de não lineariedade adicional.....	100
Tabela 22.	Teste para a normalidade.....	101

Tabela 23.	Teste ARCH-LM.....	102
Tabela 24.	Coeficientes da equação da variância do modelo STR-EGARCH.....	107
Tabela 25.	Coeficientes da equação da variância do modelo STR-EGARCH e STR-EGARCH*	109
Tabela 26.	Testes de previsão <i>in-sample</i> do modelo STR-EGARCH vs. STR-EGARCH*.....	117
Tabela 27.	Testes de previsão <i>in-sample</i> do modelo STR-EGARCH Pré e Pós- crise	117
Tabela 28.	Estimativa dos coeficientes STR-IGARCH (1,1), para o período total, pré e pós-crise.....	119
Tabela 29.	Teste de Wald para o período total, pré e pós-crise	120
Tabela 30.	Coeficientes fracionários (<i>d</i>) do modelo STR-FIGARCH.....	121
Tabela 31.	Testes de previsão <i>out-of-sample</i> HN: comparação da capacidade preditiva dos modelos EGARCH, IGARCH e FIEGARCH.....	125
Tabela 32.	Testes de previsão <i>out-of-sample</i> HN: comparação da capacidade preditiva dos modelos STR-EGARCH, STR-IGARCH e STR- FIEGARCH.....	126
Tabela 33.	Coeficientes fracionários (<i>d</i>) do modelo STR-FIGARCH e Rendibilidades.....	126
Tabela 34.	Testes de previsão <i>out-of-sample</i>	129

Índice de Figuras

Figura 1.	Evolução temporal em níveis dos 7 índices bolsistas, no período de 02/01/1995 a 29/03/2013.....	45
Figura 2.	Evolução temporal em níveis das taxas de juro a dez anos no período 02/01/1995 a 29/03/2013	45
Figura 3.	Evolução temporal das rendibilidades dos índices bolsistas no período de – 03/01/1995 a 29/03/2013.....	46
Figura 4.	Evolução temporal de $\Delta(IR10Y)$ no período de 03/01/1995 a 29/03/2013.....	46
Figura 5.	Teste de Estabilidade: CUSUM, CUSUMQ para R_{PI} , no período de 02/01/1995 a 29/03/2013.....	52
Figura 6.	Teste de Estabilidade: CUSUM, CUSUMQ para $\Delta(IR10Y)$, no período de 02/01/1995 a 29/03/2013.....	55
Figura 7.	Gráfico do teste de Gregory e Hansen (1996) para as rendibilidades dos índices bolsistas R_{PI} e $\Delta(IR10Y)$, no período de 03/01/1995 a 29/03/2013.....	62
Figura 8.	Gráficos SSR - Para encontrar os valores iniciais para os Estados Unidos.....	73
Figura 9.	Gráficos SSR - Para encontrar os valores iniciais para o Reino Unido	74
Figura 10.	Gráficos SSR - Para encontrar os valores iniciais para Itália.....	75
Figura 11.	Gráficos SSR - Para encontrar os valores iniciais para a Alemanha....	76
Figura 12.	Gráficos SSR - Para encontrar os valores iniciais para o Japão.....	77
Figura 13.	Gráficos SSR - Para encontrar os valores iniciais para Índia.....	78
Figura 14.	Gráficos SSR - Para encontrar os valores iniciais para Hong Kong....	79
Figura 15.	Previsão STR-EGARCH* da variância condicionada, para o período total de análise.....	109
Figura 16.	Previsão STR-EGARCH da variância condicionada, para o período pré-crise.....	111
Figura 17.	Previsão STR-EGARCH da variância condicionada, para o período pós-crise.....	114
Figura 18.	Indicador de persistência (d), para o período pré e pós-crise.....	122
Figura 19.	Indicador de persistência (d), para o período total estimado com os resíduos STR e com as Rendibilidades.....	128
Figura 20.	Indicador de persistência (d), para o período pré e pós-crise estimado com os resíduos STR e com as Rendibilidades.....	128

Lista de Siglas e Abreviaturas

ADF	<i>Augmented Dickey-Fuller</i>
AIC	<i>Akaike Information Criterion</i>
AR	<i>Auto Regressive</i>
ARMA	<i>Autoregressive integrated moving average</i>
ARIMA	<i>Autoregressive integrated moving average</i>
ARFIMA	<i>Autoregressive integrated fractional moving average</i>
ARCH	<i>Autoregressive Conditional Heterocedasticity</i>
CI	Cointegrado
CUSUM	<i>Cumulative sum</i>
CUSUMQ	<i>Cumulative sum of squares</i>
CV	Coeficiente de Variação
DF	<i>Degrees of Freedom</i>
DM	Diebold-Mariano
<i>Dummy</i>	Binária
DW	Durbin-Watson
<i>e.g.</i>	<i>exempli gratia</i> (por exemplo)
EG	Engle-Granger
EGARCH	<i>Exponential GARCH</i>
<i>et al.</i>	<i>et alii</i> (e outros)
FAC	Função de autocorrelação
<i>Fat Tails</i>	Caudas Grossas
FIEGARCH	Fractionally Integrated EGARCH
FIGARCH	Fractionally Integrated GARCH
<i>F-stat</i>	Estatística <i>F</i>
GARCH	Generalized ARCH
GED	Generalized Error Distribution
GH	Gregory-Hansen
H	Expoente de Hurst
H ₀	Hipótese Nula
HN	Harvey-Newbold
I(<i>k</i>)	Processo Integrado de Ordem <i>k</i>
<i>i.e.</i>	<i>id est</i> (isto é)
IGARCH	<i>Integrated GARCH</i>
<i>iid</i>	<i>independent and identically distributed</i>
<i>in-sample</i>	dentro da amostra
IR10Y	<i>Ten Years Interest Rate</i> (Taxa de Juro a 10 Anos)
$\Delta(IR10Y)$	Variações das taxas de juro a longo prazo
KPSS	Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

<i>Lag</i>	Desfasamento
<i>Leverage</i>	Potência de Alavanca
LS	<i>Least Squares</i> (Mínimos Quadrados)
LSTR	<i>Logistic Smooth transition regression</i>
Max	Máximo
min	mínimo
ML-ARCH	<i>Maximum Likelihood ARCH</i>
M-TAR	<i>Momentum Threshold</i>
OLS	<i>Ordinary Least Squares</i> (Mínimos Quadrados Ordinários)
<i>out-of-sample</i>	Fora da amostra
PACF	<i>Partial AutoCorrelation Function</i> (Função de Autocorrelação Parcial)
PI	<i>Price Index</i> (Índice de Preços)
PIB	Produto Interno Bruto
r	Característica da matriz Π
R^2	Coefficiente de Determinação
R_{PI}	Rendibilidade dos índices bolsistas
SBC	<i>Schwarz Bayesian Criterion</i>
STR	<i>Smooth transition regression</i>
SETAR	<i>Self-Exciting Threshold Autoregressive</i>
t -stat	Estatística t
TAR	<i>Threshold Autoregressive</i>
VAR	<i>Vector Auto Regression</i> (Autoregressão Vetorial)
VEC	<i>Vector Error Correction</i> (Correção do Erro Vetorial)
VPMax	Valor Próprio Máximo

1 Introdução

A globalização económica e a interação de mercados influenciam as atividades das negociações financeiras entre países, desenvolvidos ou não, proporcionando negociações de bens, títulos de dívidas, empréstimos bancários, depósitos e capital físico, entre outros. Com a interligação dos mercados e com a incorporação instantânea das informações económicas, os fenómenos são captados permanentemente pelos países, influenciando o seu comportamento e sendo também estes influenciados.

O processo mundial de integração dos mercados é responsável pela dinâmica económica entre os países. Um dos seus efeitos é sentido na amplitude das oscilações das transações financeiras, por exemplo: a amplitude do contágio das cotações num determinado mercado a outros mercados de acordo com o seu grau de integração.

As transações com níveis elevados de risco e incerteza, ou seja, transações especulativas, carregam consigo efeitos desestabilizadores que podem conduzir a crises financeiras e recessões económicas. Sejam quais forem as razões, o facto é que a instabilidade é cada vez mais frequente nestes mercados.

Em geral, as crises desestabilizam todo o sistema financeiro, devido à sua interligação e, como referido anteriormente, estas podem levar a recessões económicas. A magnitude da crise financeira determina o seu efeito e repercussão. Se houver um agravamento acentuado das finanças públicas, o seu efeito não será sentido apenas no país de origem, mas alargar-se-á aos demais.

Com o período de instabilidade financeira, a relação entre mercados tende a intensificar-se. Essa intensidade pode ser suficiente para promover quebras na estrutura de transmissão de choques entre os países. O efeito dos choques ocorridos em determinada economia contagia economicamente outros países, independentemente da situação económica dos mesmos (Forbes e Rigobon, 2002).

Como se disse, em geral, as crises destabilizam todo o sistema financeiro. Vejamos, por exemplo, a crise financeira que emergiu em 2007-2008 e cujos efeitos foram sentidos por um longo período. Na verdade, foi uma crise da globalização financeira, entendida como uma tendência à criação de um mercado financeiro global e de intensificação no fluxo de capitais entre países. Esta desencadeou uma das maiores crises económicas e financeiras no mercado de crédito hipotecário americano. A origem esteve no crédito hipotecário de alto risco

(*subprime*) que é um tipo de empréstimo que facilita o acesso à habitação por aqueles que não têm as garantias necessárias para serem elegíveis para empréstimos normais (*prime*). O *subprime* é um crédito hipotecário de alto rendimento que implica um risco considerável de incumprimento por parte do mutuário. Assim sendo, os mutuantes contam com o aumento de preços dos bens imóveis para limitar o risco. Em caso de incumprimento, podem sempre revender a um preço mais elevado. No entanto, o colapso da bolha do setor imobiliário americano não seguiu a lógica do *subprime*. Logo, a taxa média de incumprimento do pagamento foi aumentando em proporções incontroláveis e em 2008 houve o rompimento da bolha, levando ao colapso económico (Mishkin, 2011; Didier *et al.*, 2012). Com o incumprimento da titularização financeira, o risco alastrou-se a todo o mercado financeiro, dificultando a avaliação com segurança da exposição dos ativos tóxicos.¹ As várias medidas tomadas levaram à destabilização, a crise financeira instalou-se, levando a uma recessão mundial.

Todavia, os efeitos não foram sentidos da mesma forma em todos os países. Os países com economias desenvolvidas tiveram uma recessão mais significativa; já os países com economias emergentes, enfrentaram a contração do mercado de melhor forma. A crise teve vários canais de transmissão tais como: a contração da oferta de crédito, a contração do comércio internacional, a redução do crédito a países emergentes, as exportações, entre outros (De Paula e Ferrari Filho, 2011).

Embora seja fácil encontrar a origem no que tange uma crise financeira, identificar as respetivas causas subjacentes torna-se uma tarefa árdua. A crise não pode ser explicada por uma única causa, portanto, pode ligar-se a um conjunto complexo de causas interdependentes com diferentes graus de relevância.

Devido à importância deste assunto, uma vasta literatura empírica foi desenvolvida para modelar características como a volatilidade dos ativos financeiros e os seus efeitos. Neste contexto, os modelos do tipo (Autorregressivos de Heterocedasticidade Condicionada) ARCH têm sido amplamente usados. Os Modelos Autorregressivos de Heterocedasticidade Condicionada (ARCH) surgiram com Engle (1982), que observou que os dois primeiros momentos de uma série temporal (média e variância) não são captados conjuntamente por modelos lineares. Os modelos propostos por Engle (1982) representam um avanço relativamente à existência de heterocedasticidade condicionada nos resíduos. Esta

¹ Titularização é uma operação financeira que permite partilhar riscos. As carteiras de empréstimos são integradas em conjunto num único produto que é dividido em valores mobiliários de níveis de risco variáveis. Procede à emissão de valores mobiliários de dívida, colocados junto de, para financiar a aquisição dos créditos. Por conseguinte, o risco de incumprimento é partilhado entre muitos credores.

heterocedasticidade condicionada residual é denominada de volatilidade. Inicialmente poderia ser um problema na modelação de séries temporais, pois não apresentaria propriedades desejáveis na modelação e na estimação dos parâmetros. Atualmente, passam a ser uma ferramenta adicional para descobrir o comportamento de uma variável (Engle, 1982).

Em termos práticos a volatilidade é fulcral para quem atua na área financeira, pois indica a direção do preço dos ativos bem como a velocidade a que ele se movimenta. De certo modo, a volatilidade é uma medida de velocidade do mercado. Mercados que se movem lentamente são mercados de baixa volatilidade, já aqueles que se movem rapidamente são mais voláteis. Além disso, a modelação da volatilidade, por meio dos modelos do tipo ARCH, permite analisar a resposta dos agentes económicos às incertezas da economia a partir da medida da variância e também a modelação dos chamados *clusters* de volatilidade e das caudas pesadas (*fat tails*) da distribuição empírica das rendibilidades dos ativos financeiros.

A versatilidade destes modelos permite captar factos estilizados, tradicionalmente associados a dados de natureza económico-financeira, na presença de distribuições leptocúrticas nas distribuições empíricas das rentabilidades (Bentes, 2011).

As ligações dos mercados financeiros parecem ser mais complexas do que as que os modelos lineares podem captar. Os modelos lineares, nestes casos, podem ser inadequados para lidar com as mudanças de distribuição que muitas vezes ocorrem ao longo do tempo tais como: quebras estruturais, mudanças de regime e outros tipos de não-linearidades, especialmente quando as séries de dados são relativamente longas. Além disto, a não-linearidade das séries pode não ser corroborada pelos pressupostos das distribuições usadas em modelos lineares (Menezes *et al.*, 2012).

Neste contexto de instabilidade assume especial relevância a análise do comportamento da volatilidade dos mercados financeiros. A volatilidade é uma variável chave que permeia a maioria dos instrumentos financeiros e desempenha um papel central em muitas áreas financeiras (Bollerslev *et al.*, 1992).

Assim, este estudo aborda os efeitos de contágio das taxas de juro a longo prazo na rendibilidade dos índices bolsistas internacionais causados pela crise de 2008. No seguimento do colapso do banco *Lehman Brothers*, outras grandes instituições financeiras faliram com o processo conhecido como crise do *subprime*,² que para alguns economistas foi o prenúncio da

² A Crise do *subprime* foi uma crise financeira desencadeada em 2007 a partir da falência de instituições de crédito dos EUA, que concediam empréstimos hipotecários de alto risco. Esta crise levou vários bancos para uma situação de insolvência, com fortes repercussões nas bolsas de valores do mundo inteiro.

crise de 2008. Sabe-se que existem muitos modelos desenvolvidos para a análise e previsão dos mercados bolsistas, mas existem muito poucos que consideram simultaneamente as taxas de juros a longo prazo e quebras estruturais. Tendo em vista a importância do tema e as limitações pela abordagem tradicional, propõe-se nesta tese uma modelação alternativa para períodos de grande instabilidade associada à economia. Esta modelação empírica da volatilidade nos mercados bolsistas, num contexto em que pressupõe que a volatilidade destes mercados depende de dois fatores:

1. Evolução das taxas de juro a longo;
2. Identificação de quebras estruturais conducentes a (ou resultantes de) crises financeiras relevantes no período analisado.

Em particular, pretende-se estudar o comportamento da volatilidade provocado pelas alterações da relação entre taxas de juros a longo prazo e mercados bolsistas, identificando os seus efeitos, e procurando encontrar uma visão global destes mercados em períodos de alta/baixa volatilidade.

A incorporação da especificação STR (*Smooth transition regression*) permite na equação da média isolar o efeito da variação estrutural num período pré e pós crise. Além da questão da mudança de regime, o comportamento neste modelo depende dos índices bolsistas e taxas de juro. Assim os efeitos das taxas de juros são isolados do efeito específico da mudança de regime causado pela crise financeira, separando assim, os efeitos sobre o mesmo fenómeno. Deste modo no modelo STR é corrigido o erro e a variância irá depender do STR e taxas de juros, ou seja, a correção direta é feita na equação da média e a indireta é realizada na equação da variância.

Através da incorporação dos “resíduos” do modelo STR e taxas de juro na estimação dos modelos do tipo GARCH (*Generalized ARCH*), propõem-se modelo de mistura STR-EGARCH (*Smooth transition regression-Exponential GARCH*), STR-IGARCH (*Smooth transition regression-Integrated GARCH*) e STR-FIEGARCH (*Smooth transition regression-Fractionally Integrated EGARCH*).

A metodologia empregue neste estudo vai ao encontro do objetivo proposto, no qual se traduz a proposição da combinação de modelos média-variância baseados em dados históricos reais que possam constituir um instrumento relevante de apoio a estudos e decisões.

Para além disso, pretende-se um melhor entendimento e uma melhor performance de previsão da modelação do efeito ou impacto de variações das taxas de juro nos índices bolsistas, quando influenciados por quebras estruturais. Simultaneamente, analisaremos os efeitos na média e na variância do processo e até que ponto uma quebra estrutural provocada

por uma crise financeira de grandes dimensões e se a variação das taxas de juro a longo prazo afetam o comportamento da volatilidade em mercados bolsistas. Em suma, a pesquisa centra-se na relação entre taxas de juro e índices bolsistas no contexto de instabilidade no mercado ou efetivamente crise financeira.

Primeiramente, para cumprir o nosso objetivo, será investigada a estacionariedade das sucessões cronológicas, pois num processo não estacionário, as amplitudes dos choques tendem a ser persistentes, não permitindo o retorno à situação de equilíbrio inicial. Este fenómeno da persistência resulta, por exemplo apenas de choques profundos e pouco frequentes como a crise de 2008. Já os choques frequentes e de pequena dimensão tendem a ter um rápido retorno à tendência determinística. Para esta análise são empregues os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS).

Com os choques profundos, o processo vai sofrendo mutações irreversíveis ao longo do tempo e podem influenciar de maneira significativa as análises estatísticas subsequentes. Para além da investigação da estacionariedade das séries em estudo, é de extrema importância a averiguação da quebra estrutural para separar a série de outros tipos de desvios, como raízes unitárias. Para a investigação das possíveis quebras estruturais e o ano da sua ocorrência serão utilizados os testes CUSUM e CUSUMQ, Lanne *et al.* (2001, 2002) e Lee e Strazicich (2003). Após identificada a data da quebra estrutural separar-se-á a amostra em período pré-crise e pós-crise. A determinação destes dois períodos pelo ponto de quebra, permitirá aos modelos caracterizar diferentes dinâmicas em mudança de um regime para outro. Os modelos não-lineares capturam algumas características dos modelos de quebras estruturais, mas pode ser que a quebra estrutural também implique mudanças de parâmetros que determinam a não linearidade. Deste modo, analisaremos o período total e os dois subperíodos.

Num segundo momento será analisado a cointegração pela metodologia de Gregory e Hansen (1996a e 1996b). Para melhor entendermos a dependência entre os vários tipos de mercados financeiros e as taxas de juro a longo prazo, efetua-se um estudo dos comportamentos dos mercados tendo uma visão global do impacto que um choque nas taxas de juro pode provocar no mercado bolsista. Após a análise pela metodologia de cointegração de Gregory e Hansen, investigar-se-á os período pré-crise e pós-crise, através do teste de cointegração de Johansen, com o objetivo de captar as características de relação entre os mercados e qual a influência da quebra estrutural identificada, complementando os resultados obtidos com o teste de cointegração de Gregory e Hansen (1996a e 1996b).

As assimetrias são um comportamento muito comum em dados financeiros, por isso, são analisadas a partir de testes de assimetria TAR (*Threshold Autoregressive*), M-TAR

(*Momentum Threshold*) e modelos auto-regressivos limiar de transição suave STR (*Smooth Transition Autoregressive*), desenvolvido por Teräsvirta e Anderson (1992).

Como objetivo não é analisar as interligações dos mercados, mas sim perceber até que ponto nos países analisados existe um efeito de alavanca nas taxas de juro e como se reflete nos índices bolsistas, recorre-se a algumas variantes conhecidas do modelo ARCH(q). São inúmeras as vantagens alcançadas com os modelos da família ARCH, no entanto, ainda não existe consenso sobre qual o modelo que melhor descreve as inúmeras propriedades evidenciadas pela volatilidade. Longe de esgotar este assunto e tendo em vista as limitações evidenciadas pela abordagem tradicional, propõe-se, nesta tese, um método alternativo para cumprir um dos objetivos propostos que consiste em modelar e identificar qual o efeito que as taxas de juro causam nos índices bolsistas e qual o efeito desta alavanca. Para isso, utilizar-se-ão os modelos mistura do tipo STR-EGARCH, STR-IGARCH e STR-FIEGARCH. Nestes modelos, a equação da média é dada pelos resíduos do modelo de transição suave (STR). Os STR permitem modelar as não linearidades, ou seja, a mudança de regime das variáveis captando as assimetrias relacionadas no ciclo económico, relacionando o regime do modelo a recessões e/ou momentos de expansão. Como também os índices bolsistas e taxas de juro a longo prazo. A equação da variância é modelada pelos modelos do tipo EGARCH, IGARCH e FIEGARCH, nesta sequência, que dependem do STR e taxas de juro. Nestes modelos reside a capacidade de modelar os efeitos assimétricos e de persistência destas variações.

Assim, pretende-se investigar: os efeitos de choques resultantes de crises sobre a volatilidade das taxas de juro nos mercados bolsistas, pois a volatilidade pode ser vista como uma medida de risco dependente do tempo e a sua modelagem podem melhorar a eficiência na estimativa de parâmetros e na precisão das previsões. Esta pode também ser utilizada para avaliar com mais precisão as assimetrias de volatilidade ao longo do tempo, contribuindo para descrever satisfatoriamente as assimetrias, persistências e volatilidades; o efeito que as quebras estruturais provocadas por grandes crises e o efeito das taxas de juros a longo prazo no comportamento dos índices bolsistas.

Os modelos combinam os conceitos das especificações STR e as abordagens: EGARCH, que permitem captar o efeito de assimetria, onde choques de retornos positivos geram menor volatilidade do que choques de retornos negativos. Intrinsecamente o efeito de assimetria é determinar quanto o mercado diferencia um efeito positivo de um negativo sobre a volatilidade. IGARCH, devido ao facto desse modelo assumir persistência ou memória infinita no processo e, por último, a abordagem FIEGARCH que para além de compreender os modelos já mencionados comporta ainda a situação em que o grau de persistência é finita.

Pela sua abrangência em termos de aplicações empíricas em finanças, estes são os principais modelos econométricos utilizados no âmbito da presente tese.

Estas especificações serão usadas no período total, pré e pós-crise, para considerar os princípios de variância condicional, efeitos de alavancagem e agrupamentos de volatilidade, em que as flutuações são associadas por grandes instabilidades, especificamente, em períodos instáveis ou crises. Com isto, espera-se que os resultados indiquem que o método proposto permita uma melhor capacidade preditiva da volatilidade em comparação com modelos da especificação GARCH.

O estudo que apresentamos está organizado em oito capítulos, sendo a presente introdução o primeiro deles. O capítulo 2 apresenta uma revisão da literatura e a metodologia usada ao longo do estudo. Este capítulo inicia-se na secção 2.1 até à 2.1.2, nele discutem-se alguns conceitos sobre estacionariedade que são fundamentais para o estudo proposto. Ao longo do texto, procura-se detalhar a metodologia empregue.

No desenvolvimento da metodologia são utilizadas as variações das taxas de juro a longo prazo $\Delta(IR10Y)$ e a rendibilidade dos índices do mercado bolsista (R_{PI}). Na secção 2.1 são analisados os testes de raiz unitária, passo imprescindível para definir as inferências ao longo da pesquisa. A cointegração possibilita estudar e analisar relações estruturais entre as séries envolvidas e permite também determinar se as séries temporais envolvidas possuem ou não uma relação a longo prazo, matéria essa abordada na secção 2.2. Na secção 2.3 apresentamos uma análise da questão da globalização dos mercados bolsistas internacionais, utilizando uma abordagem econométrica baseada nos testes de ajustamento TAR e M-TAR e modelos STR.

Na secção 2.4, a volatilidade e persistência são analisados com base no modelo EGARCH, pois este é apropriado para trabalhar com dados que tenham características assimétricas, como exemplo, as rendibilidades dos índices bolsistas. O modelo EGARCH é um modelo de memória curta e o seu parâmetro de persistência é nulo, portanto, ele tem uma lacuna no que diz respeito à persistência da volatilidade, ou seja, não capta a variação ao longo do tempo nem as variações entre períodos de menor e maior volatilidade. Tendo em conta a importância da análise do parâmetro de persistência na volatilidade e a fim de ter o conhecimento da variação entre os períodos de menor e maior volatilidade, utilizam-se os modelos de memória longa IGARCH e FIEGARCH.

No capítulo 3, é apresentada a descrição dos dados e a caracterização das variáveis, as estatísticas descritivas mais relevantes e os resultados dos testes de raiz unitária sem e com quebras estruturais.

No capítulo 4, é analisado os resultados dos testes de cointegração de Gregory-Hansen e de Johansen.

No capítulo 5, são abordados as assimetrias através dos resultados dos testes TAR e M-TAR e os resultados da modelização dos modelos da média STR, utilizados neste estudo e que servem de base à obtenção dos parâmetros de rendibilidade.

No capítulo 6 descreve-se os resultados dos modelos de variância para análise da volatilidade e persistência. O primeiro é um modelo STR-EGARCH com regressores exógenos na equação da variância que permite obter as séries da volatilidade condicionada. O segundo é um modelo STR-IGARCH, uma versão restrita do modelo GARCH, onde os parâmetros persistentes são não estacionários, e, portanto, há uma raiz unitária no processo GARCH e por último um modelo fracionário STR-FIEGARCH que fornece uma análise conjunta da assimetria e do parâmetro da persistência de volatilidade.

No capítulo 7 é realizada uma previsão *out-of-sample* que permite avaliar se os modelos empregues são a alternativa mais adequada para fazer previsões. Por fim, no capítulo 8, apresentam-se o resumo e as conclusões mais relevantes dessa tese. 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.

Finalmente, no capítulo 8 apresenta-se 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.

2 Revisão da Literatura e Metodologia

A organização económica das atividades financeiras tendo em vista a globalização dos mercados é responsável pela dinâmica económica entre os países e pelo maior grau de relacionamento internacional. Não havendo barreiras físicas para ser transpostas pelos ativos financeiros, as transações financeiras têm um rápido fluxo, que se traduzem em benefícios em face de “boas notícias”. A internacionalização dos ativos dos mercados contribui para a movimentação do capital produtivo entre economias, tendo um papel importante no desenvolvimento económico. Em contrapartida quando estes períodos são acompanhados por “más notícias”, ou seja, por exemplo desvalorização da moeda ou incumprimento de obrigações, ocorrem recessões e crises, pois os credores tornam-se desconfiados e recusam-se a renovar investimentos ou créditos.

Os países desenvolvidos ao incentivar o desenvolvimento com a abertura dos seus mercados de bens e serviços a países emergentes e/ou em desenvolvimento, podem criar os incentivos adequados para estes implementarem reformas que lhes permitam ter um crescimento económico elevado e participação nos mercados globais (Mishkin, 2009).

Por estarem intimamente ligadas à noção de risco, as taxas de juro são um dos fatores determinantes da economia. A investigação dos fatores externos na determinação desta em economias afetadas por crises e em diferentes blocos económicos podem capturar o real efeito da crise.

As taxas de juros induzem os investidores a manter seus investimentos em determinado mercado e/ou investimento de interesse, conseqüentemente, a demanda de ações dependendo das taxas de juro, tem uma maior acentuação ocasionando uma tendência crescente nos mercados bolsista (Rehman, *et al.*, 2011).

Modigliani e Chon (1978) consideram a taxa de juro como um dos determinantes mais significativos dos preços das ações e afirmam que as mudanças nas taxas de juro afetam direta e significativamente o comportamento do mercado de ações. Por fim, a taxa de juro a longo prazo tem o papel de estimular o investimento nos setores de consumo e produção.

Para melhor avaliar a relação entre os vários blocos económicos é necessário analisar os efeitos de contágio entre os mesmos, habitualmente definidos pelos movimentos comuns/conjuntos entre os mercados de diferentes países. Esta definição decorre do facto que os movimentos comuns entre países têm um fenómeno esperado dadas as interligações diretas e indiretas entre as economias (Dornbusch *et al.*, 2000).

Teoricamente o fenómeno de contágio entre economias é identificado por três canais de transmissão, sendo eles: o canal comercial, o canal financeiro e o contágio puro. O canal comercial e o canal financeiro, considerados em conjunto, constituem as chamadas causas fundamentais de contágio. No contágio fundamental, consideram-se os efeitos que decorrem da interdependência normal entre as economias. Essa interdependência, de natureza real ou financeira, implica que os choques, quer de natureza global ou não, possam ser transmitidos entre os países. Em alternativa, o contágio é dito puro quando os canais de relação potencial entre as economias (os canais fundamentais) não conseguem explicar a totalidade do contágio. O contágio puro diz respeito à transmissão internacional de efeitos que não está relacionada com alterações observadas nos fundamentos macroeconómicos ou outros, mas é antes o resultado de alterações no comportamento dos agentes (Markowitz, 1959). Uma crise num país poderá, por exemplo, levar a que os investidores liquidem os investimentos detidos noutros países sem ter em consideração as diferenças fundamentais das economias. Markowitz (1959) ressalta que desde que os ativos não sejam perfeitamente correlacionados e a estrutura de correlação seja estável, é possível, determinar o nível de risco e potencializar o nível de rendibilidade.

Devido aos efeitos de contágio da crise de 2008, as economias avançadas foram rapidamente atingidas, causando falências e colapsos empresariais. Os sistemas financeiros menos integrados no sistema financeiro global, como por exemplo a Índia, tiveram menor impacto do choque e uma melhor reação face à crise (Fedorava, 2011).

A transmissão e o contágio entre os mercados financeiros podem ser definidos com um mesmo comportamento, o qual gera expectativas que induzem diversos investidores a ter o mesmo tipo de ação, ou seja, a sair simultaneamente de determinados ativos em resposta à antecipação de um choque num mercado semelhante. A teoria das expectativas autorrealizáveis materializa-se quando esse comportamento leva determinados mercados ao colapso, independentemente, de seus fundamentos básicos.

Calvo e Mendoza (1997) atribuem a existência de contágio entre mercados financeiros a duas causas: quando as oportunidades de diversificação aumentam e no impacto de notícias não esperadas na alocação de investimentos em um determinado ativo aumentando de forma significativa.

A volatilidade sempre foi de extrema importância em teoria financeira. Desde o *crash* de outubro de 1987, no mercado de ações americano e no impacto sobre outros mercados de ações a nível mundial têm motivado o crescimento de uma vasta literatura que explora a transmissão da volatilidade dos mercados acionistas (Jiang *et al.*, 2012). Neste sentido pode-se ver: Donders e Vorst, 1996; Ederington e Lee, 1996; Fornari e Mele, 2001; Gagnon e

Karolyi, 2006; Beber e Brandt, 2006; Menezes, 2007; Kostakis *et al.*, 2011 e Vähämaa e Äijö, 2011; entre outros.

Ross (1976) mostra que na ausência de arbitragem, a variação instantânea de rendibilidade é igual à variação do fluxo de informação, ou seja, as notícias afetam a volatilidade do mercado. Argumenta ainda que a volatilidade pode ser considerada como uma medida do fluxo de informações. Vários estudos empíricos têm demonstrado relações significativas entre os fluxos e a volatilidade. Poon e Granger (2003) dizem que a volatilidade também pode afetar a liquidez do mercado. Martens e Van Dick (2007) argumentam que a volatilidade é importante para a gestão de carteiras, gestão de risco e na formação do preço. Daly (2008) identifica a volatilidade como uma fonte de erosão na confiança do mercado de ações e maior probabilidade de falência, etc. (ver *e.g.*: Plerou *et al.*, 1999; Bouchaud e Potters, 2001; Perelló e Masoliver, 2002; Engle e Patton, 2001; Ferreira *et al.*, 2007).

Outra característica relacionada com o anteriormente exposto, refere-se ao facto de que as rendibilidades das ações geralmente apresentam agrupamentos de volatilidade. O agrupamento de volatilidade, conhecido como *cluster* de volatilidade, e excesso de curtose podem surgir no contexto do comportamento assimétrico dos movimentos de índices de preços ou seus retornos correspondentes. Tal assimetria pode depender de outros fatores económicos e financeiros ou simplesmente ser o resultado do comportamento da própria série de índices de preços (Ferreira *et al.*, 2007).

Bentes e Menezes (2007) salientam que os efeitos assimétricos tanto na média como na variância, tornam o comportamento das séries financeiras um processo complexo que é difícil de ser capturado por modelos lineares. Um dos factos estilizados estabelecidos nos mercados financeiros é, em geral, após choques negativos, a volatilidade ser maior que a volatilidade após choques positivos. No mercado financeiro é frequentemente observado que movimentos decrescentes são seguidos de volatilidade mais alta que os movimentos ascendentes com a mesma magnitude. Isto significa que as mudanças nos preços das ações ou rendibilidades tendem a ser negativamente relacionadas com as mudanças na volatilidade (Black, 1976 e Christie, 1982).

A modelação da família ARCH Também é utilizada para analisar os choques e efeitos de *spillover* na volatilidade dos ativos financeiros.

Tendo em vista a importância do tema e as limitações pela abordagem tradicional, propõe-se nesta tese uma modelação alternativa para períodos de grandes instabilidades associados à economia ou às finanças.

Esta modelação empírica da volatilidade nos mercados bolsista, num contexto em que pressupõe que a volatilidade destes mercados depende de dois fatores: 1) Evolução das taxas de juro a longo prazo; 2) Identificação de quebras estruturais conducente a (ou resultantes de) crises financeiras relevantes no período analisado.

Em particular, pretende-se estudar o comportamento da volatilidade provocado pelas alterações da relação entre taxas de juros a longo prazo e mercados bolsistas, identificando os seus efeitos, e procurando encontrar uma visão global destes mercados em períodos de alta/baixa volatilidade.

A utilização do modelo STR permite na equação da média isolar o efeito da variação estrutural num período pré e pós crise. Além da questão da mudança de regime, o comportamento neste modelo depende dos índices bolsistas e taxas de juro. Assim o efeito das taxas de juro é isolado do efeito específico da mudança de regime causado pela crise financeira, separando assim, os efeitos sobre o mesmo fenómeno. Deste modo no modelo STR é corrigido o erro e a variância irá depender do STR e das taxas de juro, ou seja, a correção direta é feita na equação da média e a indireta é realizada na equação da variância.

A metodologia empregue neste estudo vai ao encontro do objetivo proposto, no qual se traduz a proposição da combinação de modelos média-variância baseados em dados históricos reais que possam constituir um instrumento relevante de apoio a estudos e decisões. Para além disso, pretende-se um melhor entendimento e uma melhor performance de previsão da modelação do efeito ou impacto de variações das taxas de juro nos índices bolsistas, quando influenciados por quebras estruturais. Simultaneamente, analisaremos os efeitos na média e na variância do processo e até que ponto uma quebra estrutural provocada por uma crise financeira de grandes dimensões e ainda se a variação das taxas de juro a longo prazo afeta o comportamento da volatilidade em mercados bolsistas.

A inferência deste tipo de efeito deixa de ser trivial, pois, geralmente, trabalha-se com séries não estacionárias, que para além desta característica, apresentam quebras estruturais devido a crises ou fenómenos externos acometidos no mercado, sendo estes de longa ou curta duração, dependendo do seu efeito. A não estacionariedade é, muitas vezes, confundida com o efeito de quebra estrutural, portanto, separar estes dois efeitos é fundamental para que se possa analisar efetivamente o impacto e o efeito destas variações. Para além do exposto anteriormente, analisam-se sete mercados com características diversas, onde se combinam modelos do tipo transição suave STR e modelos de especificação EGARCH, IGARCH e FIEGARCH.

2.1 Testes de Raízes Unitárias

Os testes de raízes unitárias, além de separar a série de algum tipo de desvio, servem também para analisá-la quanto aos efeitos dos choques. Segundo Ferrer (2012), os dados financeiros raramente são distribuídos normalmente. Neste sentido, muitos estudos são desenvolvidos neste foco de análise. Nelson e Plosser (1982), por exemplo, analisam através de teste de raízes unitárias, se os choques sobre a produção real possuíam efeitos permanentes no sistema. Assim, se o produto real possuir raízes unitárias, o impacto de reformas estruturais a longo prazo será compensada por outros choques. Li (2000), por outro lado, refere que se o produto real tem tendência estacionária, implica que só os grandes choques se destinam a mudar os fundamentos e terão pelo menos efeitos semipermanentes sobre a trajetória de crescimento. Lee e Tsong (2012) aplicam um conjunto de testes de raízes unitárias para testar a existência da verdadeira paridade das taxas de juro a longo prazo entre os países do G-10 no período de 1971 a 2007. Chang *et al.* (2012) aplicam um teste de raízes unitárias *threshold* para testar a validade a longo prazo da paridade de poder de compra numa amostra de nove países do leste Asiático.

Os estudos empíricos fornecem evidências sobre a importância e necessidade dos testes de raiz unitária. Testar a série em termos de estacionariedade é importante para determinar os tipos de modelos e a sua estimativa evitando resultados espúrios na presente pesquisa. Assim, apresentamos nesta secção, o conceito de estacionariedade.

Uma série temporal diz-se estacionária quando evolui aleatoriamente no tempo, revelando algum tipo de equilíbrio estável, em torno da média. A ideia de base da estacionariedade é que as leis de probabilidade que atuam no processo não mudam com o tempo. Na realidade, e principalmente em dados económicos, a estacionariedade é uma característica invulgar e geralmente estas séries apresentam algum tipo de tendência linear, seja ela positiva ou negativa.

Um conjunto de variáveis aleatórias $Z = \{Z_t : t \in T\}$ definidas num espaço de probabilidade (Ω, A, P) é dito estacionário se as estatísticas do conjunto de dados não variarem nos instantes t e $t+k$, $k = 0, 1, 2, \dots, n$. Ou seja, a $E[Z_t] = E[Z_{t+k}]$ e $Var[Z_t] = Var[Z_{t+k}]$. O processo pode ser estritamente estacionário (ou forte) se todas as informações finito dimensional permanecerem as mesmas sob translação do tempo, ou seja

$$F_{Z_{t_1}, \dots, Z_{t_n}}(z_1, \dots, z_n) = F_{Z_{t_1+k}, \dots, Z_{t_n+k}}(z_1, \dots, z_n), \quad (1)$$

onde F representa a função de distribuição conjunta das variáveis aleatórias Z_t , $t = 1, 2, \dots, T$. Por outro lado, o processo pode conter estacionariedade de segunda ordem (ou fraca), logo o processo é considerado fracamente estacionário se as suas médias e variâncias se mantiverem constantes ao longo do tempo e a função de autocovariância depende apenas do desfasamento entre os instantes de tempo. Em síntese, a condição de estacionariedade implica que a média e a variância do processo sejam constantes e a covariância entre Z_t e Z_{t-1} dependa apenas do “lag k ”.

Um processo estocástico $Z = \{Z_t : t \in T\}$ será fracamente estacionário se e só se:

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

onde μ é uma constante real e γ_k tem uma estrutura constante para cada k . Fazendo, na equação (3), $k = 0$ obtém-se a variância de Z_t , dada por $Var(Z_t) = \gamma_0$. O termo γ_k é uma função de k chamada na literatura de função de autocovariância. Por outro lado, a função de autocorrelação FAC consiste no coeficiente de autocorrelação ou autocorrelação em série de ordem k , que desempenha, juntamente com a média e a variância, um pré requisito no estudo da estacionariedade de um processo estocástico. A FAC permite captar a extensão temporal e a memória do processo, ao medir a correlação dos valores atuais do processo com os seus valores passados. Note-se que:

$$\rho_k = \frac{cov(Z_t, Z_{t-k})}{Var(Z_t)} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}, \quad (3)$$

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

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

para qualquer conjunto de momentos temporais t_1, t_2, \dots, t_n e quaisquer números reais v_1, v_2, \dots

A função de autocorrelação tem a propriedade de atenuar-se à medida que k aumenta, apresentando comportamentos semelhantes em muitos casos, dificultando assim a distinção entre processos de ordem diferente. Para auxiliar nesta distinção utiliza-se normalmente a função de autocorrelação parcial (*Partial Autocorrelation Function* ou PACF) que se obtém a partir do seguinte processo AR(k):

$$Z_t = \phi_{k1}Z_{t-1} + \dots + \phi_{kk}Z_{t-k} + e_t, \quad (5)$$

A k -ésima autocorrelação parcial é dada pelo coeficiente ϕ_{kk} do modelo (5). Uma característica importante da função de autocorrelação parcial é que leva em consideração toda a memória do processo até ao desfasamento de ordem k correspondente, medindo a intensidade da relação entre duas observações da série, mantendo constante o efeito das demais (para mais informações sobre o tema ver Enders, 2004). Deste modo, as características da FAC e da FACP, são importantes para sinalizarem o possível processo gerador e a ordem do mesmo e ainda o estudo da estacionariedade.

Um exemplo de processo estacionário é o ruído branco (do inglês *white noise*). O termo aplica-se a uma sequência de erros (ou choques) aleatórios com uma série de variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas. Este é o caso particular de um processo fracamente estacionário. Daí que, o ruído branco seja temporalmente homogêneo, estacionário e sem dependência temporal. Num processo de ruído branco forte, a sequência de variáveis aleatórias Z_t , são não-correlacionadas e identicamente distribuídas, com média zero, variância constante e com a distribuição normal.

Num processo não estacionário, as amplitudes dos choques são persistentes, não permitindo o retorno à situação de equilíbrio inicial. Este fenómeno da persistência resulta de choques profundos pouco frequentes como é o caso da crise de 2008. Já os choques frequentes e de pequena dimensão tendem a ter um rápido retorno à tendência determinística.

Com os choques profundos, o processo vai sofrendo mutações irreversíveis ao longo do tempo de forma a poderem influenciar de maneira significativa as análises estatísticas subsequentes. Assim, a violação do pressuposto da estacionariedade pode derivar em importantes limitações, tais como: regressões espúrias resultantes de tendências determinísticas comuns ou testes às estimativas OLS (*Ordinary Least Squares*) ineficientes. Para além da investigação da estacionariedade das séries em estudo, é crucial a averiguação da existência de quebras estruturais para separar a série de outros tipos de desvios, como raízes unitária, pois a quebra estrutural tem efeito potencialmente semelhante sobre as propriedades de segunda ordem de uma série histórica.

As quebras estruturais são uma característica vulgarmente encontrada em séries económicas. Face a esta característica, os testes de raízes unitárias convencionais que são habitualmente utilizados (com o objetivo de determinar a ordem de integração de uma dada série cronológica) não têm a robusticidade necessária. Com efeito, no caso da existência de uma quebra estrutural na tendência determinística, os testes de raízes unitárias convencionais,

como o Augmented Dickey-Fuller (ADF) (Said e Dickey, 1984) e Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (1992) (KPSS), perdem o seu poder e induzem a conclusões enviesadas que tendem a rejeitar a hipótese nula indevidamente (para mais detalhes, ver: Perron, 1989; Perron e Vogelsang, 1992; Lee e Tsong, 2012). Existem muitos testes que examinam a existência de raízes unitárias na presença de quebras estruturais, (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, Vogelsang e Perron 1998, Rossi e Sekhposyan, 2014). Estes testes são, geralmente, baseados na determinação endógena da data de quebra, o que reduz o enviesamento das estatísticas do teste.

2.1.1 Teste ADF e KPSS - Testes de raízes unitárias para analisar a estacionariedade

O primeiro passo na análise econométrica de modelos dinâmicos bem como na identificação das características individuais das séries é a análise da estacionariedade. Esta análise torna-se importante uma vez que tais características devem ser consideradas na modelação do processo gerador dos dados que compõem o sistema de variáveis potencialmente relacionadas no tempo (Lütkepohl e Kratzig, 2004).

O teste Augmented Dickey-Fuller - (ADF) que possui a hipótese nula, de que a série é não estacionária ou integrada de ordem d ($d > 0$), $I(1)$, contra a hipótese alternativa de estacionariedade (Said e Dickey, 1984). Na grande maioria dos casos de séries não estacionárias, basta diferenciar uma vez para tornar a série resultante estacionária, isto é, $I(0)$. O teste (ADF) baseia-se na seguinte regressão para a variável Z_t :

$$\Delta Z_t = \mu_0 + \mu_1 t + (\rho - 1)Z_{t-1} + \sum_{k=1}^n \gamma_k \Delta Z_{t-k} + e_t \quad (6)$$

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 $e_t \sim iid(0, \sigma^2_e)$. μ_0 é uma constante, $\mu_1 t$ capta tendência determinística existente na série e $(\rho - 1)Z_{t-1}$ modela a respectiva tendência estocástica. Fazendo $\mu_1 = \gamma_k = 0$, a equação de Dickey-Fuller (6) reduz-se a um processo AR(1).

Como forma de validação do teste ADF, utiliza-se o teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, 1992 - (KPSS), onde as hipóteses apresentadas são contrárias à do teste ADF, ou seja, H_0 postula que a série é $I(0)$ contra a alternativa que a série seja $I(1)$. Estes testes encontram-se amplamente discutidos na literatura como documentam Enders (1995), Maddala (1992), Noman *et al.* (2010).

O teste KPSS é um teste de Multiplicadores de Lagrange (LM) sendo representado pelo modelo:

$$\begin{aligned} Z_t &= \mu_t + a_t + e_t \\ a_t &= a_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad (7)$$

onde μ_t representa a tendência determinística, a_t um passeio aleatório e e_t uma variável residual estacionária. Têm-se $e_t \sim iid(0, \sigma_e^2)$. Dado que variável residual (e_t) é estacionária, logo Z_t é um processo estacionário em tendência. Portanto, sendo a hipótese nula $\sigma_e^2 = 0$ e os resíduos $e_t \sim iid(0, \sigma_e^2)$, então, e_t têm de ser nulos.

No caso particular em que Z_t é um processo estacionário em níveis, o teste (KPSS) utiliza uma versão modificada da estatística LM (máximo verossimilhança), logo a estatística do teste (KPSS) é dada por:

$$LM = \frac{\sum_{t=1}^T P_t^2}{\hat{\sigma}_e^2}, \quad (8)$$

onde $P_t = \sum_{r=1}^t \hat{e}_r$ é a soma dos resíduos da regressão de Z_t sobre uma constante e uma tendência determinística.

O objetivo de se empregar testes com hipóteses nulas opostas é mitigar o fato de que o teste ADF tem baixo poder (Maddala e Kim, 1998). Como as hipóteses nulas dos testes ADF e KPSS são distintas, espera-se que os dois sinalizem a mesma decisão em relação à estacionariedade da série (Souza, 2011). Contudo, Baillie *et al.* (1996) salientam que a utilização desses pode gerar situações de conflito, chegando-se mesmo a resultados inconclusivos em relação à estacionariedade da série.

Outros testes são apresentados na literatura com o intuito de se testar a estacionariedade. Todavia, nem todos são adaptados para analisar a presença de quebras estruturais. Perron (1989) verificou que na presença de uma quebra estrutural, os testes tradicionais de estacionariedade falham em rejeitar a hipótese nula de existência de raiz unitária em series estacionárias. Por outro lado, Narayan (2008), constata que também nos

testes convencionais, como o ADF e KPSS, os resultados encontrados, geralmente, falham na evidência de estacionariedade. Em contrapartida, quando se aplica um teste univariado com quebras estruturais, obtêm-se resultados mais consistentes. Noman e Rahman (2010), ao investigarem a estacionariedade de quatro taxas de câmbio reais, corroboraram da ideia de que os resultados dos testes de raízes unitárias lineares (como por exemplo, ADF e KPSS) podem conduzir a resultados espúrios quando utilizados em séries temporais que apresentam quebras estruturais.

2.1.2 Teste com Quebras Estruturais

Considerando que os testes ADF e KPSS podem fornecer resultados equivocados, na presença de uma mudança no nível do processo de geração de dados, esta secção apresenta testes para analisar a instabilidade das séries: os testes CUSUM e CUSUMQ, o de Lanne *et al.* (2001, 2002) e Lee e Strazicich (2003). Estes permitem a identificação das possíveis quebras estruturais bem como o ano da sua ocorrência. Com efeito, a quebra estrutural implica uma mudança significativa no nível e/ou tendência de uma série temporal, mudança esta que pode ter um carácter permanente ou temporário. Se a série é estacionária, os choques deverão ter efeitos temporários, caso contrário terão efeitos permanentes, ou seja, não recuperam o nível inicial. Deste modo, a avaliação das quebras estruturais neste estudo é fundamental para fazer inferências sobre os seus efeitos e as suas implicações tal como o período em que ocorrem. Assim, evitam-se resultados espúrios, tal como rejeitar a hipótese nula de uma raiz unitária, quando na verdade a série está sob efeito da quebra estrutural, podendo-se detetar se as ruturas estruturais estão associadas ou não a uma determinada crise. Esta ideia é corroborada por várias pesquisas empíricas (ver: Berks *et al.*, 2006; Perron, 2006; Andreou e Ghysels, 2009; Lee *et al.*, 2003; Lee *et al.*, 2004).

Teste de Estabilidade - CUSUM

As séries temporais económicas são frequentemente afetadas por eventos que desestabilizam a constância dos seus parâmetros. Como em toda a investigação económica interessa, portanto, analisar a estabilidade das funções econométricas modeladas para evitar projeções erróneas. Neste sentido, Inclán e Tiao (1994) propuseram o teste CUSUM para

testar uma mudança na variação da distribuição normal, com base no trabalho anterior de Brown *et al.* (1975) que testa a constância dos coeficientes em modelo de regressão.

Assim, o método estatístico desenvolvido para estimar quebras na volatilidade CUSUM será adotado nesta investigação para analisar a estabilidade das séries temporais em estudo. Nesta categoria, encontram-se os métodos paramétricos e não paramétricos discutidos por Inclán e Tiao (1994), Kokoszka e Leipus (2000), Sansó *et al.* (2003), Menezes *et al.* (2012) como também várias extensões destes procedimentos. O uso difundido do teste CUSUM, é devido não só à sua eficiência computacional, mas principalmente, pela sua aplicação estatística a vários tipos de modelos lineares e não lineares. A eficiência do teste CUSUM para identificar mudanças súbitas nos processos depende das características reais das séries. Para as séries que possuem certos padrões de volatilidade como dependência temporal, Andreou e Ghysels (2002) mostraram através da simulação de Monte Carlo, que a presença de volatilidade fortemente persistente pode conduzir à distorção da frequência de rejeições empíricas em testes da família CUSUM.

A ideia central dos testes da família CUSUM é obter a soma dos quadrados da série, estes são os estimadores da volatilidade.

A construção do teste CUSUM que analisa a soma acumulada dos resíduos recursivos é definido como:

$$D_k = \frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{t=1}^k X_t^2 - \frac{k}{T\sqrt{T}} \sum_{t=1}^T X_t^2, \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (9)$$

D_k pode ser reescrito da seguinte forma:

$$D_k = T^{-\frac{1}{2}} (C_k - \frac{k}{T} C_T). \quad (10)$$

Quando X_t satisfaz a hipótese de variância ou volatilidade não condicionada constante, o gráfico de D_k oscila em torno de zero. O módulo de $|D_k|$ fornece um teste "natural" para a mudança na volatilidade assim como um estimador do ponto de quebra.

No entanto, na hipótese alternativa de mudança inesperada na variância num determinado ponto k^* na série, o valor de D_k alcançará o seu máximo ou mínimo em $k = k^*$ dado que só depois é que ele voltará a situar-se em redor de zero.

Por esta razão $|D_k|$ fornece um teste para a mudança na volatilidade, assim como, um estimador de ponto de quebra. Supondo que o máximo de $|D_k|$ é alcançado quando $k = k^*$,

$$|D_{k^*}| = \max_{1 \leq k \leq T} |D_k| \quad (11)$$

$$\frac{1}{\sqrt{w}} \max_{1 \leq k \leq T} |D_k| \rightarrow \text{Sup}_{0 \leq \tau \leq 1} |w^*(\tau)|, \quad \tau = \frac{k}{T}, \quad (12)$$

onde w é a variância dos quadrados da série de retornos, X_t^2 , $w = \sum_{i=-\infty}^{\infty} \gamma_i$, sendo que $\gamma_i = \text{cov}(x_t^2, x_{t-i}^2)$, é a j -ésima covariância de X_t^2 e onde $w^*(\tau)$ é a ponte Browniana padronizada, $w^*(\tau) = w(\tau) - \tau w(1)$, $0 \leq \tau \leq 1$.

Sendo $w(\cdot)$ um processo de Wiener *standard* e $0 \leq \tau = \frac{k}{T} \leq 1$, segue-se que a estatística do teste CUSUM é dada por:

$$U_{k^*} = \frac{1}{\sqrt{\hat{w}}} \max_{1 \leq k \leq T} |D_k|. \quad (13)$$

onde D_k são as bandas de significância de nível α construídas através das rectas que passam pelos pontos $(k, \pm a\sqrt{T-k})$ e $(T, \pm 2a\sqrt{T-k})$, em que a é o parâmetro que controla o nível de significância.

Neste teste rejeita-se a hipótese nula de ausência de quebra estrutural sempre que (13) ultrapasse o valor crítico, ou seja, ao examinar o gráfico das somas acumuladas (CUSUM) e a probabilidade dos limites no nível de significância de 95%, se as somas acumuladas violarem os limites de probabilidade em qualquer ponto, então, há evidência de instabilidade no parâmetro.

Assim, os testes CUSUM e CUSUMQ são exemplos de testes adequados para determinar uma possível localização temporal das quebras estruturais, logo serão utilizados neste trabalho como indicador de uma possível quebra estrutural. Partindo dos resultados encontrados, utilizar-se-á o teste de Lanne *et al.* (2001, 2002) para detetar uma quebra estrutural e o de Lee e Strazicich (2003) para detetar duas quebras estruturais nas sucessões cronológicas utilizadas nesta pesquisa.

Teste de Lanne *et al.* (2002) – Teste de Raiz unitária com uma Quebra Estrutural

Lanne *et al.* (2002) propuseram uma mudança ao modelo desenvolvido por Perron (1989) de tal forma que o mesmo passou a ser semelhante ao modelo original de Dickey e Fuller Aumentado (ADF) para testar a presença de uma raiz unitária nas séries temporais. O modelo com uma tendência linear $\mu_1 t$ e um termo de mudança em diferenças $f_1(\theta)' \gamma$ é representado a seguir, acrescido de um termo de erro v_t :

$$\Delta Y_t = \mu_1 t + \Delta f_1(\theta)' \gamma + v_t \quad (14)$$

A equação (14) denota a formulação que pode ser utilizada para testar a presença de uma raiz unitária com uma quebra estrutural na série Y_t dependendo da forma assumida pela função $f_1(\theta)$.

Um teste estatístico pode ser realizado no parâmetro estimado γ . A hipótese nula modificada é de que o processo estocástico possui uma raiz unitária com uma quebra estrutural. Os valores críticos da estatística τ modificada são apresentados em Lanne *et al.* (2002).

O teste de Lanne *et al.* (2002) pertence à família de testes de raízes unitárias para processos com mudança de nível/quebra estrutural com uma função de mudança de regime. O modelo (15) serve de base à estimativa do teste:

$$X_t = \mu_0 + \mu_1 t + f_t(\theta)' \gamma + e_t, \quad (15)$$

onde $\mu_0 + \mu_1 t$ representa uma tendência determinística linear, $f_t(\theta)' \gamma$ denota a função de mudança de nível e e_t é um resíduo gerado por um processo AR(p) com uma eventual raiz unitária. θ e γ 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 θ e γ é um escalar:

$$f_t^{(1)} = \begin{cases} 0, & t < T_B \\ 1, & t \geq T_B \end{cases} \quad (16)$$

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

$$f_t^{(2)}(\theta) = \begin{cases} 0, & t < T_B \\ 1 - \exp[-\theta(t - T_B + 1)], & t \geq T_B \end{cases} \quad (17)$$

Neste caso, θ e γ são escalares ou vetores de escalares e $\theta > 0$. Por último, o terceiro caso considera uma função racional do operador de desfasamento L aplicado a uma *dummy* de mudança de nível dada por:

$$f_t^{(3)}(\theta) = \left[(1 - \theta L)^{-1} f_t^{(1)} \quad (1 - \theta L)^{-1} f_{t-1}^{(1)} \right] \quad (18)$$

onde $\theta \in [0,1]$ e $\gamma = [\gamma_1 \ \gamma_2]'$. Para certos valores de θ , os dois últimos casos geram mudanças bruscas num único momento T_B , constituindo, deste modo, casos mais gerais do que o primeiro.

A fim de evitar problemas com rejeições espúrias, e incerteza em relação ao ponto correto da quebra de estrutura, propomos um teste de raízes unitárias alternativo ao teste de Lanne *et al.*, (2001, 2002), os testes com quebras estruturais endógenas reduzem significativamente o enviesamento das estatísticas do teste. Os testes de raiz unitária endógenos com uma quebra podem apresentar distorções de tal forma que a hipótese nula de raízes unitárias pode ser frequentemente rejeitada.

Assim, ao utilizar tais testes, pode-se incorretamente concluir que uma série temporal é estacionária com quebra estrutural, quando na verdade, a série é não estacionária com quebra estrutural. Como tal, rejeições espúrias podem ocorrer de modo a aumentar a magnitude da quebra (Lee e Strazicich, 2004). Estas distorções já foram anteriormente observadas por Nunes *et al.*, (1997), Vogelsang e Perron (1998) e Lee e Strazicich (2001).

Nesta pesquisa, propomos um teste de raízes unitárias com duas quebras estruturais alternativo ao teste de raiz unitária com uma quebra estrutural, evitando os problemas acima relatados. Para tal serão utilizados os resultados teóricos apresentados em Lee e Strazicich (2003), que propõem um teste de Multiplicadores de Lagrange (LM) com duas quebras endógenas.

Teste de Lee e Strazicich (2003) – Teste de Raiz unitária com duas Quebras Estruturais

O teste LM de raízes unitárias com quebras estruturais proposto por Lee e Strazicich (2003), permite testar a existência de quebras estruturais em ambas as hipóteses nula e alternativa de uma forma consistente. De acordo com o princípio do mínimo LM, o teste de raízes unitárias segue a regressão:

$$\Delta Y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi Y_{t-1}^d + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta Y_{t-1}^d + \mu_t, \quad (19)$$

onde Y_t^d é definida como segue: $Y_t^d = Y_t - \tilde{\psi}_x - Z_t \tilde{\delta}, t = 2, \dots, T$, $\tilde{\delta}$ iguala os coeficiente de regressão de ΔY_t em ΔZ_t ; $\tilde{\psi}$ dado por $Y_1 = Y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$, onde Y_1 e Z_1 corresponde a primeira observação de Y_t e Z_t , respectivamente. Os termos desfasados Δs_{t-1} são incluídos para corrigir a autocorrelação. Considerando as quebras estruturais, tanto no intercepto quanto na tendência linear, $\Delta Z_t = [1, t, DU_{1t}, DU_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]$, DU_{1t} e DU_{2t} são variáveis indicadoras para a

mudança de constante e na tendência linear ocorrem nos tempos T_{B1t} e T_{B2t} , respectivamente. DT_{1t} e DT_{2t} são variáveis para a mudança da inclinação que ocorre na função de tendência nos tempos T_{B1t} e T_{B2t} , respectivamente.

Como Lee e Strazicich (2003) destacam, a rejeição da hipótese nula não implica necessariamente a rejeição de uma raiz unitária, por si só, mas pode implicar a rejeição de uma raiz unitária, sem quebra estrutural. Da mesma forma, a hipótese alternativa não implica necessariamente tendência estacionária com quebras, mas pode indicar uma raiz unitária com quebras. Com a combinação do teste de raiz unitária de duas quebras de Lee e Strazicich (2003) e com o teste de uma quebra estrutural de Lanne *et al.*, (2001, 2002) e o teste geral de quebra estrutural CUSUM poder-se-á determinar com rigor o número correto de quebras estruturais e o período de incidência.

2.2 Cointegração

É fundamental entender a dependência entre os vários tipos de mercados bolsistas e as taxas de juro a longo prazo. Assim, pretende-se com este trabalho fazer uma análise do comportamento dos mercados bolsistas internacionais. Em particular, pretende-se analisar de que forma as alterações nas taxas de juro influenciam o comportamento dos preços de vários índices bolsistas internacionais.

Se as séries das rendibilidades R_{PI} (*Returns*) e $IR10Y$ (*Ten Years Interest Rate*) forem não estacionárias mas integradas da mesma ordem, *i.e.* $I(1)$, pode-se utilizar a cointegração para analisar a relação entre elas e analisar a integração dos mercados bolsistas e taxas de juro a longo prazo. Hall *et al.*, (1992) observaram que a cointegração entre duas variáveis é uma condição suficiente (mas não necessária) para a presença de causalidade em pelo menos uma direção. Nesse caso, embora as séries sejam não estacionárias, se uma combinação linear dessas variáveis existir, então, as séries dizem-se cointegradas (Engle e Granger, 1987), ou seja:

$$v_t = x_{1t} - \beta x_{2t} \tag{20}$$

onde β é o parâmetro cointegrante e $v_t \sim I(0)$ indica a variável aleatória residual obtida na regressão de x_{1t} sobre x_{2t} .

O parâmetro β diz-se consistente quando seu estimador convergir 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 em termos de

equilíbrio de longo prazo, uma vez que as variáveis $I(1)$ prevalecem sobre as variáveis $I(0)$. Então, os termos x_{1t} e βx_{2t} na equação (20) equilibram-se produzindo o processo v_t . Os resíduos v_t obtidos a princípio são auto correlacionados uma vez que captam os termos dinâmicos omitidos na equação. Engle e Granger (1987), Hendry e Juselius (2000) e McCrae *et al.*, (2002), apresentam uma discussão detalhada acerca da modelação de séries não estacionárias e cointegração.

O método de Johansen baseia-se na especificação de um vector autorregressivo - VAR (não restrito) do tipo:

$$X_t = \sum_{k=1}^p A_k X_{t-k} + v + \varepsilon_t \quad (21)$$

onde 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 A_k 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 , μ é um vetor de constantes e ε_t denota um vetor de resíduos em que $\varepsilon_t \sim iid(0, \Omega)$. A matriz de covariâncias Ω é definida positiva, sendo que os resíduos ε_t não são autocorrelacionados, uma vez que o respetivo processo dinâmico está explicitamente especificado no sistema.

O método de Johansen consiste, basicamente, no estudo da característica cointegrante (r) do sistema VAR. Para esse efeito, o modelo VAR representado em (21) pode ser escrito na forma de um modelo vetorial de correção do erro (do inglês, *Vector Error Correction Model* ou VECM que foi introduzido por Sargan (1964) dado por:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{k=1}^{p-1} \Gamma_k \Delta X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t \quad (22)$$

onde $\Pi = \sum_{k=1}^p A_k - \mathbf{I}$ e $\Gamma_k = -\sum_{j=k+1}^p A_j$. Esta especificação contém informação dos parâmetros de ajustamento do modelo a curto e a longo prazo através das estimativas de $\hat{\Gamma}_k$ e $\hat{\Pi}$.

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 β 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 económica, o conceito de cointegração diz-nos que se um vetor de sucessões cronológicas está relacionado 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. Por outro lado, os conceitos de cointegração reproduzem a ideia de um sistema económico 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 .

O modelo VEC é um modelo variante de VAR, desenvolvido para séries não estacionárias e cointegradas. Este modelo tem na sua fundamentação a relação de cointegração entre as variáveis para que esta relação restrinja o comportamento das séries a longo prazo, enquanto deixa que ajustes temporários de curto prazo possam ocorrer. O termo cointegração é conhecido como termo de ajuste de erro ou termo de correção, pois é ele que corrige os desvios de curto prazo da série para que esta gradualmente retorne ao seu equilíbrio a longo prazo, através de ajustes parciais de curto prazo. O modelo vetorial de correção do erro tem a grande vantagem de separar informações tanto a curto quanto a longo prazo envolvido no processo de ajustamento.

Se $\mathbf{x}_t \sim I(1)$, então, $\Delta \mathbf{x}_t \sim I(0)$ e $\Gamma_k \Delta \mathbf{x}_{t-k} \sim I(0)$. O termo ΠX_{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 a longo prazo. A matriz Π pode ser factorizada como $\Pi = \alpha \beta'$, onde α representa a velocidade de ajustamento ao equilíbrio e β a matriz dos coeficientes de longo prazo. Isto é válido quando existem r vetores cointegrantes com $0 < r < i$ que representam o mecanismo de correção do erro no sistema VAR. Uma vez determinado o número de relações cointegrantes no sistema e estimadas as matrizes α e β , o VAR é estimado incorporando essas relações cointegrantes.

Quando a característica cointegrante é igual ao número de variáveis endógenas no sistema ($r = i$), as variáveis em níveis são estacionárias e os métodos usuais para estimação do VAR podem ser aplicados. Quando $r = 0$, então $\Pi = 0$. Neste caso, não existe nenhuma relação cointegrante entre as variáveis do sistema e apenas é possível recorrer a um VAR em primeiras diferenças sem elementos de longo prazo. Quando $0 < r < i$, diz-se que existe cointegração entre as variáveis do sistema.

Note-se que determinar a característica cointegrante do sistema equivale a determinar o número de vetores cointegrantes existentes em β , ou seja, quantas colunas de α são nulas, o que corresponde a determinar o número de linhas linearmente independentes existentes na matriz Π . Johansen (1988, 1991) propôs dois testes para a hipótese nula de que a característica cointegrante: o teste do traço e o teste do valor próprio máximo. No primeiro caso, a hipótese alternativa é que a característica é i e, no segundo caso, é que a característica é $r + 1$.

O método de Johansen permite efetuar um grande número de testes de hipóteses envolvendo os coeficientes das matrizes α e β usando testes de rácios de verossimilhança (Johansen e Juselius, 1990).

De facto, um dos motivos para utilização deste teste é que o mesmo estima um coeficiente que capta a relação de longo prazo entre as variáveis e também a dinâmica a curto prazo que é estimada para qualquer relação a longo prazo. Há vários estudos empíricos que usam a metodologia desenvolvida por Johansen, tais como, Lucey e Voronkova (2008), Gilmore *et al.* (2008), Sulku (2010), Chaban (2010), Demian (2011), Kenourgios e Samitas (2011) e Kenourgios e Padhi (2012).

Em suma, o conceito de cointegração indica a existência de um equilíbrio a longo prazo para o qual o sistema económico converge no tempo (Harris, 1995). Daí, a interpretação de que se duas ou mais variáveis possuem uma relação de equilíbrio a longo prazo, mesmo que as séries possam conter tendências estocásticas irão mover-se conjuntamente no tempo e a proporção entre elas será estável, *i.e.*, estacionária.

Segundo Gregory *et al.*, (1996) os testes adicionais de cointegração como de Engle e Granger (1987) e de Johansen (1988, 1991), perdem a eficiência na presença de quebras estruturais. Assim, os testes de cointegração tradicionais não são suficientes para encontrar uma relação de cointegração quando existem quebras estruturais. A fim de superar esta desvantagem, Gregory e Hansen (1996 a, b) propuseram testes de cointegração que permitem quebras estruturais de vetores cointegrantes.

Os quatro modelos de Gregory e Hansen (1996 a, b) são dadas por:

Modelo 1: Mudança de nível

$$Y_t = \mu_1 + \mu_2 f_{tk} + a_1 X_t + e_t, \quad (23)$$

Modelo 2: Mudança nível com tendência

$$Y_t = \mu_1 + \mu_2 f_{tk} + \beta_{1t} + a_1 X_t + e_t, \quad (24)$$

Modelo 3: Mudança de regime com mudança de constante e inclinação

$$Y_t = \mu_1 + \mu_2 f_{tk} + \beta_{1t} + a_1 X_t + a_2 X_t f_{tk} + e_t, \quad (25)$$

Modelo 4: Mudança de regime onde a constante e o coeficientes de inclinação e tendência mudam

$$Y_t = \mu_1 + \mu_2 f_{tk} + \beta_{1t} + \beta_{2tk} + a_1 X_t + a_2 X_t f_{tk} + e_t \quad (26)$$

em que Y é a variável dependente, X a variável independente, t é o tempo, e é um termo de erro e k é a data da quebra, tal que $f_{tk} = 0$ se $t \leq k$ e $f_{tk} = 1$ se $t > k$.

A hipótese nula de não cointegração com quebras estruturais contra a hipótese alternativa de cointegração é testada através de Gregory e Hansen (1996 a, b). A data de rutura única nestes modelos é determinada endogenamente. No entanto, *a priori* nesta pesquisa trabalhar-se-á com uma quebra datada no ano de 2008, a qual foi selecionada através da aplicação do teste Lanne *et al.*, (2001, 2002), descrito anteriormente.

Uma vez analisada a cointegração pela metodologia de Gregory e Hansen (1996 a, b), separar-se-á a amostra em duas subamostras, denominadas em “Período Pré-crise” e “Pós-crise”, respetivamente. Após esta separação de períodos será testado a cointegração de Johansen a fim de captar as características de relação sem a influência da quebra estrutural identificada.

2.3 Assimetria: TAR, M-TAR e STR

No domínio financeiro, deparamo-nos frequentemente com dados que apresentam algum tipo de não linearidade. Assim, nesta pesquisa investiga-se através dos testes de assimetria TAR (*Threshold Autoregressive*), M-TAR (*Momentum Threshold*) e modelos auto-regressivos de transição suave STR (*Smooth Transition Autoregressive*, desenvolvido por Terasvirta e Anderson, 1992) a relação entre IR10Y (*Ten Years Interest Rate*) e R_{PI} (*Price Index Returns*) no que diz respeito ao comportamento assimétrico das séries.

Os fenómenos financeiros caracterizam-se por movimentos oscilatórios, os quais ocorrem em resposta a mudanças nas variáveis explicativas. Contudo, a extensão destas respostas podem ser diferentes para variações positivas e negativas de igual magnitude, (Menezes *et al.*, 2006), ou seja, choques positivos e negativos de mesma magnitude têm efeitos de magnitude diferente para cada variável. Este movimento assimétrico entre variáveis económicas/financeiras constitui um caso particular de um tipo de modelo não linear que será discutido nesta secção.

Wang e Lee (2009) consideram que testes de cointegração simétricos como é o caso do de Engle e Granger (1987), por vezes, não são confiáveis, dado que não levam em conta os ajustes assimétricos nos dados. Enders e Siklos (2001) forneceram uma alternativa ao teste de Engle e Granger (1987). Sabe-se que existe na literatura vários modelos propostos para medir relações assimétricas entre variáveis. Nesta pesquisa, pretende-se analisar a classe de modelos designados por modelos autorregressivos com limiar de mudança de regime (*Threshold AutoRegressive* ou TAR) e modelos de impulso autorregressivos com limiar de mudança de regime (*Momentum Threshold AutoRegressive* ou M-TAR) para averiguar o nível de assimetria existente na relação entre taxas de juro a longo prazo e índices bolsistas.

Enders e Siklos (2001) desenvolveram no contexto de não-estacionariedade, os testes de cointegração assimétrica usando um modelo de correção de erro modificado, desenvolvido a partir do procedimento de teste EG original. Estudos semelhantes demonstraram a existência de uma relação inversa ou assimétrica entre os agentes económicos e foram publicados por vários autores (Fama e Schwert, 1977; Fama, 1981; Pearce e Roley, 1983; Geske e Roll, 1983; Chen *et. al.*, 1986; Wahlroos e Berglund, 1986; Cozier e Rahman, 1988; Lee, 1992; Gjerde e Saettem, 1999; Siklos e Kwok, 1999; Rapach, 2001; Altay-Salih, 2003; Omrana, 2003; Abdullah e Zillur, 2010).

A relação de equilíbrio a longo prazo entre duas séries temporais X_{1t} e X_{2t} pode ser estimada através do modelo de regressão seguinte:

$$X_{1t} = c_0 + \gamma X_{2t} + v_t, \quad (27)$$

onde v_t é uma perturbação aleatória que, em princípio, está autocorrelacionada. O parâmetro γ indica a magnitude do ajustamento de X_{1t} a variações ocorridas em X_{2t} e mede a elasticidade de longo prazo entre as duas variáveis quando elas são medidas em termos logarítmicos. Se $\gamma < 1$ as mudanças ocorridas em X_{2t} não são completamente transmitidas para X_{1t} e por aí adiante.

Já nos modelos de transmissão assimétrica o interesse centra-se no comportamento assimétrico da variável residual v_t , pelo que após a estimação do modelo estático dado por (27) importa, num segundo passo, obter a estimativa OLS de ρ no seguinte modelo dinâmico:

$$\Delta v_t = \rho v_{t-1} + e_t, \quad (28)$$

onde e_t é ruído branco e se utilizam os resíduos da equação (27) para estimar a equação (28). A convergência do modelo fica assegurada se $-2 < \rho < 0$ o que significa que, neste caso, a equação (27) é um atrator tal que v_t pode ser escrito na forma de um modelo de correção do erro (Enders e Siklos, 2001).

A equação (28) pode ser estimada alternativamente de maneira a permitir levar em consideração diferentes processos de ajustamento para variações positivas e negativas, como segue:

$$\Delta v_t = I_t \rho_1 v_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 v_{t-1} + e_t, \quad (29)$$

onde ρ_1 e ρ_2 representam os efeitos na variação de v_t provocados por variações positivas e negativas no sistema. I_t representa a função indicadora de *Heaviside*, e é especificado como segue:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{se } \xi_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{se } \xi_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (30)$$

Fazendo na equação (30) $\xi_{t-1} = v_{t-1}$, então, o modelo (29) designa-se de TAR. Este modelo avalia a existência de mecanismos de correção do erro diferentes para valores positivos e negativos de v_t . Uma condição suficiente para a estacionariedade de v_t é $-2 < (\rho_1, \rho_2) < 0$. Se $\rho_1 = \rho_2$, então, temos um caso particular de (29) em que o ajustamento é simétrico e a equação (29) reduz-se à equação (28). Note-se que, dada a necessidade de garantir que e_t seja um processo ruído branco, as expressões (28) e (29) podem também conter valores desfasados de Δv_t , sendo o número ótimo de desfasamentos determinado por um critério de informação adequado. Quando v_{t-1} se situa acima do seu valor de equilíbrio de longo prazo, o ajustamento é dado por $\rho_1 v_{t-1}$; ao contrário, quando v_{t-1} se situa abaixo do seu valor de equilíbrio de longo prazo, o ajustamento é dado por $\rho_2 v_{t-1}$.

Se na equação (30), $\xi_{t-1} = \Delta v_{t-1}$, então, o modelo (29) designa-se por M-TAR. Este modelo leva em consideração o facto da variação de v_t depender da mudança ocorrida no período anterior, v_{t-1} . As restantes condições do modelo TAR aplicam-se igualmente ao caso do modelo M-TAR. Os modelos TAR e M-TAR são casos particulares de uma classe de modelos não lineares denominada na literatura de Modelos de Mudança de Regime (*Regime Switching Models*), nos quais o limiar de mudança de regime e o número de desfasamentos do processo podem ser determinados ou de forma endógena (como o modelo SETAR e STAR) ou de modo exógeno (como o TAR e M-TAR). Primeiramente, interessa analisar os comportamentos dos choques, distinguindo-os entre positivos e negativos, sendo adequados e suficientes os testes TAR e M-TAR.

O modelo TAR é responsável por captar os movimentos assimetricamente profundos na série dos desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo, enquanto que o M-TAR é responsável por captar eventuais movimentos assimetricamente abruptos nessa série (Enders e Granger, 1998).

O comportamento no modelo TAR pode ser analisado pelos ρ 's: se tivermos $-1 < \rho_1 < \rho_2 < 0$, logo, a fase negativa de v_t tenderá a ser mais persistente do que a fase positiva. Por outro lado, se no modelo M-TAR tivermos $|\rho_1| < |\rho_2|$, então, o modelo exhibe uma queda pequena para Δv_{t-1} positivos, mas uma queda substancial para Δv_{t-1} negativos, ou seja, os acréscimos tendem a persistir ao longo do tempo, mas os decréscimos tendem a reverter rapidamente para o atrator.

Assim, pode testar-se os coeficientes estimados e os resíduos do modelo, confirmando a validade do modelo de correcção do erro estabelecido em (28) e, desta forma, inferir se o ajustamento é simétrico ou não. Os testes sobre os coeficientes estimados são descritos como se segue:

(1) $H_0: \max(\rho_1, \rho_2) = 0$, para o qual se obtêm os valores amostrais da estatística t ;

(2) $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$, para o qual se obtêm os valores amostrais da estatística F .

A restrição de que o ajustamento é simétrico ($\rho_1 = \rho_2$) pode também ser testada com base na estatística F usual. Para avaliar o nível de significância dos testes (1) e (2), as variáveis na equação de longo prazo tem de ser estacionárias, para que os valores críticos das distribuições t e F sejam válidos. Neste caso, podem ser utilizados os valores críticos das distribuições assintóticas descritos por Ender e Granger (1998) e Enders e Siklos (2001) para determinar se a hipótese nula de não cointegração pode ser rejeitada (testes (1) e (2)). Se for rejeitada, então, é possível testar a existência de ajustamento assimétrico usando os valores críticos da distribuição F , dado que ρ_1 e ρ_2 convergem, neste caso, para uma distribuição normal multivariada (Enders e Granger, 1998).

Nota-se que as transições de regime sofridas pelas séries possuem características diferentes, ou seja, podem ser abruptas e avaliadas pelo modelo TAR proposto inicialmente por Tong (1978) ou com uma transição suave, caso em que deverá ser usado modelo STR. Este último modelo é aperfeiçoado em 1994 por Teräsvirta. O modelo STAR é uma generalização do modelo SETAR com dois regimes incorporando uma transição suave entre eles (Para uma revisão ver Teräsvirta, 1994).

Os modelos autorregressivos com transição suave (STR), dividem-se em modelos autorregressivos com transição suave logística (LSTR) e modelos autorregressivos com transição suave exponencial (ESTR). Os STR englobam o caso linear e autoregressivo com limiar TAR, daí a flexibilidade ser uma das principais vantagens perante os outros modelos não lineares. Outra vantagem na utilização dos modelos de transição suave é especificar a

variável de transição, no qual seu limiar não é rígido entre os regimes, ou seja, permitem analisar comportamentos distintos em cada estado do regime.

A metodologia para o modelo STR (Teräsvirta e Anderson, 1992) é definida como segue:

$$y_t = \phi' Z_t + \theta' Z_t G(\gamma, C, S_t) + e_t$$

$$= [\phi + \theta G(\gamma, C, S_t)]' Z_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (31)$$

onde $e_t \sim iid(0, \sigma^2)$; $Z_t = (w_t', x_t')$ é um vetor de variáveis explicativas definidas. $\phi = (\phi_0, \phi_1, \dots, \phi_m)'$ e $\theta = (\theta_0, \theta_1, \dots, \theta_m)'$ são vetores de parâmetros de dimensão $(m+1)*1$, respectivamente da parte linear e da parte não linear do modelo. A segunda expressão indicada anteriormente permite interpretar o modelo como um modelo linear com coeficiente estocástico: $\phi + \theta G(\gamma, C, S_t)$. A função de transição $G(\gamma, C, S_t)$ é uma função contínua limitada, geralmente definida entre 0 e 1. Neste caso, os parâmetros do modelo variam entre ϕ e $\phi + \theta$ respetivamente.

A função $G(\gamma, C, S_t)$ depende da variável contínua de transição S_t ; esta variável pode ser estocástica ou determinística. A variável S_t pode ser um elemento de Z_t ou uma combinação linear de variáveis estocásticas. No caso determinístico pode ser a tendência linear. γ determina a forma e o declive da função de transição e a velocidade de transição de um regime para outro. O vetor $C = (C_1, \dots, C_k)'$ é um vetor de localização, que indica onde as transições ocorrem, com $C_1 \leq \dots \leq C_k$.

Na expressão (32) e (33) são consideradas duas funções de transição diferentes. A primeira é a função logística (LSTR) genérica definida como se segue:

$$G(\gamma, C, S_t) = \left(1 + \exp \left\{ -\gamma \prod_{k=1}^k (S_t - C_k) \right\} \right)^{-1}, \quad \gamma > 0 \quad (32)$$

A escolha do valor de k mais utilizados são $k = 1$ e $k = 2$, obtendo o modelo logístico de primeira e segunda ordem respetivamente. Com $k = 1$, obtém-se o denominado modelo de transição logístico de primeira ordem (LSTR1), com função de transição $G(\gamma, C, S_t) = \left(1 + \exp \left\{ -\gamma (S_t - C) \right\} \right)^{-1}, \gamma > 0$. O modelo logístico de segunda ordem (LSTR2) com função de transição $G(\gamma, C, S_t) = \left(1 + \exp \left\{ -\gamma (S_t - C_1)(S_t - C_k) \right\} \right)^{-1}, \gamma > 0, C_1 \leq C_k^3$, e a segunda é uma função exponencial (ESTR), dada por

³ $\gamma > 0$ e $C_1 \leq C_2$ são restrições de identificação.

$$G(\gamma, C, S_t) = 1 - \exp[-\gamma(S_t - C)^2], \quad \gamma > 0. \quad (33)$$

γ é responsável pelo grau de suavidade da função de transição e c representa o limiar entre os dois regimes.

As especificações do modelo STR seguem 3 passos, como discutido em Teräsvirta (1990 a). Em primeiro lugar, especifica-se um modelo linear AR(p) para a série, utiliza-se os critérios de seleção ou penalizadores apropriados AIC (Akaike, 1974) e/ou SBC (Schwarz, 1978) para selecionar o número de *lags*. Como estes critérios levam em consideração o número de parâmetros utilizados na modelação, eles são denominados de critérios penalizadores (Maddala, 1992). Algebricamente, esses critérios são definidos como:

$$AIC = -2(l/T) + 2(k/T) \quad (34)$$

$$SBC = -2(l/T) + k \log(T)/T \quad (35)$$

em que T é o tamanho da amostra; l é o valor da função de *log* verosimilhança e k é o número de parâmetros estimados.

A aplicação de um teste aos resíduos do modelo AR(p) é importante, tendo em vista que a autocorrelação omitida pode também ser a causa da rejeição da hipótese de linearidade. Neste caso, o teste de linearidade é enviesado em relação à rejeição se o modelo verdadeiro é linear, pois o teste também tem poder contra os resíduos serialmente correlacionados (Teräsvirta e Anderson, 1992).

Separadamente e após optar pelo melhor modelo AR(p), tendo em vista os critérios apropriados, obtém-se os resíduos $\hat{\mu}_t$ e estima-se a seguinte regressão auxiliar:

$$\hat{\mu}_t = \tilde{\beta}_0 + \tilde{\beta}_1 w_t + \sum_{j=1}^p \tilde{\beta}_{2j} y_{t-j} y_{t-d} + \sum_{j=1}^p \tilde{\beta}_{3j} y_{t-j} y_{t-d}^2 + \sum_{j=1}^p \tilde{\beta}_{4j} y_{t-j} y_{t-d}^3 \quad (36)$$

A regressão auxiliar (36) é estimada para diversos valores do parâmetro d , tendo uma estrutura em y_{t-j} , baseada no AR(p). Para cada uma das estimações, realiza-se o teste com hipótese nula de linearidade, dada por: $H_0 = \tilde{\beta}_{2j} = \tilde{\beta}_{3j} = \tilde{\beta}_{4j} = 0$ para $j = 1, \dots, p$.

Caso a hipótese nula seja rejeitada, pode-se concluir através do teste LM, para um dado nível de significância, que a série segue uma dinâmica dada pelo modelo STR. O teste proposto é executado de acordo com o número de valores assumidos pelo parâmetro d .

Teräsvirta (1994) propõe que o valor do parâmetro d seja igual àquele que minimiza o *p-value* do teste de linearidade, ou seja, escolhe \hat{d} tal que $p_T(d) = \min_{1 \leq d \leq D} p_T(d)$ (ver em Teräsvirta 1994, p. 211).

Por fim, rejeitada a hipótese de linearidade e determinado o valor do parâmetro d , realiza-se um novo teste que irá especificar se a função de transição é exponencial ou logística. A regressão em que serão testadas as hipóteses nulas é a mesma do passo anterior, sendo estimado a partir do parâmetro \hat{a} selecionado. Utilizando o teste F , a sequência de hipóteses é dada por:

$$\begin{aligned}
 H_{04} : \tilde{\beta}_{4j} &= 0 \\
 H_{03} : \tilde{\beta}_{3j} = 0 \mid \tilde{\beta}_{4j} &= 0 \quad \text{para } j = 1, \dots, p. \\
 H_{02} : \tilde{\beta}_{2j} = 0 \mid \tilde{\beta}_{3j} = \tilde{\beta}_{4j} &= 0
 \end{aligned} \tag{37}$$

Começa-se por testar H_{04} . Caso esta hipótese seja rejeitada, opta-se pelo modelo LSTR, caso contrário, o modelo a ser escolhido é o ESTR. Rejeitando-se H_{04} e não rejeitando H_{03} , há mais evidências a favor do LSTR. Não rejeitando H_{04} e rejeitando-se H_{03} , deve-se optar pelo ESTR. E, finalmente, não rejeitando H_{04} e H_{03} e rejeitando-se H_{02} deve-se optar pelo modelo LSTAR. No caso das três hipóteses serem rejeitadas, opta-se pelo LSTR. Quando H_{04} e H_{02} são rejeitadas com p -value menor do que H_{03} , na situação oposta opta-se pelo ESTR. Após a especificação da função de transição, estima-se o modelo através do método dos mínimos quadrados não-lineares. Os critérios utilizados são o AIC e SBC. Se necessário, subtraem-se os *lags* estatisticamente não-significativos da estrutura linear e não linear do modelo de modo a que o torne mais parcimonioso.

Várias explicações têm sido propostas para o efeito assimétrico das séries temporais financeiras. Uma delas é designada por *volatility feedback effect* que se baseia na ideia de que quando a volatilidade de um ativo aumenta, o seu risco é maior, conseqüentemente, aumenta a rendibilidade esperada desse ativo. Assim, pode explicar-se que o aumento da volatilidade antecede a queda do preço. Outra explicação assenta na especulação do mercado, ou seja, o efeito assimétrico deve-se à prática de investidores venderem os seus títulos quando o mercado está a cair. Este comportamento, além de conduzir uma queda mais drástica do preço, faz também aumentar a volatilidade.

2.4 Volatilidade e Persistência

Os modelos discutidos na secção anterior são importantes para analisar as relações das variáveis envolvidas nesta pesquisa num contexto de quebras estruturais. A pesquisa centra-se na relação entre taxas de juro e os índices bolsistas no contexto de instabilidade no mercado

ou, efetivamente, crise financeira. Pretende-se com isto, responder às seguintes questões: Qual o efeito que as taxas de juro causam nos índices bolsistas? Qual o efeito desta alavancagem? Assim a motivação para usar os modelos a seguir descritos, reside na sua capacidade de modelar os efeitos destas variações.

Em particular investigaremos os efeitos de choques resultantes da crise de 2008 sobre a volatilidade dos mercados de ações e de taxas de juro, já que a volatilidade pode ser vista como uma medida de risco dependente do tempo. Nesse contexto, a modelação de fenómenos financeiros pode melhorar a eficiência na estimativa dos parâmetros e na precisão das previsões. De igual modo, os modelos podem ser também utilizados para avaliar com mais precisão o nível de assimetrias na volatilidade ao longo do tempo. A este nível os principais objetivos do presente estudo é investigar a mudança na volatilidade entre as taxas de juro a longo prazo no mercado bolsista, analisar qual o seu efeito, tendo uma visão global dos mercados durante os períodos de grande volatilidade. E até que ponto uma quebra estrutural provocada por uma crise financeira de grandes proporções e a variação das taxas de juro afetam o comportamento da volatilidade nestes mercados. Desde o Prémio Nobel de Economia recebido por Engle em 2003, pela sua contribuição com métodos estatísticos de modelação e previsão da volatilidade de séries financeiras, os modelos da família ARCH têm sido amplamente divulgados, ampliados e utilizados com diferentes propósitos. O modelo GARCH é uma extensão do modelo ARCH original que foi aperfeiçoado no sentido de ultrapassar algumas limitações que apresentavam. O modelo GARCH, ou *Generalized ARCH*, foi proposto de forma independente por Bollerslev (1986) e Taylor (1987) para permitir não só especificações mais parcimoniosas da variância condicionada, mas também para flexibilizar a estrutura dos desfasamentos do modelo. Logo, um modelo GARCH de ordem reduzida possui as mesmas propriedades de um processo ARCH de ordem mais elevada, mas sem os problemas inerentes à estimação de um número elevado de parâmetros sujeitos às restrições de não-negatividade (Engle e Bollerslev, 1986).

Não obstante as diversas aplicações de que foi alvo, Cont (2007) argumenta que os modelos GARCH foram os primeiros a descrever a existência de *clusters* na volatilidade. Acrescenta ainda que os modelos GARCH(1,1) sobre as rendibilidades, costumam gerar restrições próximas de um, sendo por isso, o agrupamento da volatilidade às vezes denominado de efeito GARCH. No entanto, importa referir que o agrupamento dos níveis de volatilidades é uma propriedade não paramétrica e não intrinsecamente ligada à especificação GARCH.

A sua dedução é semelhante à extensão do processo $AR(p)$ para o processo mais

abrangente ARMA(p, q). O que diferencia um GARCH de ordens p e q , denotado por GARCH(p, q), é o facto de a variância condicionada ser descrita não só a partir do quadrado dos resíduos passados, como acontece no modelo ARCH, mas também em função dos valores passados da própria variância condicionada, ou seja,

$$\sigma^2 = w + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2, \quad (38)$$

onde p e q são, respetivamente, os defasamentos máximos para o quadrado dos erros e para a variância condicionada impondo-se as condições suficientes de desigualdade $w \geq 0$; $\alpha_i \geq 0$ ($i = 1, 2, \dots, q$) e $\beta_i \geq 0$ ($i = 1, 2, \dots, p$) para garantir que σ_t^2 seja estritamente positiva com probabilidade 1. Se $p = 0$, então temos um GARCH($0, q$) que se reduz a um processo ARCH(q). No caso particular em que $p = q = 0$, a inovação ε_t é um processo de ruído branco (média zero e variância constante).

Assim como no modelo ARCH(q) também, neste caso, é possível descrever σ_t^2 com base no polinómio de defasamentos L , donde vem:

$$\sigma_t^2 = w + \alpha(L) \varepsilon_t^2 + \beta(L) \sigma_t^2 \quad (39)$$

com $\alpha(L) = \alpha_1 L + \dots + \alpha_q L^q$ e $\beta(L) = \beta_1 L + \dots + \beta_p L^p$.

Alternativamente, se as raízes de $1 - \beta(L) = 0$ se situarem fora do círculo unitário, a equação pode ser representada como uma função dos defasamentos dos valores passados de ε_t^2 's, dada por:

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 &= w(1 - \beta(1))^{-1} + \alpha(L) (1 - \beta(L))^{-1} \varepsilon_t^2 \\ &= w(1 - \sum_{i=1}^p \beta_i)^{-1} + \sum_{i=1}^{\infty} \delta_i \varepsilon_{t-i}^2, \end{aligned} \quad (40)$$

revelando que um processo GARCH(p, q) corresponde a um processo ARCH de dimensão infinita, ou seja, ARCH(∞). Note-se que os parâmetros δ_i 's obtêm-se através da expansão da série de potência $\lambda(L) = \alpha(L)(1 - \beta(L))^{-1}$,

$$\sigma_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \beta_j \delta_{i-j}, \quad i = 1, \dots, q \quad (41)$$

$$\delta_i = \sum \beta_j \delta_{i-j}, \quad i = q+1, \dots, \quad (42)$$

onde $n = \min\{p, i-1\}$. Verifica-se assim que se $\beta(L) < 1$, o coeficiente δ_i 's decresce sempre que i assume valores superiores a $m = \max\{p, q\}$. Neste caso, a variância condicionada é em grande parte influenciada pela variabilidade relativa aos períodos mais recentes. Por outro lado, se $\lambda(L) < 1$, então, o processo GARCH (p, q) pode ser aproximado por um processo ARCH(q) para valores suficientemente elevados do defasamento de q .

Os modelos ARCH e GARCH são modelos simétricos. Em certos casos, a volatilidade pode responder com magnitude distinta em relação a choques positivos e negativos de igual valor em módulo, este efeito é denominado de alavancagem. Os modelos ARCH e GARCH não incorporam o efeito dos sinais das rendibilidades sobre a volatilidade, pois a equação da variância é quadrática. Como já mencionado, após a criação do modelo ARCH realizado por Engle, Bollerslev (1986) estendeu o modelo ARCH incorporando, na equação do segundo momento, a variância condicionada desfasada. A partir do modelo GARCH diversas variantes surgiram, tais como, modelos EGARCH, IGARCH e FIEGARCH. Assim, pretende-se fazer previsões da volatilidade e uma análise do seu comportamento nos mercados bolsistas internacionais através do modelo EGARCH que é capaz de captar o impacto de choques na volatilidade, levando em conta a assimetria dos dados. Os modelos IGARCH e FIEGARCH são capazes de captar a persistência de choques. Estes tendem a persistir por um longo intervalo de tempo na variância condicionada, como é demonstrado por Ding *et al.*, (1993).

2.4.1 Modelo EGARCH

Embora a formulação GARCH apresente melhorias significativas relativa aos modelos ARCH, não é porém capaz de captar o efeito assimétrico devido ao fato de assumir que choques positivos e negativos da mesma magnitude produzem o mesmo efeito na volatilidade. Nelson (1991) propôs o modelo EGARCH (Exponential GARCH), que permite captar o efeito de assimetria a partir de $\gamma < 0$, onde choques positivos geram menor volatilidade do que choques negativos. O objetivo é determinar quanto o mercado diferencia um efeito positivo de um negativo sobre a volatilidade.

Nelson (1991) defende que o modelo EGARCH, vem superar as limitações do modelo ARCH e GARCH, no que tange à incapacidade para detetar relações assimétricas entre σ^2 e u_{t-1} . Uma outra restrição referida pelo mesmo autor, é a restrição de não-negatividade dos parâmetros do modelo ARCH: $w > 0$ e $\alpha_i \geq 0$ para $i=1, \dots, q$ de modo que σ_t^2 permaneça positivo para todo o período amostral.

O modelo EGARCH pode ser escrito na seguinte forma:

$$\ln(\sigma_t^2) = w + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left[\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \sum_{j=1}^q \beta_j \ln(\sigma_{t-j}^2), \quad (43)$$

onde w , α_i , γ e β_j são considerados parâmetros constantes ao contrário do que acontece no modelo GARCH, visto que neste modelo não é necessário impor a restrição da não-negatividade da variância condicionada. A interpretação destes parâmetros é idêntica à do modelo GARCH(p, q). O modelo é assimétrico devido à presença no modelo do termo $\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}}}$ associado ao parâmetro γ . Este parâmetro permite testar não só a presença de efeitos assimétricos como também do efeito de alavanca. Se $\gamma \neq 0$ assegura-se impactos assimétricos e se $\gamma < 0$ existe efeito de *leverage*.

Bentes e Menezes (2007) salientam que os efeitos assimétricos tanto na média como na variância, tornam o comportamento das séries financeiras um processo complexo que é difícil de ser captado por modelos lineares. Um dos factos estilizados em finanças é que a volatilidade dos mercados, após choques negativos, é maior do que a volatilidade após choques positivos. No mercado financeiro, é frequentemente observado que descidas das cotações são normalmente seguidas de volatilidades mais altas ao contrário do que acontece quando os preços registam subidas.

Estudos realizados por Enders e Granger (1998) e Teräsvirta e Anderson (1992), entre outros, encontraram evidências favoráveis na presença de ajustamentos assimétricos.

Os vários estudos em econometria financeira sugerem o uso destes modelos não-lineares para compreender e modelar também a atitude dos investidores em relação ao risco e rendibilidades esperado. Engle (2003) diz que a teoria da volatilidade dinâmica é necessária, e é preenchida pelos modelos ARCH e suas extensões mostram também vários benefícios para a formulação de um modelo dinâmico de volatilidade, como a estimação dos parâmetros ótimos por probabilidades máximas, a inserção de variáveis relevantes no modelo, o teste das causas da volatilidade, entre outros. Estes modelos contemplam o estudo em finanças do binómio risco/rendibilidade usando dados diários ou até mesmo intradiários.

Conforme referido anteriormente, este estudo visa dar uma contribuição para a literatura existente recorrendo a um modelo de mistura STR-EGARCH que, adicionalmente, incorpora efeitos de persistência no regressor endógeno.

Tendo em conta que o modelo EGARCH assume que a variância condicionada tem memória curta, vamos adotar a metodologia proposta por Bentes e Menezes (2013), no sentido de reduzir os efeitos adversos do modelo EGARCH no que respeita ao fenómeno da persistência presente no comportamento da volatilidade dos mercados bolsistas, independentemente da ocorrência de crises económicas. É expectável que o modelo de

mistura agora proposto melhora a performance preditiva da volatilidade dos mercados bolsistas. Deste modo, estimar-se-á um modelo EGARCH com base nos resíduos do modelo STR e um conjunto de cinco variáveis *dummy* que assumem o valor 1 em cada um dos anos pós-crise (2008-2013).

Com base nesta metodologia, reescrevemos (43), como segue:

$$\ln(\sigma_t^2) = w + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left[\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \sum_{j=1}^q \beta_j \ln(\sigma_{t-j}^2) + \delta(\Delta X_t) \quad (44)$$

onde $X_t = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ representa o conjunto de variáveis *dummy* que assumem o valor 1 em cada um dos anos pós-crise (2008-2013). Assim, a equação da variância é dada por um modelo STR-EGARCH, onde $\ln(\sigma_t^2) = \beta_i \ln \sigma_{t-i}^2 + \delta X_t$ e $\beta \cong 1$. O processo de estimação obedece aos seguintes passos: 1) estimar a Eq. (44); 2) reestimar a Eq. (44) se $\delta \neq 0,999$ e verificar se os β se alteraram; 3) caso não hajam alterações, obter as previsões; 4) havendo alterações, recalculamos os coeficientes das *dummies* utilizando os novos valores de β . Estas modificações visam corrigir duas características potencialmente problemáticas dos dados financeiros: endogeneidade e persistência. No nosso caso, o modelo EGARCH corrigido será designado por EGARCH*.

Para modelar a persistência na variância, na próxima secção será descrito o modelo IGARCH (*integrated generalized autoregressive conditional heteroscedastic models*).

2.4.2 Modelo IGARCH

O modelo IGARCH, proposto por Engle e Bollerslev (1986), assume persistência infinita. Por outras palavras, este modelo capta apenas processos $I(1)$ na variância condicionada que pressupõe memória infinita. Ao contrário, os ARCH, GARCH e EGARCH assumem que a variância condicionada possui memória curta ou finita, pelo que os efeitos de um choque na volatilidade dissipam-se completamente ao fim de algum tempo. Por exemplo, no modelo GARCH(1, 1) a condição $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ garante a estacionariedade do processo e um choque na variância condicionada pressupõe que os choques decrescem a uma taxa geométrica. Davidson (2004) mostra que a amplitude do modelo GARCH(1, 1) é medido por

$\sum_{i=1}^{\infty} \lambda_i = \frac{\alpha_1}{(1 - \beta_1)}$, que determina o quão grandes são as variações na variância condicionada. No

caso em que $\alpha_1 + \beta_1 = 1$, no modelo GARCH e EGARCH existe uma raiz unitária no

polinómio autorregressivo e a memória do processo é infinita. Neste caso, os efeitos de um choque tornam-se permanentes e o processo é persistente.

Engle e Bollerslev (1986) propuseram o modelo IGARCH(p, q) para lidar com o fenómeno da persistência ou memória longa na volatilidade.

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

$$\sigma_t^2 = w + (1 - \beta_1)\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1\sigma_{t-1}^2, \quad (45)$$

onde $0 \leq \beta_1 \leq 1$ e $\alpha_1 + \beta_1 = 1$. Este modelo também pode ser escrito utilizando o operador de defasamento L :

$$[1 - \alpha(L) - \beta(L)](1 - L)\varepsilon_t^2 = w + [1 - \beta(L)]v_t \quad (46)$$

Como é sabidamente reconhecido, os mercados financeiros estão periodicamente sujeitos a choques, como é o caso das crises financeiras. Este tipo de choques pode causar quebras abruptas na variância não condicionada das rendibilidades o que equivale a quebras estruturais nos parâmetros dos processos GARCH. Tais choques são susceptíveis de influenciar o grau de persistência da volatilidade estimada (Charles e Darné, 2014).

No sentido de modelar o comportamento dos efeitos assimétricos e de persistência na volatilidade descreve-se na próxima secção o modelo FIEGARCH, desenvolvido para incorporar simultaneamente estes dois efeitos na variância condicionada.

2.4.3 Modelos FIEGARCH

Os modelos lineares de previsão englobam os modelos de memória curta representados pelos modelos ARIMA. Para a modelação da dependência a longo prazo na média condicionada é utilizada a especificação ARFIMA que preenche a lacuna do comportamento de persistência a curto prazo quando o parâmetro de diferenciação fracionária permite modelar a dependência a longo prazo. (ver em Bollerslev e Mikkelsen, 1996, p. 158)

Estudos realizados por Ding *et al.*, (1993) e Harvey (1993) registam a presença de memória longa nas autocorrelações dos quadrados das rendibilidades de séries de preços de ações financeiras. Estes efeitos do choque podem levar algum tempo até decair.

Baillie *et al.*, (1996) introduziram o modelo FIGARCH, com o objetivo de desenvolver uma classe mais flexível de processos para a variância condicionada, que são capazes de explicar e representar as dependências temporais, observadas na volatilidade do mercado financeiro.

Os modelos IGARCH e EGARCH expostos nas secções 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. Se $\alpha_1 + \beta_1 = 1$, neste caso os efeitos de um choque tornam-se permanentes e existe uma raiz unitária no polinómio autorregressivo e a memória do processo é infinita. Bollerslev e Mikkelsen (1996) propuseram um modelo novo designado de *Fractionally Integrated Exponential GARCH* (FIGARCH) com o intuito de assegurar a positividade da variância condicionada.

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

$$\sigma_t^2 = (\sigma_t^2 - \varepsilon_t^2) + (1-L)^{-d} \left[\alpha_0 - (\sigma_t^2 - \varepsilon_t^2) + \beta_1 (\sigma_{t-1}^2 - \varepsilon_{t-1}^2) \right] \quad (47)$$

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

$$\left[1 - \alpha(L) - \beta(L) \right] (1-L)^d \varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \left[1 - \beta(L) \right] v_t \quad (48)$$

Note-se que a expressão (48) é um caso geral de (37) e de (43). De facto, fazendo em (48) $d = 0$, temos a equação da variância (37). Se $d = 1$ temos a equação da variância (43).

O GARCH(p, q) e o IGARCH(p, q) são, portanto, casos particulares do FIGARCH(p, d, q), onde $0 \leq d \leq 1$.⁴

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 $d = 1$, existe uma infinidade de situações intermédias que podem variar ao longo do tempo. Por exemplo, num determinado contexto, um dado processo pode ter memória mais curta, mas essa memória torna-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 adaptando-se aos novos contextos. É o caso da crise de 2008, conforme veremos neste estudo.

O fenómeno da persistência ou memória longa é particularmente evidente na volatilidade dos mercados bolsistas, independentemente, da ocorrência ou não de crises económicas prolongadas. Mandelbrot (1963) afirma que "... grandes mudanças tendem a ser

⁴ Para mais 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).

seguidas por grandes mudanças, qualquer que seja o sinal, e pequenas mudanças tendem a ser seguidas por pequenas mudanças...”, *i.e.*, de períodos de grande volatilidade serem seguidos por outros períodos de grandes oscilações. Os *clusters* de volatilidade mostram esta situação. Isto implica que o mercado não responde à informação imediatamente mas reage ao longo do tempo. Esta reação vai sendo assimilada ao longo de um período de tempo. A duração do período de assimilação determina o grau de persistência, ou seja, a persistência consiste numa significativa dependência presente na série mesmo para *lags* distantes. Não havendo um retorno à situação de “equilíbrio”, diz-se que a persistência é infinita, o que acontece, quando $d = 1$.

Alguns autores como Ding *et al.*, 1993, Breidt *et al.*, 1998, Grau-Carles, 2000 e Di Matteo *et al.*, 2003 consideram que o fenómeno da memória longa tende a ser mais típico nos mercados menos desenvolvidos. Assim, quanto menos desenvolvido for o mercado, maior será a tendência para exibir memória longa. Contudo, o grau de persistência ou memória longa num determinado mercado varia ao longo do tempo.

A memória longa pode ser detetada a partir do comportamento da função de autocorrelação da série temporal. Se as observações equidistantes no tempo estiverem ainda fortemente correlacionadas, então, a função de autocorrelação decai a uma taxa relativamente lenta. Tal característica pode revelar que a série apresenta dependência de longa duração no domínio temporal. Tratando-se de uma série temporal estacionária, diz-se que ela exibe memória longa se a função de autocorrelação ρ_k , no *lag* k , satisfizer a relação:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\rho_k}{ck^{-\alpha}} = 1 \Rightarrow \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=-n}^n |\rho_k| = \infty \quad (49)$$

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

$$|\rho_k| \leq cr^{|k|} \quad (50)$$

onde $k > 0$ e $0 < r < 1$. Existe uma relação direta entre o expoente de Hurst H e α na expressão (49) dada por (ver, *e.g.*, Beran, 1994) $0.5 < H < 1 \Rightarrow \alpha = 2 - 2H$, que caracteriza a memória longa. 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.

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 qualquer outra mais adequada ao contexto. No caso da função de distribuição *gaussiana*, o logaritmo da função de verosimilhança L é dado por:

$$\ln L(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left[\ln(2\pi) + \ln(\sigma_t^2) + \left(\frac{\varepsilon_t}{\sigma_t} \right)^2 \right] \quad (51)$$

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

O modelo FIEGARCH (p, d, q), além da assimetria (parte vinda do processo EGARCH) levam em conta a longa dependência da volatilidade, é dado por:

$$\ln(\theta_t) = w + \frac{\alpha(B)}{\beta(B)(1-B)^d} g(z-1), \quad (52)$$

para todo $t \in z$. Em que w pertence aos reais, $\{z\}_{t \in z}$ são variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas com média zero e variância um. $\{z\}_{t \in z}$ e $g(\cdot)$ é a função que denota o impacto de informação.⁵

No presente capítulo pretendeu-se ilustrar as questões mais prementes que atualmente se colocam ao nível da globalização, contágio e a volatilidade dos mercados financeiros, a fim de complementar a análise e cumprir com objetivo proposto nessa tese.

⁵ A função $g(\varepsilon_t) = \begin{cases} (\theta + \gamma)\varepsilon_t - \gamma E(|\varepsilon_t|), & \text{se } \varepsilon_t \geq 0 \\ (\theta + \gamma)\varepsilon_t - \gamma E(|\varepsilon_t|), & \text{se } \varepsilon_t \leq 0 \end{cases}$, em que γ representa o parâmetro de assimetria do modelo e θ

um parâmetro real. O operador $(1-B)^d$ é definido pela expressão $(1-B)^d = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(k-d)}{\Gamma(k+1)\Gamma(-d)} B^k$ sendo $\Gamma(\cdot)$ a função gamma.

3. Dados e Caracterização das Variáveis

3.1. Descrição dos Dados

No capítulo que agora se inicia, apresentam-se os índices a estudar. Em seguida, procede-se ao estudo da sua evolução temporal e à análise das medidas de estatística descritiva das rendibilidades dos índices considerados. Outra questão igualmente focada diz respeito à estacionariedade/não estacionariedade das sucessões cronológicas tendo-se realizado para o efeito os testes ADF e KPSS para testar a estacionariedade das séries em estudo e os testes de raízes unitárias com quebras estruturais: CUSUM, Lanne *et al.*, (2001, 2002) e Lee e Strazicich (2003).

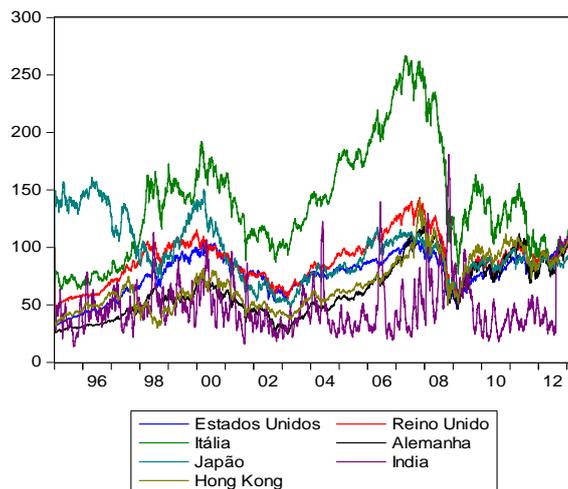
Com vista à análise do comportamento da volatilidade em ambiente de crise financeira e no sentido de proceder as comparações internacionais, recolheram-se, a partir da base de dados *DataStream*, as séries diárias dos índices de preços dos seguintes mercados bolsistas: Estados Unidos (S&P500), Reino Unido (FTSE100), Itália (MIB), Índia (CNX 500), Japão (NIKKEI225), Hong Kong (HANG SENG) e Alemanha (DAX30). Foram também recolhidas as séries das taxas de juro a dez anos das obrigações do tesouro relativas aos mesmos mercados acima identificados. Os dados foram recolhidos no período entre 02 de janeiro de 1995 e 29 de março de 2013, totalizando 4761 observações. As séries recolhidas consideram cinco dias por semana, tendo todas as séries diárias de índices bolsistas sido convertidas para a base 100, calculando-se em seguida as rendibilidades com base nas primeiras diferenças das séries de preço logaritimizadas. Toda a análise foi efetivada com recursos aos softwares Eviews, JMulti, WinRats e OxMetrics.

A escolha dos mercados acima identificados deveu-se, por um lado, ao facto de alguns pertencerem ao grupo de economias que podem alcançar maior participação e importância no cenário internacional, com características diversificadas. Os Estados Unidos têm o maior e mais influente mercado financeiro mundial, o Reino Unido dentro do espaço Europeu, possui a terceira maior economia, ficando atrás apenas da Alemanha e França. A Itália tem uma economia industrial diversificada onde o norte do país é desenvolvido e industrializado, mas o sul, menos desenvolvido, é basicamente agrícola e dependente de subsídios públicos. A economia do Japão é considerada a terceira maior do mundo se considerarmos o seu produto interno bruto (PIB) nominal, em que o PIB nominal - diz respeito ao valor do PIB calculado a preços correntes, ou seja, no ano em que o produto foi produzido e comercializado. A Índia é

um dos principais mercados emergentes. O desenvolvimento económico indiano tem-se desenvolvido rapidamente nos últimos anos, mas em contraponto há uma parcela muito grande da população que vive abaixo da linha de pobreza. Para além disso, atualmente, o desenvolvimento económico indiano está entre um dos maiores do mundo. Todavia, a débil infraestrutura, a demasiada burocracia, as altas taxas de juro, entre outros, inibem a economia, impedindo a exploração plena do seu potencial. Hong Kong, é um dos maiores centros financeiros mundiais. Espera-se que a diversidade que caracteriza estes mercados, permita verificar até que ponto os índices bolsistas respetivos são influenciados pela estrutura temporal das taxas de juro como uma variável na mudança de regime, ou seja, verificar se os resultados obtidos para os mercados com características tão diferentes apresentam ou não tendências comuns num contexto de globalização.

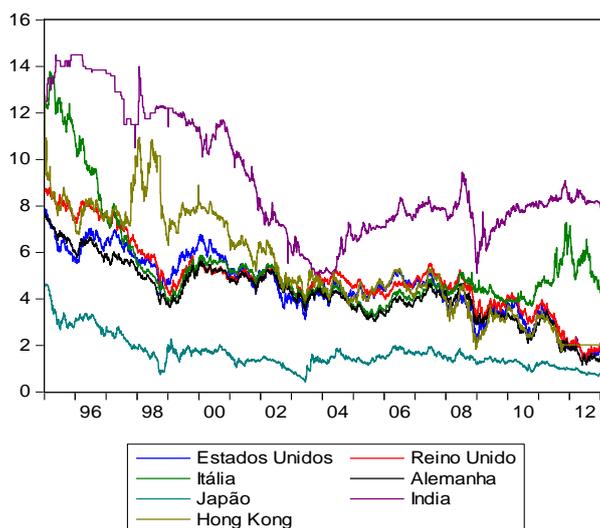
Na Figura 1, observa-se a evolução temporal dos índices bolsistas dos sete países em análise. As Figuras 2 e 3 apresentam a evolução temporal das taxas de juro a longo prazo. Embora o comportamento das séries cronológicas surgira níveis diferenciados de volatilidade, pode observar-se um padrão comum que resulta do facto de se verificar um certo sincronismo na sua evolução temporal. Esta informação é corroborada pela análise gráfica das Figuras 3 e 4, onde se pode observar que a dispersão das séries se mantém bastante elevada ao longo de todo o período, apesar de haver períodos mais calmos e outros mais turbulentos, o que é um indicador de existência de *clusters* de volatilidade. Ao analisa-se as Figuras 2 e 3, observam-se a existência de co-movimentos entre os níveis da série, isto é, o comportamento em resposta às flutuações do mercados. As séries representadas, revelam claramente a instabilidade dos mercados bolsistas (Figura 1) e de taxas de juro (Figuras 2) após a crise de 2008. É possível observar uma tendência global decrescente das taxas de juro entre 1996 a 1998 e entre 2004 e 2006 nos dados analisados. Os mercados bolsistas apresentam, de um modo geral, ao longo do período dois máximos locais, um por volta de 1998-2000 e outro em 2007-2008. Estes picos sucederam-se a períodos de crise e de acentuadas quebras nos preços, resultantes do rebenamento da bolha precedente. Os preços na bolsa começaram a subir acentuadamente entre 1998 e 2000, seguindo-se uma queda também acentuada entre 2000 e 2004. É possível observar uma tendência de crescimento entre os anos de 2004 e 2006, tendo uma queda brusca a partir de 2008-2009. Nota-se que o aumento da volatilidade está diretamente relacionado com o risco oriundo das crises.

Figura 1: Evolução temporal em níveis dos 7 índices bolsistas, no período de
– 02/01/1995 a 29/03/2013 –



Fonte: Datastream. – Eviews 8.0. Nota: Dados originais dos índices bolsistas em análise, convertidos na base 100.

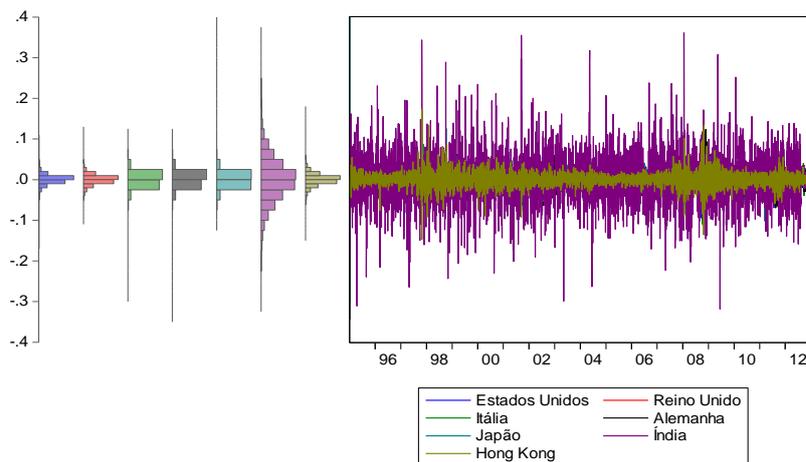
Figura 2: Evolução temporal em níveis das taxas de juro a dez anos no período
– 02/01/1995 a 29/03/2013 –



Fonte: Fonte: Datastream. – Eviews 8.0

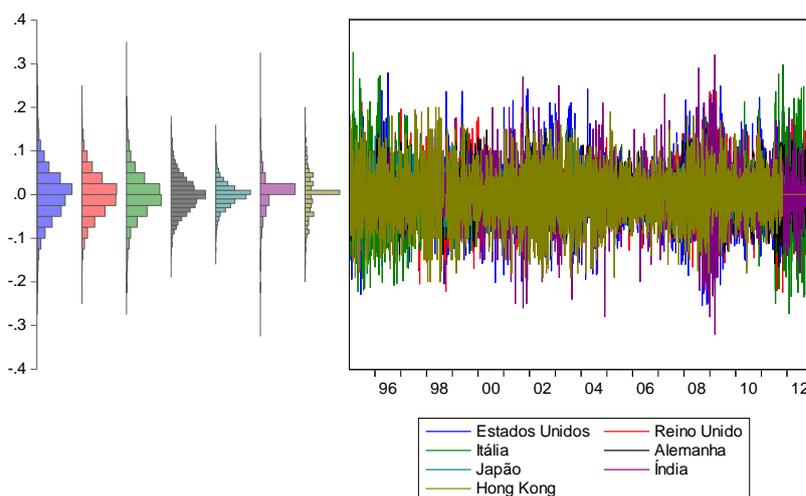
As Figuras 3 e 4, reportam a evolução das rendibilidades dos índices ao longo do período considerado. Observa-se graficamente que as taxas a longo prazo, mais precisamente no período de 2002 - 2004, têm uma tendência decrescente e no período de 2008 nota-se um aumento na volatilidade que perdura para o período mais recente.

Figura 3: Evolução temporal das rendibilidades dos índices bolsistas no período de – 03/01/1995 a 29/03/2013 –



Fonte: Datastream. – Eviews 8.0

Figura 4: Evolução temporal de $\Delta(IR10Y)$ no período de – 03/01/1995 a 29/03/2013 –



Fonte: Dados da pesquisa – Eviews 8.0

Nota: $\Delta(IR10Y) = IR10Y_t - IR10Y_{t-1}$

Em todas as séries nota-se uma dispersão relativamente elevada em torno da média bem assim como um comportamento relativamente sincronizado entre elas. Estes resultados apontam para a presença de heterocedasticidade condicionada e *clusters* de volatilidade, ou seja, a variância dependente do tempo e tendência para agrupar períodos de alta volatilidade com outros períodos de alta volatilidade e vice-versa. Esta informação é

corroborada pela análise gráfica das Figuras 3 e 4, observando-se períodos mais tranquilos e outros mais turbulentos. As séries observadas tendem evidenciar uma volatilidade mais elevada no período entre 2008 e 2013.

As estatísticas descritivas para R_{PI} e $\Delta(IR10Y)$ são apresentadas nas Tabela 1 e 2. A partir dos resultados apresentados, podem analisar-se os valores dos primeiros quatro momentos das distribuições empíricas das variáveis. Estas estatísticas (média, desvio padrão, assimetria e curtose) são apresentadas tanto para a amostra total (1995-2013) como para um subperíodo da mesma compreendido entre 1995-2008.

Vários testes estatísticos têm sido usados para avaliar a normalidade dos resíduos do modelo estimado, de entre os quais se destaca o teste de Jarque-Bera. Este teste tem a vantagem de ser simples na sua operacionalização em termos de compreensão intuitiva, já que depende de dois parâmetros -assimetria e curtose, que podem ser calculados a partir de dados históricos. A estatística Jarque-Bera possui uma baixa probabilidade de indicar a normalidade na presença de não normalidade das distribuições, ou seja, pode-se cometer o Erro Tipo II, aceitando-se a hipótese de normalidade quando a hipótese alternativa de não normalidade é a verdadeira. É mensurada pela seguinte expressão, que segue uma distribuição do qui-quadrado com dois graus de liberdade:

$$JB = N \left[\frac{A_3^2}{6} + \frac{(K_4 - 3)^2}{24} \right] \sim \chi_2^2(\alpha = 5\%) \geq 5.99 \quad (53)$$

onde, A_3 é coeficiente de assimetria, K_4 o coeficiente de curtose excessivo e N o tamanho da amostra.

As hipóteses a serem testadas são:

$$H_0 = \text{Assimetria} = 0 \text{ e } \text{Curtose} = 3 (\text{normalidade})$$

$$H_1 = \text{Assimetria} \neq 0 \text{ e } \text{Curtose} \neq 3 (\text{não normalidade})$$

Com a seguinte regra de decisão: se p -value for maior que o nível de significância de 5% cujo valor crítico é 5.99, a hipótese nula de normalidade não será violada.

Tabela 1: Estatísticas descritivas para R_{PI}

	E. Unidos	Reino Unido	Itália	Alemanha	Japão	Índia	Hong Kong
Média	77.07	88.60	138.17	62.59	96.05	48.84	68.90
Std. Dev.	17.64	19.90	48.04	23.48	24.98	22.85	22.24
CV	0.23	0.22	0.35	0.38	0.26	0.47	0.32
Assimetria	-0.64	0.22	0.70	0.40	0.55	1.60	0.51
Curtoses	2.69	2.73	2.93	2.15	2.68	6.33	2.31
Jarque-Bera	347.45	51.91	389.62	271.51	260.51	423.61	296.48
<i>p-value</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Média	75.40	88.86	144.17	56.04	99.34	48.00	61.93
Std. Dev.	18.54	21.87	52.22	21.96	27.35	21.57	19.83
CV	0.25	0.25	0.36	0.39	0.28	0.45	0.32
Assimetria	-0.54	0.24	0.43	0.99	0.24	1.86	1.26
Curtoses	2.42	2.33	2.40	3.38	2.17	8.49	4.56
Jarque-Bera	229.30	101.90	166.91	614.15	140.91	670.26	133.64
<i>p-value</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Nota: Período de análise vai, no primeiro painel de 02/01/1995 até 29/03/2013 e no segundo painel de 02/01/1995 até 29/09/2008. R_{PI} (returns) séries convertidas na base 100.

Tabela 2: Estatísticas descritivas para as diferenças das taxas de juro a longo prazo

	E. Unidos	Reino Unido	Itália	Alemanha	Japão	Índia	Hong Kong
Média	4.55	4.87	5.43	4.21	1.63	9.18	5.34
Std. Dev.	1.39	1.57	2.13	1.33	0.69	2.64	2.24
CV	0.31	0.32	0.39	0.32	0.43	0.29	0.42
Assimetria	-0.20	0.38	2.16	-0.03	1.57	0.56	0.30
Curtoses	2.49	3.23	7.08	2.90	6.00	2.10	2.15
Jarque-Bera	83.99	125.23	7002.15	2.85	3748.01	404.48	217.74
<i>p-value</i>	0.001	0.001	0.000	0.240	0.000	0.000	0.000
Média	5.11	5.45	5.65	4.72	1.79	9.58	6.17
Std. Dev.	1.01	1.26	2.35	0.98	0.71	2.87	1.86
CV	0.20	0.23	0.42	0.21	0.39	0.30	0.30
Assimetria	0.25	1.18	1.85	0.71	1.45	0.19	0.33
Curtoses	2.40	3.12	5.48	2.91	5.42	1.68	2.24
Jarque-Bera	93.15	843.30	3021.12	306.34	2166.88	288.11	155.73
<i>p-value</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Nota: Período de análise vai, no primeiro painel de 03/01/1995 até 29/03/2013 e no segundo painel de 03/01/1995 até 29/09/2008.

Observa-se nas Tabelas 1 e 2, que no período 1995-2008, a média de cada uma das variáveis não teve uma diferença considerável para amostra completa 1995-2013 e o coeficiente de variação relativamente se mantém ao longo do período.

Para os índices bolsistas R_{PI} , a média mais elevada foi registada no Japão (96.05) e a mais baixa foi registada na Índia (48.84). Esta última também apresenta o maior índice de

coeficientes de variação (0.47), seguido da Alemanha (0.38). Os restantes países registam uma dispersão entre 20 a 35 por cento.

Pela análise gráfica, observa-se que os períodos mais recentes apresentam uma variação maior que os períodos mais remotos, *i.e.*, a duração dos clusters de volatilidade têm aparentemente aumentado. Este comportamento pode ser verificado através dos testes de assimetria e curtose, apresentando esta um nível elevado. O maior coeficiente de variação, índice bolsista, é observado na Índia. No que respeita a $\Delta(IR10Y)$, nos períodos analisados, os maiores valores de curtose verificam-se em Inglaterra, no Japão, em Itália e na Alemanha. Pode dizer-se que a leptocurtose é uma característica das distribuições empíricas em estudo.

Ao longo de todo o período em análise, a volatilidade das séries R_{PI} e $\Delta(IR10Y)$, apresenta uma dispersão relativamente elevada. Neste caso, também o teste de Jarque-Bera (1987) rejeita a hipótese nula de normalidade das distribuições, ocorrendo *fat tails* nas distribuições das séries, a um nível de significância inferior a 1%.

Pode observar-se que a volatilidade mais elevada se concentra entre 1998 e 2000 e 2007 a 2009 para a série R_{PI} . Para as taxas a longo prazo, esta característica é observável para todo o período, sendo mais evidente nos períodos mais recentes (Figura 3).

Após as características evidenciadas pelas estatísticas descritivas, torna-se agora importante analisar a estabilidade das variáveis ao longo do período, ou seja, testar se ocorre uma mudança ou quebra estrutural em algum momento do tempo. Esta alteração pode ocorrer tanto na média como na variância da série.

3.2. Caracterização das variáveis

3.2.1 Teste de Raiz Unitária

A análise anteriormente realizada sugere que as séries apresentam potenciais indícios de não-estacionariedade. Assim é necessário averiguar a existência de raiz unitária no sentido de evitar resultados enviesados como possíveis regressões espúrias, invalidando assim, os pressupostos da estatística clássica de que a média e a variância são constantes ao longo do tempo. Como mencionado anteriormente, um dos testes mais usados para detetar a existência de raízes unitárias é o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) que postula como hipótese nula que a série é não estacionária e integrada de ordem d ($d > 0$). Ao contrário, o teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) em que as hipóteses apresentadas são inversas dos testes ADF, ou seja, H_0 postula que a série é $I(0)$ contra a hipótese alternativa que a série

seja $I(1)$ descritos na secção (2.1). Os resultados dos testes ADF e KPSS encontram-se descritos nas Tabelas 3 e 4 (para as variáveis R_{PI} e $IR10Y$ em níveis). Para validar os resultados do teste ADF, utiliza-se o teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) - KPSS. Para a seleção do número ótimo de defasamentos a incluir em cada equação foi utilizado o critério de informação bayesiano de Schwarz (SBC), ou seja, como este critério leva em consideração o número de parâmetros utilizados na modelação. Esse critério é denominado de critério penalizador (Maddala, 1992).

Considerando que a série é composta por uma componente determinística e outra aleatória (choques), conclui-se que, para processos estacionários, a série apresenta reversão à média, ou seja, os choques aleatórios tendem a dissipar-se (Enders, 2004). As séries com tendência estocástica (não estacionária) diferenciam-se dos processos estacionários (tendência determinística), pois os choques aleatórios deixam de ter um caráter transitório e passam a apresentar um caráter permanente (Cunha, 2001).

Tabela 3. Testes ADF (raiz unitária) para as variáveis R_{PI} e $\Delta(IR10Y)$ em níveis

	R_{PI}		$\Delta(IR10Y)$	
	t-stat	Lags	t-stat	Lags
Estados Unidos	-2,478	1	-3,809**	0
Reino Unido	-2,162	3	-2,732	0
Itália	-1,255	0	-2,651	1
Alemanha	-5,064**	0	-3,033	1
Japão	-2,223	1	-4,153**	0
Índia	-4,913**	23	-1,165	1
Hong Kong	-4,936	0	-5,029	1

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: EViews). Período: 03/01/1995 a 29/03/2013.

Notas: ** significativo ao nível de 1%. * significativo ao nível de 5%. Valores críticos de MacKinnon (1996): -3.96 (1%) e -3.41 (5%). R_{PI} – retornos rendibilidade dos Índice bolsista e $\Delta(IR10Y)$ – taxa de juro a 10 anos.

Na Tabela 4 apresentam-se os resultados dos testes KPSS para as séries R_{PI} e $\Delta(IR10Y)$.

Tabela 4. Testes KPSS (raiz unitária) para as variáveis R_{PI} e $\Delta(IR10Y)$ em níveis

	KPSS - R_{PI}		KPSS - $\Delta(IR10Y)$	
	LM-stat	Bandwidth	LM-stat	Bandwidth
E. Unidos	0,634	54	0,335	54
Reino Unido	0,447	54	0,828	54
Itália	0,982	54	1,332	54
Alemanha	0,412	54	0,423	54
Japão	0,951	54	1,072	54
Índia	0,166	53	1,756	54
Hong Kong	0,456	54	0,316	53

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: EViews).
Período: 03/01/1995 a 29/03/2013.

Notas: Valores críticos de MacKinnon (1992, tabela 1):
0.216 (1%) e 0.146 (5%). R_{PI} – Retornos Rendibilidade dos
Índice bolsista; $\Delta(IR10Y)$ – diferença tx. juro a 10 anos.

Da análise da Tabela 3, verifica-se a hipótese nula de existência de raízes unitárias não é rejeitada para a maior parte das variáveis em níveis que representam os índices bolsistas, exceto para a Alemanha e Índia. O mesmo acontece no que diz respeito à maioria dos países quando é analisado o $\Delta(IR10Y)$. Para as taxas de juro a longo prazo, a hipótese nula é rejeitada a 1% nos casos dos Estados Unidos e Japão, ou seja, na grande maioria dos casos, estamos na presença de séries de dados financeiros que são, em geral, não estacionários.

Após aplicar as primeiras diferenças nas séries não estacionárias verifica-se que a hipótese nula de existência de uma raiz unitária é rejeitada a 1% para todos os casos. Assim, conclui-se que estas variáveis são integradas de primeira ordem, ou seja $I(1)$, caso contrário a variável diz-se $I(0)$.

Em suma, os resultados dos testes ADF indicam que a grande maioria das variáveis em estudo são não estacionárias e integradas de primeira ordem, $I(1)$. A análise para o testes KPSS segue o mesmo intuito da análise realizada para o teste ADF.

Estes testes podem perder potência na presença de quebras estruturais, conduzindo a resultados espúrios. Apresentaremos de seguida os resultados dos testes CUSUM e CUSUMQ que analisam a estabilidade das séries temporais.

3.2.2 Teste de Raiz Unitária com Quebras Estruturais

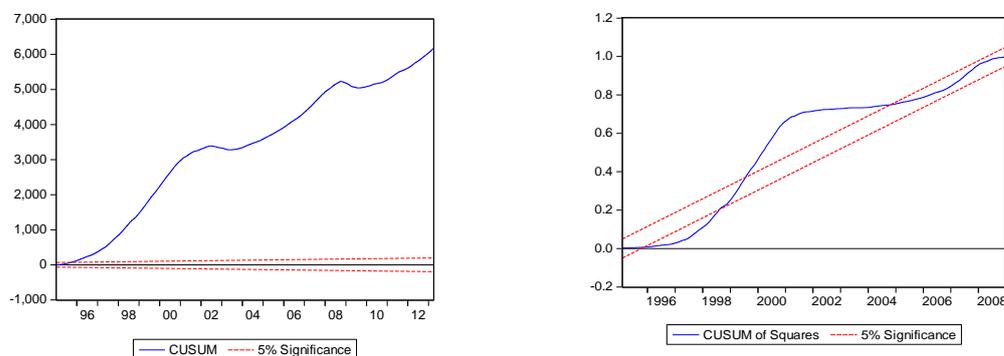
Nesta secção, apresentam-se os resultados dos testes de raízes unitárias com quebras estruturais: teste CUSUM, Lanne *et al.* (2001, 2002) e Lee e Strazicich (2003).

Teste CUSUM

A determinação da quebra estrutural é importante, pois tem efeito potencialmente semelhante ao das raízes unitárias. Para o efeito, será o utilizado o teste CUSUM que é um teste baseado na soma cumulativa dos resíduos. A hipótese nula é que o coeficiente de um vetor β é o mesmo para todo o período sendo a hipótese alternativa de que há um distúrbio na variância. Este é um teste geral que não requer uma especificação *a priori*, da data em que ocorrerá a quebra estrutural. A regra de decisão é que se rejeita a hipótese nula de ausência de quebra estrutural sempre que (13) ultrapassar o valor crítico obtido pelo supremo do movimento Browniano. Assim, ao examinar o gráfico das somas cumulativas (CUSUM) dos limites de probabilidade de 95% violarem os limites de probabilidade em qualquer ponto, então, o comportamento não é estável. Os testes para estabilidade do processo CUSUM e CUSUMQ podem ser analisados nas Figuras 5 e 6 que seguem.

Figura 5: Teste de Estabilidade: CUSUM, CUSUMQ para R_{PI} , no período de 02/01/1995 a 29/03/2013.

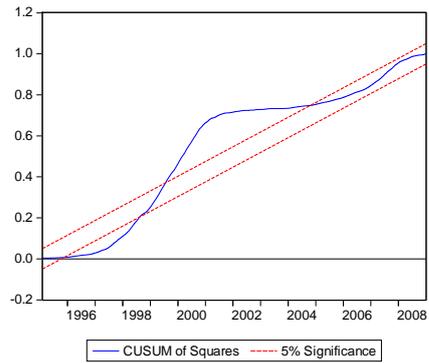
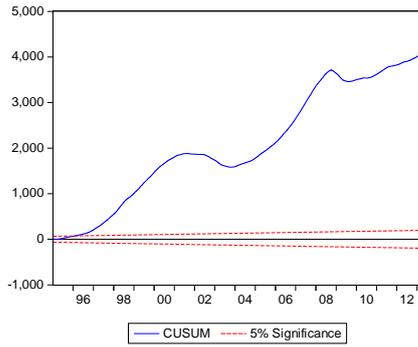
Estados Unidos



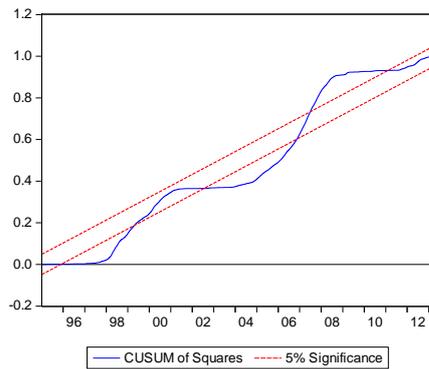
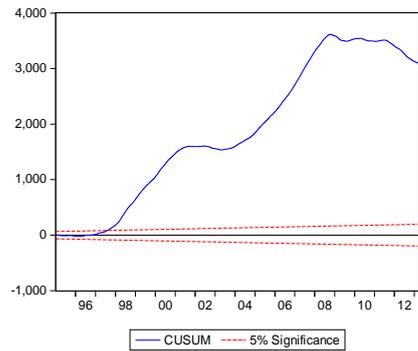
Fonte: Dados da pesquisa – Eviews 8.0

Figura 5: Teste de Estabilidade: CUSUM, CUSUMQ para R_{PI} , no período de 02/01/1995 a 29/03/2013 (continuação)

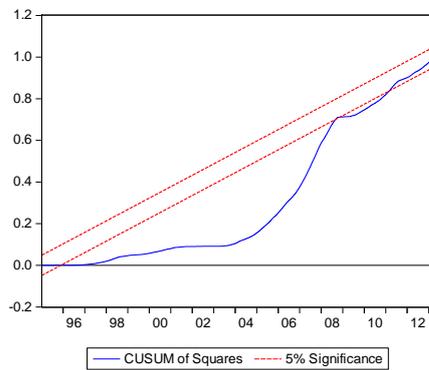
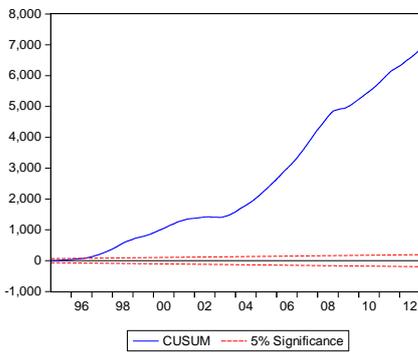
Reino Unido



Itália



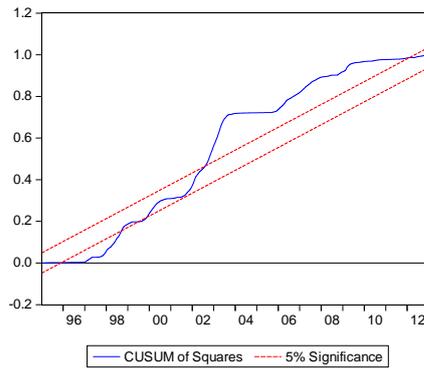
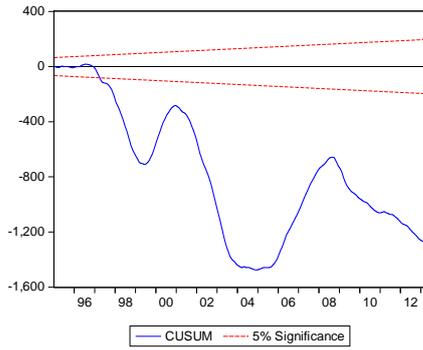
Alemanha



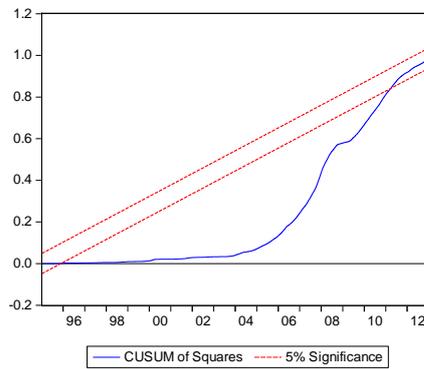
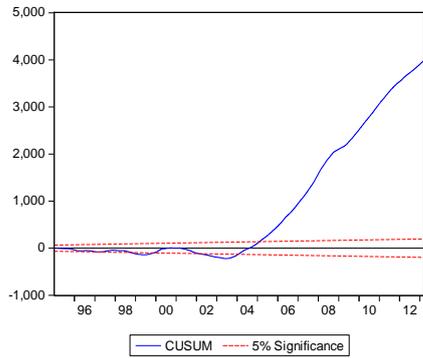
Fonte: Dados da pesquisa – Eviews 8.0

Figura 5: Teste de Estabilidade: CUSUM, CUSUMQ para R_{PI} , no período de 02/01/1995 a 29/03/2013. (continuação)

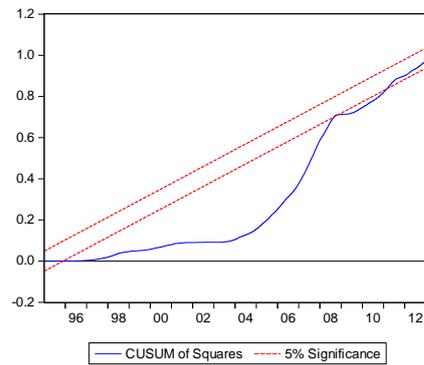
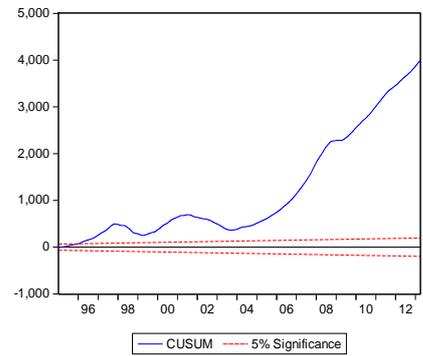
Japão



Índia



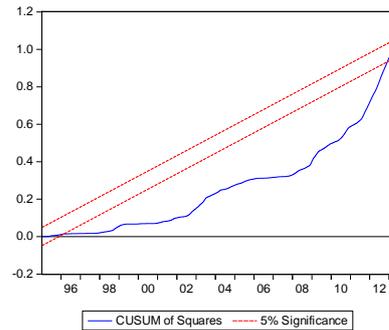
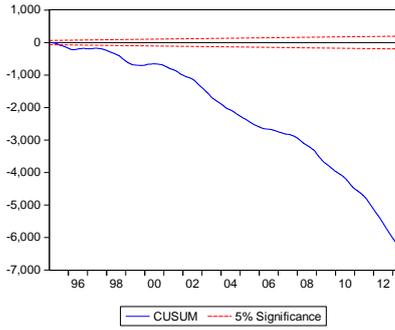
Hong Kong



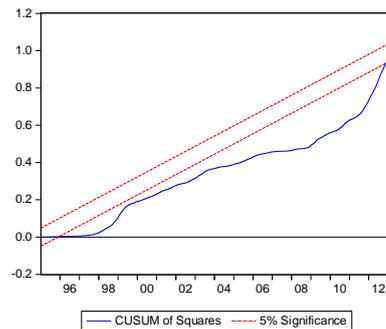
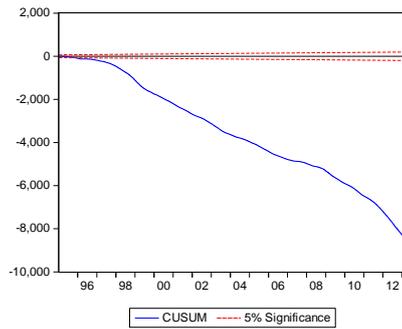
Fonte: Dados da pesquisa – Eviews 8.0

Figura 6: Teste de Estabilidade: CUSUM, CUSUMQ para $\Delta(IR10Y)$, no período de 02/01/1995 a 29/03/2013.

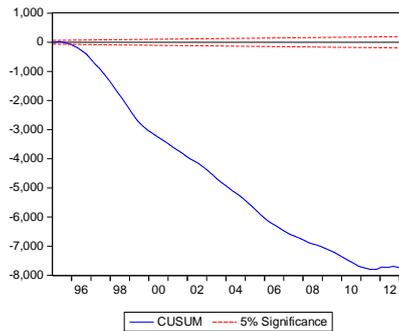
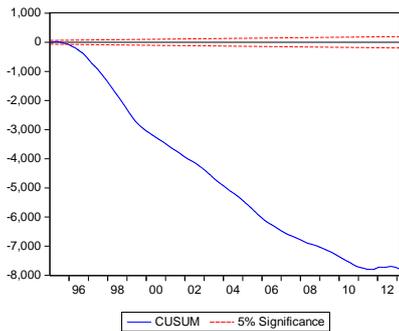
Estados Unidos



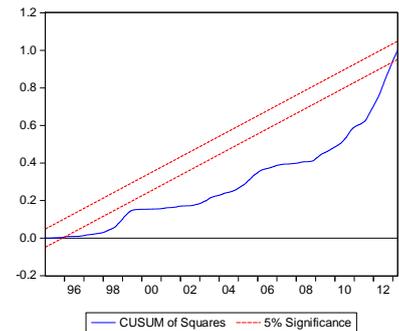
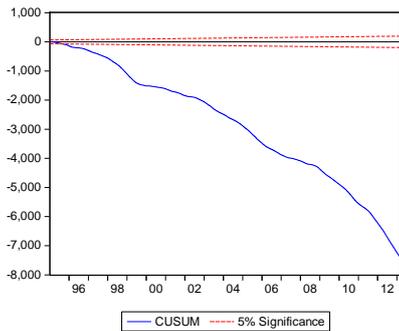
Reino Unido



Itália



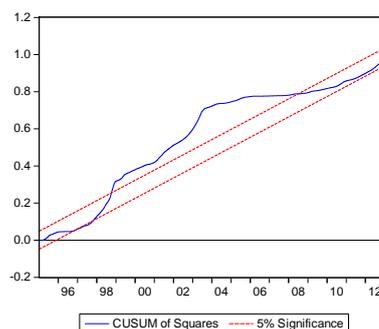
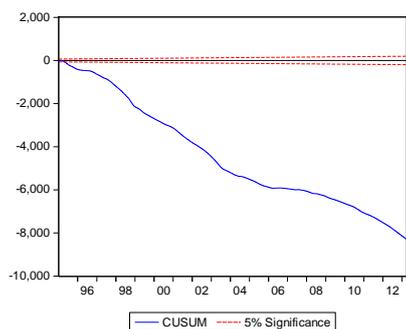
Alemanha



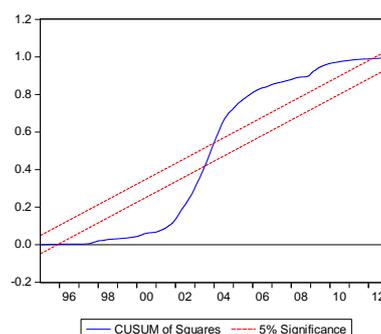
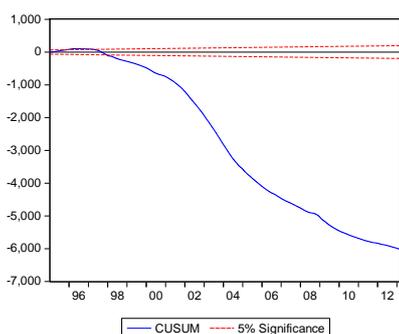
Fonte: Dados da pesquisa – Eviews 8.0

Figura 6: Teste de Estabilidade: CUSUM, CUSUMQ para $\Delta(IR10Y)$, no período de 02/01/1995 a 29/03/2013.(continuação)

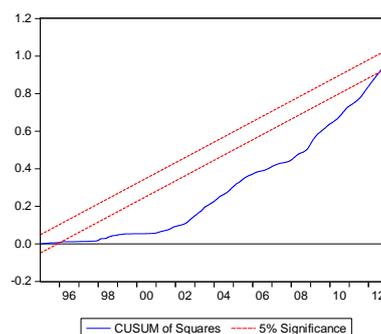
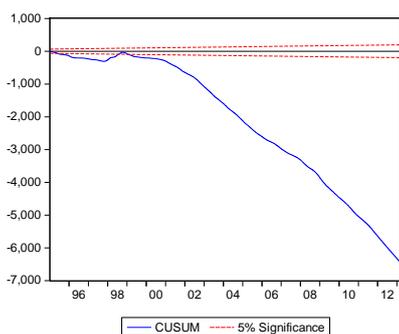
Japão



Índia



Hong Kong



Fonte: Dados da pesquisa – Eviews 8.0

Da análise das figuras acima descritas, verifica-se que os resultados dos testes CUSUM e CUSUMQ denotam a existência de quebras estruturais nas séries cronológicas. Tendo vista a instabilidade das séries, os testes de raiz unitárias ADF e KPSS, como descrito anteriormente, devem ser complementados.

Teste de Lanne *et al.* (2001, 2002)- Teste de Raiz Unitária com uma quebra Estrutural

Uma vez que os resultados do teste para estabilidade CUSUM e CUSUMQ apontam para quebras estruturais em todas as séries em análise, e tendo em vista que o teste (ADF) pode fornecer resultados distorcidos na presença de uma mudança no nível do processo de geração de dados, utiliza-se, nesta pesquisa, o teste de Lanne *et al.* (2001, 2002), para verificar a presença de quebra estrutural assim como o ano da sua ocorrência.

Lanne *et al.* (2001, 2002) propõem um teste de raízes unitárias com data de quebra desconhecida, onde a hipótese nula reside na presença de raízes unitárias. Os resultados dos testes apresentados sugerem que todas as séries são $I(1)$. A hipótese nula postula um modelo com tendência determinística e estocástica. Os resultados seguem na Tabela 5.

Tabela 5: Testes de raiz unitária com quebras estruturais de Lanne *et al.* (2002) para R_{PI} e $\Delta(IRIOY)$ dos sete mercados em análise.

	R_{PI}		$\Delta(IRIOY)$	
	<i>t-stat</i>	Data da Quebra	<i>t-stat</i>	Data da Quebra
Estados Unidos	-1,312	29/09/2008	-1.316	29/09/2008
Reino Unido	-1,885	29/10/2008	-1.887	21/07/2011
Itália	-1,539	29/10/2008	-1.644	15/05/2011
Alemanha	-2,133	10/10/2008	-2.133	10/10/2008
Japão	-2,438	18/11/1997	-1.888	19/06/2003
Índia	-1.596	06/01/1999	-1.408	17/05/2004
Hong Kong	-1.964	29/10/1997	-1.220	05/10/1998

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: JMulti utilizado para o teste de Lanne *et al.*, 2002).

Nota: Os valores críticos do teste (Lanne *et al.*, 2002) são os seguintes: (i) modelo com constante: -3.48 (1%) e -2.88 (5%); (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3.55 (1%) e -3.03 (5%). (*) significância a 1%; (**) significância a 5%. R_{PI} – rendibilidade dos índices bolsistas. $\Delta(IRIOY)$ – diferença das taxas de juro.

Na Tabela 5 são apresentados os resultados do teste de estacionariedade para as séries em níveis que indicam que todas as variáveis em estudo são $I(1)$, tornando-se estacionárias em diferenças. Este teste quando aplicado à variável R_{PI} sugere uma mudança de regime no ano 2008 para os Estados Unidos, Reino Unido, Itália e Alemanha. Em 1997 para o Japão e Hong Kong e em 1999 para a Índia quando analisado R_{PI} . Quando se utiliza a variável $\Delta(IRIOY)$, os resultados sugerem quebras no ano de 2008 para os Estados Unidos e Alemanha, para Reino Unido e Itália em 2011, para Japão em 2003, 2004 para Índia e 1998 para Hong Kong. Os resultados do teste apontam para a existência de uma quebra estrutural em todos os

mercados analisados. A data de 29/09/2008 será definida neste estudo como o ponto de mudança de regime. Estes resultados obtidos com o teste de Lanne *et al.* (2002) são consistentes com o contexto económico da crise financeira de 2008.

Como forma de validação do teste Lanne *et al.* (2002) e a fim de evitar perda de informações, por utilizar um teste que a hipótese se centra num ponto de quebra estrutural, usamos o teste de Lee e Strazicich (2003). Segundo o autor no seu estudo publicado em 2003 “...given a loss of power from ignoring one break, it is logical to accept a similar loss of power from ignoring two, or more, breaks in the one-break test”... Lee e Strazicich (2003, p.1082).

Teste de Lee e Strazicich (2003)- Teste de Raiz Unitária com duas quebra Estrutural

Nesta secção, irá aplicar-se o teste de raiz unitária LM com duas quebras estruturais de Lee e Strazicich (2003) para investigar as propriedades das séries temporais e definir com robustez a ordem de integração das variáveis para uma modelação econométrica adequada.

Os resultados do teste para duas quebras estruturais no nível e tendência são exibidos na Tabela 6 e indicam a existência de raízes unitárias com duas quebras estruturais para todas as séries.

A data de quebra para a série R_{PI} (*returns* rendibilidade dos índices bolsistas) ocorreu na maioria dos países em 2008. Estes resultados são consistentes com os obtidos com o teste de Lanne *et al.*, (2002). Estas datas também são consistentes com a crise ocorrida neste período. Neste contexto, os resultados indicam a não-rejeição da hipótese nula de raízes unitárias, usando os dois testes com quebras estruturais. Estes resultados contradizem em alguns casos o teste ADF. Isto é consistente com as descobertas de Perron (1989) de que uma quebra estrutural pode conduzir a erro nos resultados de testes de raiz unitária convencionais, o que reduz a potência do teste.

Tabela 6: Testes de raiz unitária com duas quebras estruturais de Lee e Strazicich (2003) para R_{PI} e $\Delta(IR10Y)$ dos sete mercados em análise

País		<i>t-stat</i>	TB_1	TB_2	<i>Lag</i>
Estados Unidos		-2,795	21/08/1998	11/09/2008	0
Reino Unido		-2,548	22/05/2006	03/10/2008	0
Itália		-1,607	15/04/2000	03/10/2008	0
Alemanha	R_{PI}	-2,295	29/06/2006	15/04/2011	0
Japão		-2,438	18/11/1997	14/04/2000	0
Índia		-5,071	11/04/2001	03/08/2009	0
Hong Kong		-2,295	27/10/1997	17/08/2007	0
Estados Unidos		-3.284	21/05/1999	23/01/2004	0
Reino Unido		-2.025	06/05/1997	29/12/2004	0
Itália		-1.157	06/11/1996	31/10/2008	0
Alemanha	$\Delta(IR10Y)$	-1.802	16/12/1996	26/06/2003	0
Japão		-1.431	05/11/1996	03/07/2003	0
Índia		-1.596	06/01/1999	21/11/2002	0
Hong Kong		-2.921	06/04/2004	04/06/2007	0

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: Win Rats 8.3)

Nota: R_{PI} – returns rendibilidade dos índices bolsistas. $\Delta(IR10Y)$ – diferença das taxas de juro.

Os testes empregues para analisar a hipótese de raízes unitárias com uma e duas quebras estruturais, permitiram evitar resultados espúrios. Estes procedimentos identificam a presença de quebras estruturais, fornecendo informações para concluir se uma quebra estrutural está associada a crises ou mudanças de regime.

A utilização de testes de raízes unitárias com duas quebras estruturais proporcionam uma maior flexibilidade na inferência dos resultados. Na prática, decidir qual o teste que deve ser utilizado, depende em grande parte do juízo do investigador com base no conhecimento prévio sobre a série temporal em estudo, como por exemplo, o conhecimento sobre a existência de eventos que justificam a presença de mudanças estruturais. Não existe uma fórmula geral para decidir se um teste é ou não mais adequado do que o outro, devendo-se levar em consideração o alcance e as limitações de cada teste e, em particular, as características da série em questão. Como podemos constatar nos resultados, a economia foi submetida a mudanças estruturais durante o período da amostra.

Neste contexto, foram analisadas as estatísticas descritivas das rendibilidades dos índices. A partir da análise do desvio-padrão e curtose, conclui-se a presença de volatilidade.

Ao terminar este capítulo, são várias as ilações que se podem ser retiradas. Após uma etapa inicial onde se definiram os dados, descreveu-se a sua evolução temporal e, de seguida,

fez-se a análise estatística propriamente dita. No seguimento desta análise e no sentido de a complementar, calculou-se o *CV*, uma medida que é independente do valor absoluto da média. Os resultados encontrados foram todavia mistos. O país mais volátil, quando analisado o R_{PI} , foi a Índia. Em geral, as séries exibem assimetria positiva, com exceção dos Estados Unidos. Quanto a curtose, os valores apontam todos no sentido da leptocurtose da distribuição empírica. Aplicaram-se os testes de raiz unitária ADF e KPSS, concluído-se que a hipótese nula de existência de raízes unitárias não é rejeitada para a maioria das variáveis. Para determinação da quebra estrutural aplicaram-se os testes de raízes unitárias CUSUM, Lanne *et al.* (2001, 2002) e de Lee e Strazicich (2003). Os resultados dos testes sugerem que todas as séries são $I(1)$ e apontam para uma quebra estrutural datada em 29/09/2008.

4. Resultados dos Testes de Cointegração

Neste capítulo analisa-se a relação entre as taxas de juro e as rendibilidades dos mercados bolsistas. A rendibilidade dos mercados bolsistas representa em termos relativos (em regra percentuais), o ganho ou perda do total das aplicações financeiras. As taxas de juro refletem as expectativas dos mercados. Nesta investigação considera-se as taxas de juro a longo prazo, pois está mais relacionada ao comportamento do mercado bolsista.

4.1. Cointegração com quebra estrutural - Teste de GH

As variáveis em análise são não estacionárias e apresentam quebras estruturais no período da amostra. As metodologias de Engle e Granger (1987) e Johansen (1988) não são apropriadas para testar cointegração com mudança de regime, pois tais testes presumem que o vetor de cointegração é invariante no tempo. Assim, tendem a reduzir a potência quer dos testes EG quer de outros baseados em sistemas lineares multiequacionais, conduzindo a uma sobre rejeição da hipótese nula de cointegração (Menezes *et al.*, 2012). Neste sentido, aplica-se o teste de cointegração com quebras estruturais de Gregory-Hansen (1996). Posteriormente, é realizado o teste de cointegração de Johansen (1988), dividindo a amostra na data de quebra de 29/09/2008, decompondo em seguida as amostras nos períodos pré e pós-quebra/crise, determinada pelo teste de Lanne *et al.* (2001). Desta forma, analisar-se-á o comportamento e o grau de integração entre as variáveis pré e pós quebra estrutural.

Através da metodologia Gregory e Hanssen (1996) avaliar-se-á a existência de cointegração na presença de quebras estruturais para R_{PI} e $\Delta IR10Y$ dos mercados envolvidos. Esta decisão é tomada mediante os resultados obtidos nos testes CUSUM e CUSUMQ e pelos testes de raízes unitárias com quebras estruturais.

Na Tabela 7, observam-se os resultados do teste de cointegração de Gregory e Hansen (1996), que permitem analisar as possíveis quebras estruturais. A hipótese nula postula a ausência de cointegração na presença de mudanças de nível/regime e é testada contra a hipótese alternativa de cointegração. Neste contexto, a data de pausa, ou seja, de quebra estrutural, é determinada endogenamente. Os gráficos apresentados nas Figuras 7 indicam a existência de quebras estruturais acentuadas em todos os mercados.

Tabela 7. Testes de GH – cointegração com quebra estrutural para a R_{PI} - rendibilidade dos índices bolsistas e $\Delta(IR10Y)$

Mercados	Data	Estatística t
Estados Unidos	13/ 02/2009	-28.948**
Reino Unido	11/03/2009	-27.726**
Itália	02/10/2002	-26.386**
Alemanha	20/03/2003	-26.952**
Japão	05/04/2000	-27.688**
Índia	12/11/2008	-20.392**
Hong Kong	17/04/2003	-27.033**

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: WinRats).

Nota: Os valores críticos são encontrados em Gregory – Hansen (1996a). Valores críticos: -5.450 (1%), -4.990 (5%), ** e * indicam resultados significativos a 1%, 5% respectivamente. Analisado tipo de quebra com intercepto e tendência, utilizando 6 lags. Análise sobre a rendibilidade dos índices bolsistas. H_0 : Rendibilidade($R_{PI}(y)$) não está cointegrada com $\Delta(IR10Y)$. $\Delta(IR10Y)=IR10Y_{t-1}-IR10Y_t$. Datas calculadas endogenamente. Período 03/01/1995 a 29/03/2013.

Os resultados apresentados na Tabela 7 apontam para a cointegração entre R_{PI} e $\Delta(IR10Y)$, ou seja, uma co-movimentação entre os preços no mercado bolsista e as taxas de juro a longo prazo.

Os gráficos apresentados na Figura 7, indicam a existência de quebras estruturais acentuadas em todos os mercados sobretudo no período 2000-2009. Este período consiste no período da ocorrência da crise de 2008.

Figura 7: Gráfico do teste de Gregory e Hansen (1996) para as rendibilidades dos índices bolsistas R_{PI} e $\Delta(IR10Y)$, no período de 03/01/1995 a 29/03/2013.

Estados Unidos

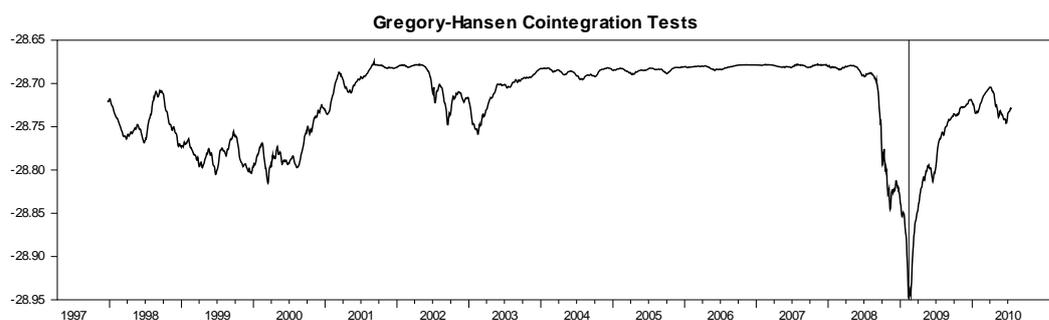
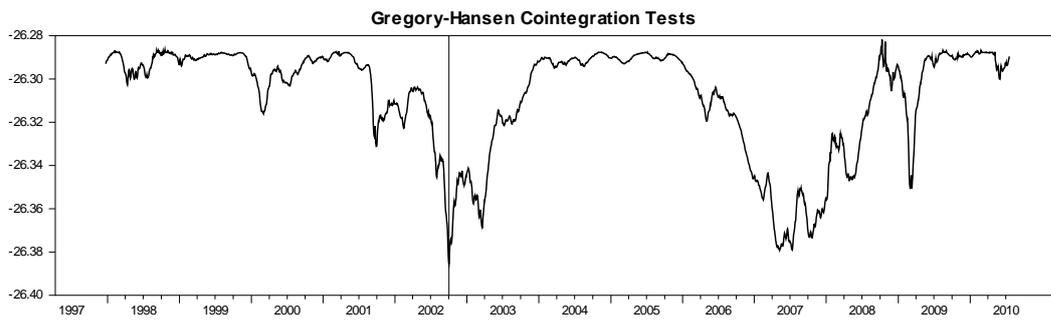


Figura 7: Gráfico do teste de Gregory e Hansen (1996) para as rendibilidades dos índices bolsistas R_{PI} e $\Delta(IR10Y)$, no período de 03/01/1995 a 29/03/2013. (continuação)

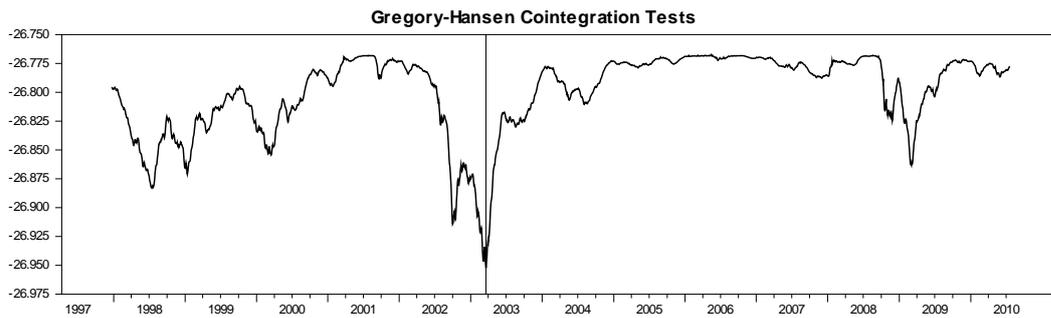
Reino Unido



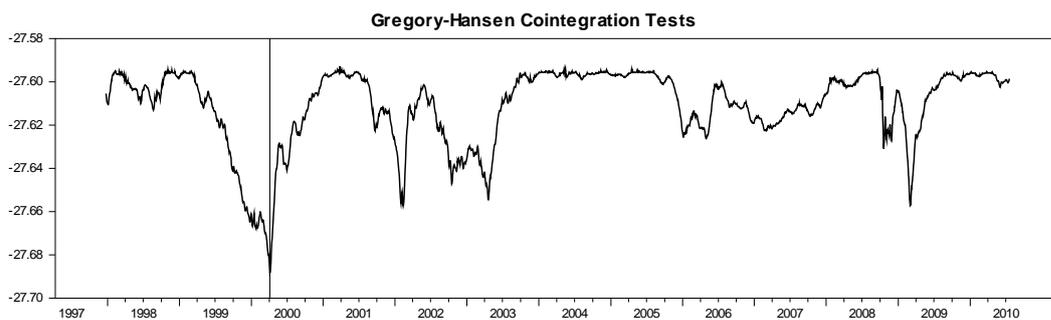
Itália



Alemanha



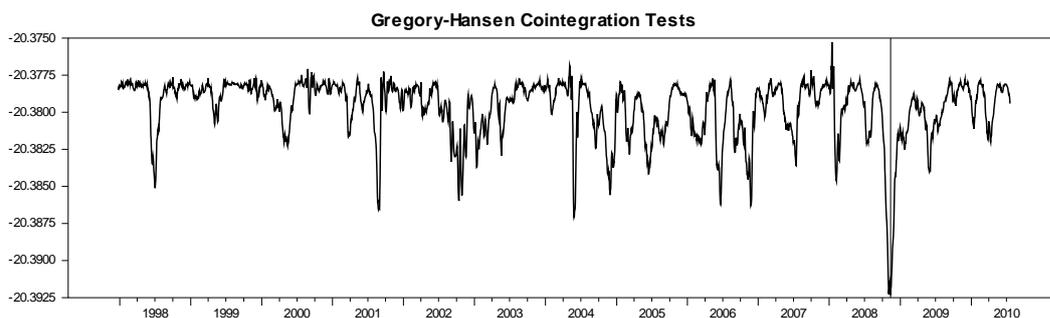
Japão



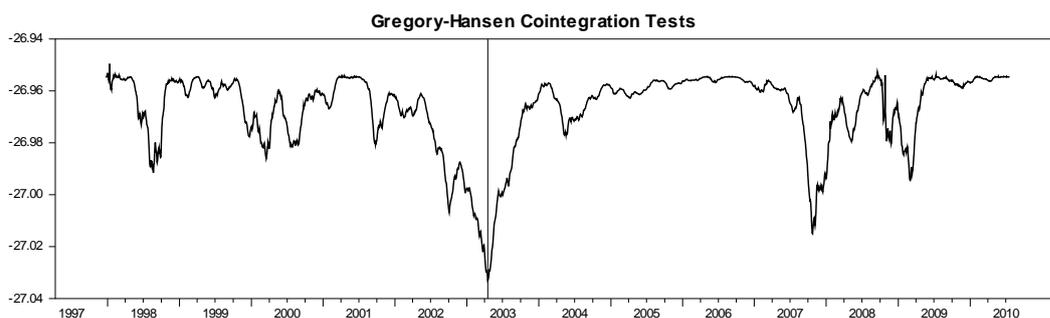
Fonte: Dados da pesquisa – Win Rats 8.3

Figura 7: Gráfico do teste de Gregory e Hansen (1996) para as rendibilidades dos índices bolsistas R_{PI} e $\Delta(IR10Y)$, no período de 03/01/1995 a 29/03/2013. (continuação)

Índia



Hong Kong



Fonte: Dados da pesquisa – Win Rats 8.3

4.2 Cointegração de Johansen

Após a análise dos resultados do teste de cointegração de GH, com o objetivo de separar os efeitos antes e após a quebra estrutural, utiliza-se nesta secção o teste de cointegração de Johansen (1990).

A importância dos testes de cointegração reside no facto de permitirem verificar se existe equilíbrio ou relacionamento a longo prazo entre as variáveis económicas. O teste de Johansen desenvolvido por Johansen e Juselius (1990) tem vantagem relativa aos testes de Engle e Granger (1987) e Phillips-Ouliaris (1990). Tal vantagem consiste na determinação do número de vetores de cointegração, ou seja, enquanto os testes de Engle-Granger e Phillips-Ouliaris permitem apenas verificar se as variáveis são cointegradas ou não, o teste de Johansen permite identificar quantos vetores de cointegração existem entre as variáveis. Para além disso, a metodologia de Johansen (1988, 1991) não impõe a definição *a priori* de uma variável endógena única. 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). Neste caso, foi usada como base a data de quebra encontrada no teste de Lanne *et al.* (2002), a fim de padronizar as análises, já que a data de quebra estrutural observada no teste GH não foi uniforme.

A Tabela 8 apresenta os resultados do teste de cointegração de Johansen para as variáveis das rendibilidades e da variação das taxas de juro a longo prazo. O pressuposto neste caso é de que o índice bolsista e a taxa de juro interajam na determinação dos valores observados em cada momento no tempo. A existência de cointegração pressupõe a rejeição de $H_0: r = 0$ e a não rejeição de $H_0: r \leq 1$, *i.e.*, a presença de um vetor cointegrante que relaciona as duas variáveis endógenas do sistema ao longo do tempo. Neste estudo utilizaram-se os testes do traço e do valor próprio máximo (VPMáx). Analisando os resultados, pode-se constatar que $H_0: r = 0$ é rejeitada em todos os testes a um nível de significância de 1% no período pré e pós-crise, quer no teste do traço quer no teste do valor próprio máximo.

Tabela 8. Testes de cointegração de Johansen (1988, 1991) com amostras separadas: em Pré-Crise e Pós-Crise

País	H_0	Pré-crise				Pós-crise			
		Traço		VPMáx		Traço		VPMáx	
Estados Unido	$r=0$	1417.691	**	735.851	**	506.355	**	269.538	**
Reino Unido	$r=0$	1505.290	**	807.558	**	473.730	**	278.759	**
Itália	$r=0$	1308.484	**	690.927	**	503.814	**	277.352	**
Alemanha	$r=0$	1384.030	**	729.353	**	452.755	**	256.496	**
Japão	$r=0$	1394.476	**	731.716	**	455.249	**	255.204	**
Índia	$r=0$	1032.608	**	584.615	**	347.101	**	176.904	**
Hong Kong	$r=0$	1305.663	**	679.431	**	456.936	**	249.849	**

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: EViews). Período pré-crise: 03/01/1995 a 29/09/2008, período pós-crise: 30/09/2008 a 29/03/2013.

Notas: ** significativo ao nível de 1%. * significativo ao nível de 5%. MacKinnon-Haug-Michelis (1999) *p-values*. Teste realizado com R_{PI} e $\Delta(IRIOY)$. O número ótimo de desfasamentos em cada especificação foi obtido automaticamente pelo teste.

Nesta secção, analisámos os testes de cointegração com quebras estruturais de GH e de Johansen, podendo concluir-se que há cointegração com quebras estruturais em todos casos (utilizando a metodologia de GH).

Na próxima secção, será analisado o teste de assimetria TAR, M-TAR e o modelo STR, de modo a analisar as relações assimétricas e respetivos efeitos entre taxas de juro e rendibilidades no mercado bolsista.

5. Assimetria

Nesta secção são apresentados os resultados dos testes de assimetria realizados com o objetivo de verificar se os dados em análise apresentam um comportamento assimétrico. Com isto pretende-se definir a melhor estratégia de ajustamento de modelos para a metodologia proposta.

5.1. Teste de assimetria TAR e M-TAR

Através dos testes de assimetria TAR e M-TAR procura-se *a priori* analisar o comportamento dos índices bolsistas e das taxas de juro a longo prazo. A assimetria pode surgir por diversos fatores, como por exemplo, no mercado bolsista a assimetria pode acontecer pelo facto de os investidores procurarem minimizar perdas e maximizar riscos. A aversão ao risco pode encorajar os agentes económicos a reagir rapidamente a notícias desfavoráveis e a reagir mais lentamente a notícias favoráveis (Menezes *et al.*, 2006). Por outro lado, as assimetrias podem derivar das potenciais perdas resultantes de mercados sobreavaliados (Siklos, 2002). Esta ideia é corroborada por Menezes (2004, 2006). Enders e Siklos (2001) propõem três testes para analisar a questão dos ajustamentos TAR que permitem captar os movimentos assimétricos profundos nas séries dos desvios de equilíbrio a longo prazo e M-TAR que permitem captar movimentos assimétricos abruptos nas séries em contexto de cointegração, como segue: 1) $H_0: \max(\rho_1, \rho_2) = 0$; 2) $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$. Estes dois testes são equivalentes a testar a hipótese nula de não cointegração entre as variáveis incluídas no modelo a longo prazo. Já o teste 3) $H_0: \rho_1 = \rho_2$ permite avaliar a assimetria. O sinal negativo dos coeficientes ρ garante a estacionariedade das variáveis v_{it} . Para os testes de ajustamento assimétrico TAR e M-TAR foram utilizados os valores críticos de Enders e Siklos (2001).

A Tabela 9 apresenta que para ambos os modelos, se rejeita a hipótese nula de não cointegração, pois os *F-statistic* para os modelos TAR e M-TAR são encontrados entre 7.81 e 8.40, respetivamente. Além disso, os resultados a partir do modelo TAR sugerem que a hipótese nula de simetria não pode ser rejeitada na totalidade (estatística).

Tabela 9. Testes de assimetria TAR e M-TAR entre R_{PI} e $\Delta(IR10Y)$

Modelo	ρ_1	ρ_2	$\max(\rho_1, \rho_2) = 0$	$\rho_1 = \rho_2 = 0$	$\rho_1 = \rho_2$
			$t\text{-max}$	Φ	$F(p\text{-value})$
Estados Unidos - (R_{PI})/$\Delta(IR10Y)$					
TAR	-1.039	-1.100	-54.897**	2744.725**	4.399 (0.036)
M-TAR	-1.094	-1.147	-39.715**	906.468**	4.607 (0.067)
Reino Unido - (R_{PI})/$\Delta(IR10Y)$					
TAR	-1.010	-1.023	-50.518**	2458.678**	0.196 (0.658)
M-TAR	-1.133	-1.137	-39.778**	986.235**	0.025 (0.874)
Itália - (R_{PI})/$\Delta(IR10Y)$					
TAR	-1.000	-1.004	-49.644**	2386.822**	0.021 (0.884)
M-TAR	-1.040	-1.043	-37.319**	877.987**	0.008 (0.927)
Alemanha - (R_{PI})/$\Delta(IR10Y)$					
TAR	-0.997	-1.020	-49.834**	2420.477**	0.644 (0.422)
M-TAR	-1.056	-1.075	-37.836**	902.013**	0.388 (0.533)
Japão - (R_{PI})/$\Delta(IR10Y)$					
TAR	-1.063	-1.078	-52.924**	2740.636**	0.269 (0.604)
M-TAR	-1.139	-1.152	-38.929**	955.089	0.202 (0.653)
Índia - (R_{PI})/$\Delta(IR10Y)$					
TAR	-0.875	-0.953	-46.508**	2006.208**	7.334 (0.007)
M-TAR	-0.766	-0.856	-32.004**	620.080**	9.621 (0.002)
Hong Kong - (R_{PI})/$\Delta(IR10Y)$					
TAR	-0.953	-1.060	-52.140**	2426.340**	13.481 (0.000)
M-TAR	-0.924	-1.031	-36.841**	767.817**	13.491 (0.000)

Notas: $H_0: \max(\rho_1, \rho_2) = 0$; valores críticos: -2.51 (1%), -2,10 (5%) no TAR e -2.42 (1%), -1.99(5%) no M-TAR. $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$; valores críticos: 7.81 (1%), 5.79 (5%) no TAR e 8.40 (1%), 6.28(5%) no M-TAR. $H_0: \rho_1 = \rho_2$; valores críticos da distribuição F . 4757 observações após ajustamentos. 1 lag. ** significância a 1%, * significância a 5%. Foram utilizadas para esta análise a R_{PI} e $\Delta(IR10Y)$.

Uma vez analisada a assimetria através dos modelos TAR e M-TAR, centra-se a atenção na análise do efeito do impacto dos choques através do fenómeno de transição, utilizando para isso, os modelos STR, que se caracterizam por descrever a mudança de regime através da função de transição contínua. Logo, os modelos STR, naturalmente, prestam-se a modelar a mudança estrutural apresentadas nas séries.

5.2 Procedimento de Estimação STR

Nas relações económicas, encontra-se, frequentemente, um comportamento assimétrico com efeitos distintos nas contrações e expansões. Como as séries analisadas apresentam comportamentos assimétricos/não-linearidade, conforme analisado na secção 5.1, opta-se por utilizar uma estratégia empírica flexível que permita captar os impactos dos possíveis tipos de assimetria das taxas de juro nos índices bolsistas. Neste âmbito, portanto utiliza-se os modelos STR, modelos esses que assumem que as séries económicas podem ter comportamentos distintos em cada regime (Teräsvirta, 1994).

Os modelos STR fornecem um método para testar a existência de não-linearidades do tipo “transição suave”, que pertence à gama de modelos não-lineares para séries temporais conhecidos como *regime-switching* (de mudança no regime das variáveis) (Teräsvirta e Anderson, 1992 e Skalin e Teräsvirta, 2002).⁶

Os modelos STR englobam tanto o caso linear como o caso autorregressivo com limiar TAR e os casos particulares (Tsay, 1989), daí a flexibilidade ser uma das principais vantagens perante outros modelos não lineares. Dada a possibilidade de especificar a variável de transição S_t , os modelos de transição suave evitam a busca de um limiar rígido entre os regimes.

Em suma, nos modelos STR, o regime ocorre num dado período e é determinado pelo valor da variável de transição (S_t) e pelo valor associado a ela. Nesta pesquisa o objetivo primordial não é analisar as interligações dos mercados, mas perceber até que ponto nos países analisados há um efeito de alavancagem da $\Delta(IR10Y)$ que se reflete nos R_{PI} e a forma que ocorre, *i.e.*, até que ponto o efeito de alavancagem nas taxas de juro se reflete nos R_{PI} .

O nosso procedimento de estimação é baseado no proposto por Teräsvirta (1994) e seu coautores mencionados anteriormente. O ciclo de modelação empregue consiste em três etapas: especificação, estimação e avaliação.

⁶ Modelos Switching são modelos não lineares que permitem analisar diferentes tipos de regimes. Nestes modelos a transição entre regimes é efetuada de forma instantânea. Os modelos STR são uma generalização dos modelos switching, permitindo uma transição suave entre os regimes.

5.2.1 Teste de linearidade e especificação do modelo linear e não linear

O teste de linearidade constitui a primeira etapa do procedimento de modelação. Este é utilizado para verificar se existe não linearidade, evitando a sobreparametrização se um modelo linear é suficiente. O modelo é testado: no caso de haver linearidade não é relevante prosseguir com a estimação do modelo STR; caso contrário determina-se qual a variável de transição (S_t) que é fundamental para a modelação, uma vez que assume o momento de referência para a mudança de regime e sugerir qual modelo LSTR1 ou LSTR2 deve ser usado. Para esta seleção é usada como regra de decisão a variável que tiver a mais forte rejeição do teste (o menor p -value), especialmente se as diferenças são grandes (Tsay, 1989).

Neste contexto, investigamos os modelos logísticos ($k = 1$) ou LSTR1 e ($k = 2$) ou LSTR2 em que a hipótese nula de linearidade é $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$.

As Tabelas a seguir apresentam os resultados dos testes de linearidade para os mercados em análise.

Tabela10: Teste de Linearidade

Estados Unidos						
S_t	Período	Estatística F	H_{04}	H_{03}	H_{02}	Modelo
$R_{PI(t-1)}$	Total de Análise	1.41E-15	6.81E-03	1.65E-09	1.68E-07	LSTR2
$R_{PI(t-2)}$		1.52E-05	5.96E-02	8.04E-05	2.50E-02	LSTR2
$\Delta(IR10Y)$		6.00E-04	1.86E-01	1.08E-02	4.21E-03	LSTR1
<i>Tendência</i>		1.76E-04	3.22E-02	7.41E-02	9.52E-04	LSTR2*
$R_{PI(t-1)}$	Pré-crise	1.54E-06	1.61E-01	1.89E-04	2.91E-04	LSTR2*
$R_{PI(t-2)}$		8.35E-05	1.93E-05	7.55E-01	3.38E-01	LSTR1
$\Delta(IR10Y)$		1.92E-04	2.03E-01	1.77E-03	6.05E-03	LSTR2
<i>Tendência</i>		1.53E-04	5.65E-02	3.82E-01	5.91E-05	LSTR1
$R_{PI(t-1)}$	Pós-crise	5.27E-09	3.74E-01	1.27E-07	2.86E-04	LSTR2
$R_{PI(t-2)}$		4.53E-04	1.20E-01	6.86E-01	4.80E-05	LSTR1
$\Delta(IR10Y)$		4.99E-04	5.72E-03	7.74E-03	1.57E-01	LSTR1
<i>Tendência</i>		5.31E-02	5.85E-01	3.50E-01	8.77E-03	LSTR1*

Notas: $H_0 : \beta_3 = 0$; $H_{03} : \beta_2 = 0 \mid \beta_3 = 0$; $H_{02} : \beta_1 = 0 \mid \beta_2 = \beta_3 = 0$. * indica o modelo sugerido pelo teste de linearidade.

Tabela10: Teste de Linearidade (continuação)

Reino Unido						
S_t	Período	Estatística F	H_{04}	H_{03}	H_{02}	Modelo
$R_{PI(t-1)}$	Total de Análise	7.74E-24	5.44E-06	2.42E-13	4.13E-09	LSTR2
$R_{PI(t-2)}$		3.57E-13	5.19E-02	6.99E-14	1.02E-01	LSTR2
$\Delta(IR10Y)$		8.52E-17	1.66E-02	8.53E-10	6.62E-09	LSTR2*
<i>Tendência</i>		9.36E-76	6.50E-01	1.12E-02	1.45E-79	LSTR1
$R_{PI(t-1)}$	Pré-crise	3.50E-25	5.05E-01	2.99E-24	5.18E-05	LSTR1*
$R_{PI(t-2)}$		1.34E-22	5.78E-01	5.39E-25	7.77E-02	LSTR2
$\Delta(IR10Y)$		2.17E-09	4.04E-03	9.72E-05	2.00E-05	LSTR1
<i>Tendência</i>		9.26E-55	8.76E-05	1.05E-01	1.31E-54	LSTR1
$R_{PI(t-1)}$	Pós-crise	-	-	-	-	Linear
$R_{PI(t-2)}$		-	-	-	2.74E-01	Linear
$\Delta(IR10Y)$		7.83E-08	1.30E-09	1.23E-01	9.12E-01	LSTR1*
<i>Tendência</i>		5.72E-10	9.44E-04	1.35E-01	9.77E-09	LSTR1
Itália						
$R_{PI(t-1)}$	Total de Análise	-	-	-	2.37E-02	Linear
$R_{PI(t-2)}$		-	-	-	7.14E-02	Linear
$\Delta(IR10Y)$		-	-	8.50E-02	3.68E-02	Linear
<i>Tendência</i>		5.71E-05	3.73E-03	1.04E-03	1.71E-01	LSTR1*
$R_{PI(t-1)}$	Pré-crise	6.31E-10	3.19E-02	5.53E-06	1.07E-05	LSTR1*
$R_{PI(t-2)}$		1.71E-01	7.13E-01	4.47E-01	3.21E-02	Linear
$\Delta(IR10Y)$		1.03E-12	5.57E-04	4.10E-08	9.56E-05	LSTR2
<i>Tendência</i>		8.10E-42	2.30E-01	2.03E-02	2.60E-44	LSTR1
$R_{PI(t-1)}$	Prós Crise	9.79E-03	5.21E-01	6.89E-04	6.07E-01	LSTR2
$R_{PI(t-2)}$		8.84E-02	8.25E-03	7.73E-01	6.45E-01	Linear
$\Delta(IR10Y)$		2.04E-01	1.49E-01	7.04E-01	1.36E-01	Linear
<i>Tendência</i>		4.75E-02	1.71E-01	4.76E-01	2.25E-02	LSTR1*
Alemanha						
$R_{PI(t-1)}$	Total de Análise	4.51E-21	2.67E-03	1.86E-10	6.91E-12	LSTR1*
$R_{PI(t-2)}$		2.85E-13	2.10E-04	1.56E-11	1.18E-01	LSTR2
$\Delta(IR10Y)$		4.41E-15	6.39E-03	2.70E-01	1.89E-15	LSTR1
<i>Tendência</i>		3.33E-81	1.52E-01	6.94E-01	1.54E-86	LSTR1
$R_{PI(t-1)}$	Pré-crise	2.10E-10	5.91E-01	9.01E-05	7.06E-03	LSTR1*
$R_{PI(t-2)}$		4.36E-15	4.78E-04	4.00E-14	2.06E-01	LSTR2
$\Delta(IR10Y)$		2.13E-10	3.55E-01	6.43E-01	8.45E-13	LSTR1
<i>Tendência</i>		5.33E-36	3.12E-03	7.06E-03	1.60E-35	LSTR1
$R_{PI(t-1)}$	Pós-crise	-	-	-	5.09E-01	Linear
$R_{PI(t-2)}$		-	-	2.23E-28	4.84E-01	Linear
$\Delta(IR10Y)$		5.17E-08	1.65E-10	6.82E-01	6.71E-01	LSTR1
<i>Tendência</i>		2.74E-11	9.90E-04	8.30E-04	9.39E-08	LSTR2*

Notas: $H_0: \beta_3 = 0$; $H_{03}: \beta_2 = 0 \mid \beta_3 = 0$; $H_{02}: \beta_1 = 0 \mid \beta_2 = \beta_3 = 0$. * modelo sugerido pelo teste de linearidade.

Tabela10: Teste de Linearidade (continuação)

Japão						
S_t	Período	Estatística F	H_{04}	H_{03}	H_{02}	Modelo
$R_{PI(t-1)}$		-	-	-	4.17E-01	Linear
$R_{PI(t-2)}$	Total de Análise	-	-	-	7.48E-01	Linear
$\Delta(IR10Y)$		1.09E-03	5.79E-03	3.81E-03	6.38E-01	LSTR1*
<i>Tendência</i>		1.01E-01	9.78E-01	3.62E-02	9.93E-02	Linear
$R_{PI(t-1)}$		5.28E-04	1.37E-01	1.76E-03	3.01E-02	LSTR2
$R_{PI(t-2)}$	Pré-crise	3.64E-17	3.56E-14	6.17E-05	1.58E-02	LSTR1*
$\Delta(IR10Y)$		9.89E-09	1.76E-01	8.69E-11	8.72E-01	LSTR2
<i>Tendência</i>		5.56E-10	9.83E-01	3.63E-01	4.08E-13	LSTR1
$R_{PI(t-1)}$		1.80E-05	1.93E-04	5.36E-03	1.41E-01	LSTR1
$R_{PI(t-2)}$	Pós-crise	1.95E-13	2.75E-02	2.88E-13	2.94E-02	LSTR2*
$\Delta(IR10Y)$		1.20E-05	4.98E-02	1.77E-05	9.53E-02	LSTR2
<i>Tendência</i>		2.88E-03	5.02E-04	8.51E-01	7.45E-02	LSTR1
Índia						
$R_{PI(t-1)}$		8.41E-07	2.00E-03	7.87E-05	3.19E-02	LSTR2
$R_{PI(t-2)}$	Total de Análise	8.73E-02	3.62E-01	7.06E-02	1.80E-01	Linear
$\Delta(IR10Y)$		4.81E-01	9.30E-01	4.39E-03	1.11E-01	Linear
<i>Tendência</i>		1.56E-02	6.16E-01	4.39E-03	1.11E-01	LSTR2*
$R_{PI(t-1)}$		4.31E-07	3.49E-01	4.42E-03	1.13E-06	LSTR1
$R_{PI(t-2)}$	Pré-crise	3.78E-02	1.29E-01	3.79E-01	2.88E-02	LSTR1*
$\Delta(IR10Y)$		3.10E-01	9.08E-01	4.66E-01	5.95E-02	Linear
<i>Tendência</i>		5.90E-01	1.24E-01	9.45E-01	6.80E-01	Linear
$R_{PI(t-1)}$		8.43E-01	2.47E-01	9.31E-01	9.59E-01	Linear
$R_{PI(t-2)}$	Prós Crise	9.62E-01	8.11E-01	9.43E-01	6.37E-01	Linear
$\Delta(IR10Y)$		8.12E-01	4.76E-01	4.56E-01	9.87E-01	Linear
<i>Tendência</i>		9.72E-01	7.96E-01	9.36E-01	7.30E-01	Linear
Hong Kong						
$R_{PI(t-1)}$		-	-	2.48E-43	2.62E-01	Linear
$R_{PI(t-2)}$	Total de Análise	-	-	-	5.33E-01	Linear
$\Delta(IR10Y)$		1.51E-07	1.67E-07	2.28E-02	1.51E-01	LSTR1*
<i>Tendência</i>		2.82E-05	2.08E-02	2.17E-05	4.01E-01	LSTR2
$R_{PI(t-1)}$		3.61E-35	3.89E-07	5.12E-20	5.98E-13	LSTR2
$R_{PI(t-2)}$	Pré-crise	2.03E-23	1.48E-07	2.96E-07	3.39E-13	LSTR1
$\Delta(IR10Y)$		1.72E-14	1.20E-03	1.16E-07	2.06E-07	LSTR1*
<i>Tendência</i>		1.77E-23	2.67E-02	1.16E-02	1.09E-23	LSTR1
$R_{PI(t-1)}$		9.61E-31	3.27E-10	7.88E-02	6.07E-06	LSTR2
$R_{PI(t-2)}$	Pós-crise	1.82E-31	2.79E-23	1.97E-08	1.24E-04	LSTR1*
$\Delta(IR10Y)$		8.68E-15	6.37E-03	2.78E-07	7.13E-09	LSTR1
<i>Tendência</i>		8.76E-02	7.88E-02	9.82E-02	5.89E-01	Linear

Com base no teste podemos concluir que a hipótese de linearidade é rejeitada exceto na Índia no período pós-crise. O teste de linearidade sugere a variável de transição mais adequada para cada período como também a melhor especificação do modelo, que neste caso foi um modelo logístico (LSTR1 ou LSTR2).

Uma vez rejeitada a linearidade e selecionada a variável de transição, os valores iniciais de γ , C e S_t para estimar o modelo STR são determinados pelo valor mínimo SSR.

Este procedimento é adotado para garantir que os valores da função de transição contêm a variação da amostra suficiente para cada escolha de γ , C e S_t . Cria-se uma grelha linear em C e uma grelha log-linear em γ . Para cada valor de γ e C calcula-se a soma dos quadrados dos resíduos e os menores valores são tomados como valores iniciais.⁷

Em seguida, escolhe-se entre as especificações LSTR1 ou LSTR2. Se LSTR2 for selecionada, a grelha é constituída de C_1 , C_2 e γ , já para LSTR1 é constituída de C_1 e γ . No caso da especificação LSTR2, C_1 , C_2 só podem ser estimados em conjunto. O modelo logístico de segunda ordem é adequado nos casos em que os regimes extremos têm comportamentos dinâmicos semelhantes e o regime intermédio tem comportamentos distintos. Já LSTR1 permite caracterizar comportamentos dinâmicos das diferentes variáveis dos dois regimes (Teravirta, 2004).

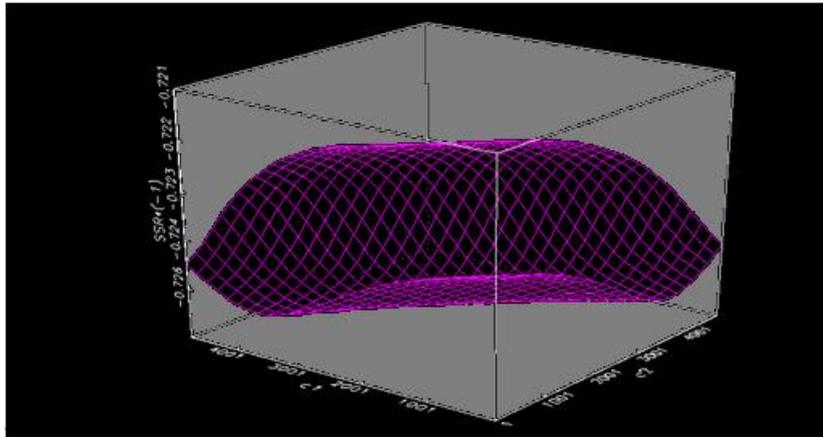
Os gráficos SSR (*sum squared of residual*) da função da soma dos quadrados dos resíduos de γ e C são importantes para observar a superfície e o contorno, pois os resultados são geralmente, mais visíveis em gráficos deste tipo.⁸ Os resultados obtidos através destes, para encontrar os valores iniciais são encontrados na Tabela 11.

⁷ Deve também notar-se que, γ é dividido por $\hat{\sigma}_s^K$ de modo a não reduzir a potência do teste do K-ésimo desvio padrão da amostra da variável de transição.

⁸ Os gráficos são subdivididos em a, b e c que representam os períodos em análise.

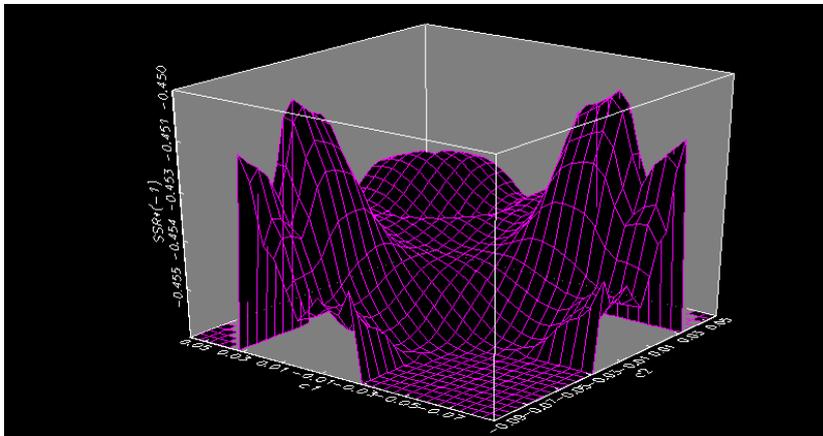
Figura 8: Gráficos SSR - Para encontrar os valores iniciais no Estados Unidos

a) Gráficos SSR – período total de análise 02/01/1995 – 29/03/2013



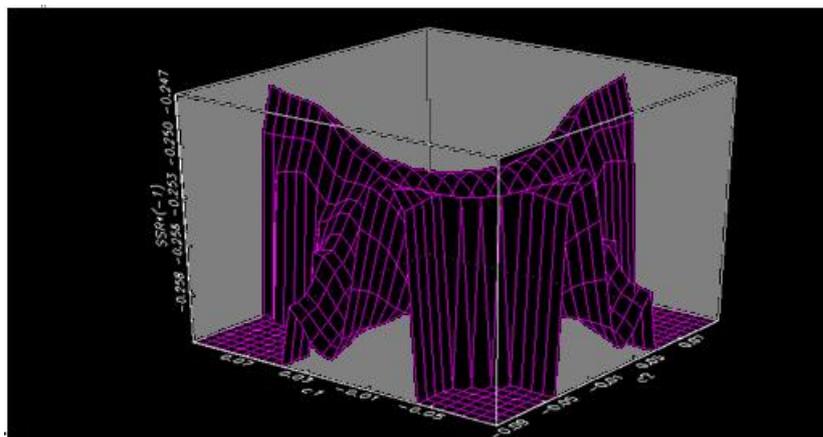
Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: JMulti)

b) Gráficos SSR – período pré-crise 03/01/1995 – 29/09/2008



Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: JMulti)

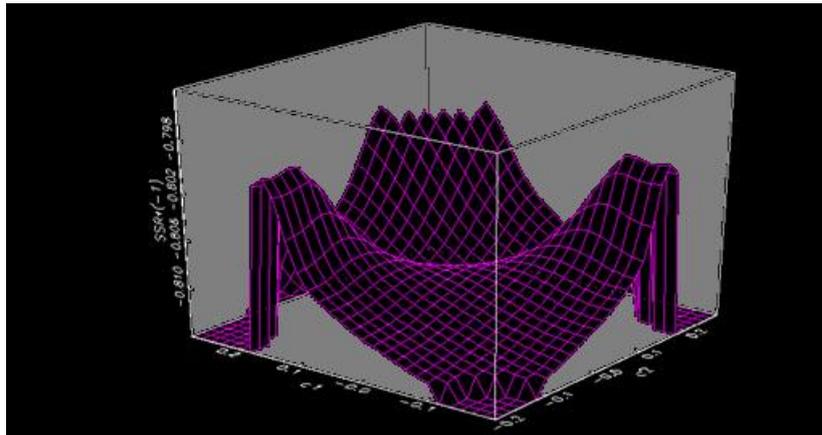
c) Gráficos SSR – período pós-crise 30/09/2008 – 29/03/2013



Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: JMulti)

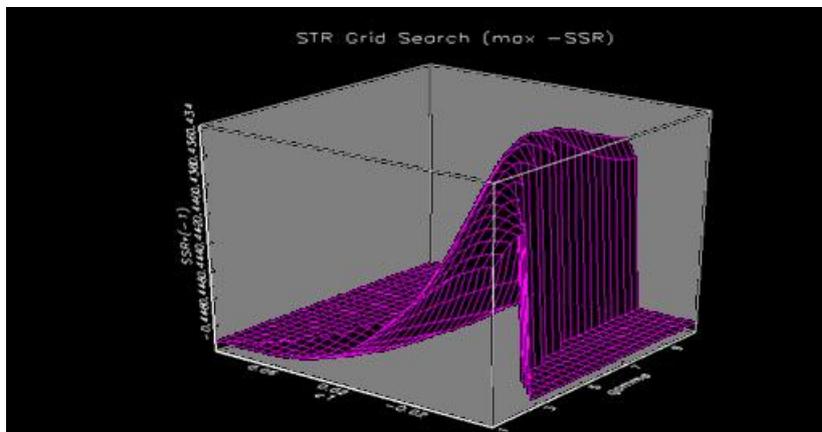
Figura 9: Gráficos SSR - Para encontrar os valores iniciais para o Reino Unido

a) Gráficos SSR – período total de análise 03/01/1995 – 29/03/2013



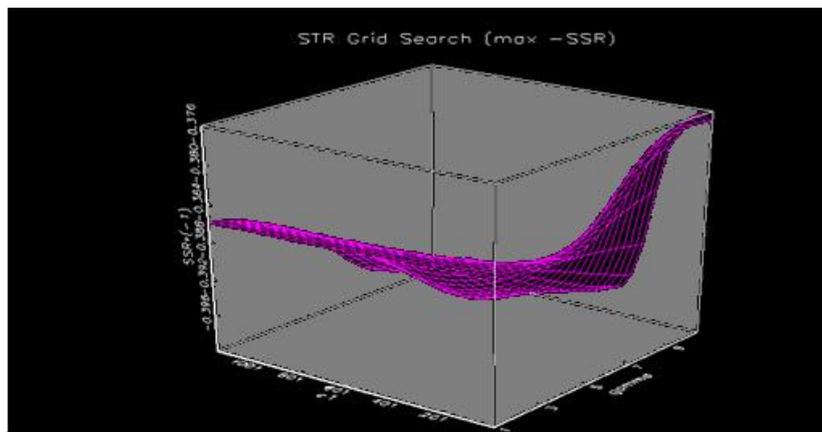
Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: JMulti)

b) Gráficos SSR – período pré-crise 03/01/1995 – 29/09/2008



Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: JMulti)

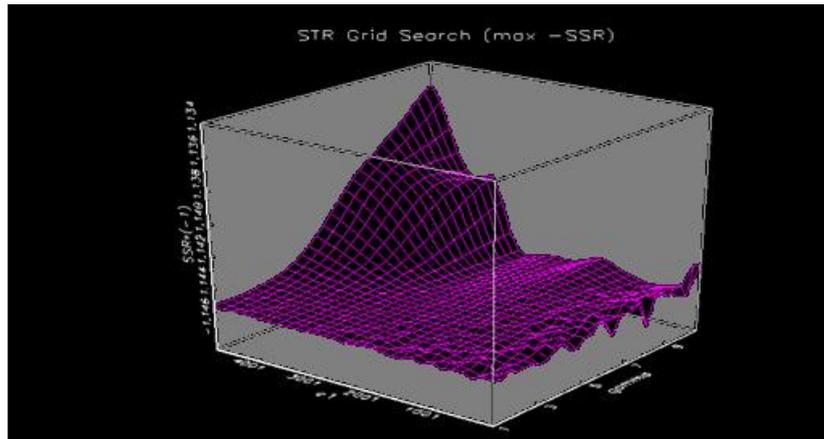
c) Gráficos SSR – período pós-crise 30/09/2008 – 29/03/2013



Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: JMulti)

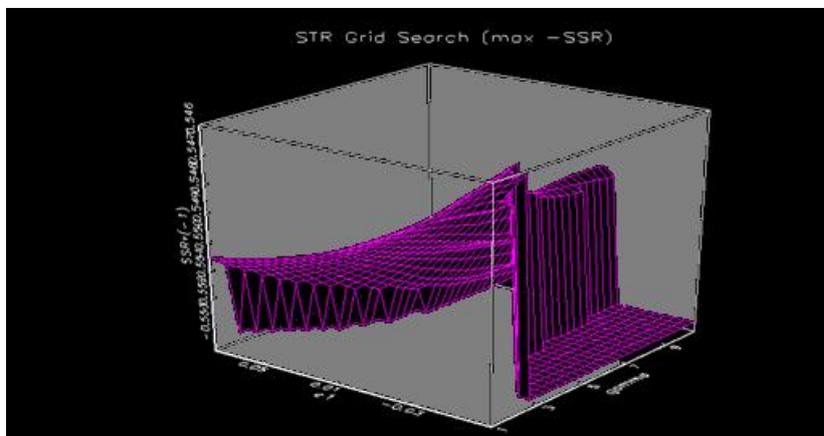
Figura 10: Gráficos SSR - Para encontrar os valores iniciais para Itália

a) Gráficos SSR – período total de análise 03/01/1995 – 29/03/2013



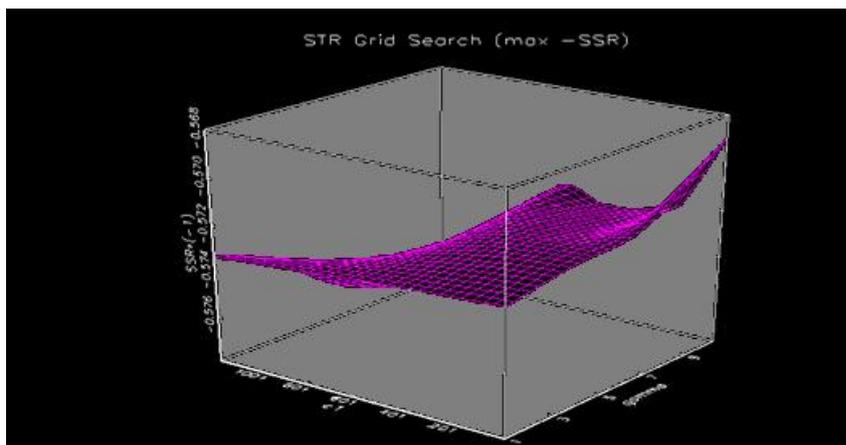
Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: JMulti)

b) Gráficos SSR – período pré-crise 03/01/1995 – 29/09/2008



Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: JMulti)

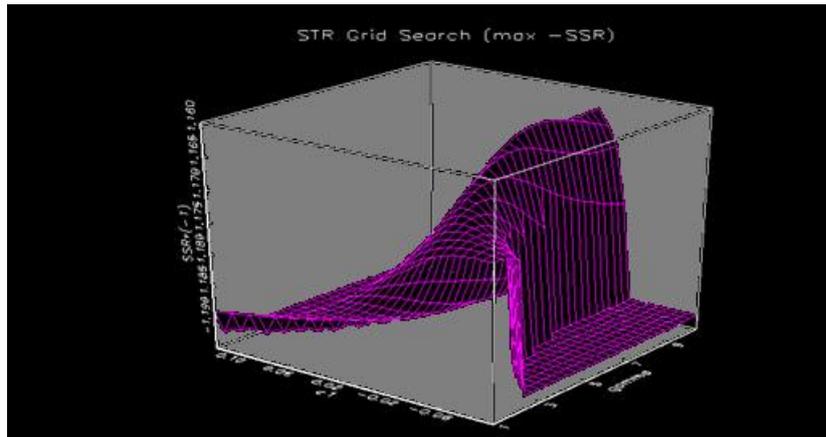
c) Gráficos SSR – período pós-crise 30/09/2008 – 29/03/2013



Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: JMulti)

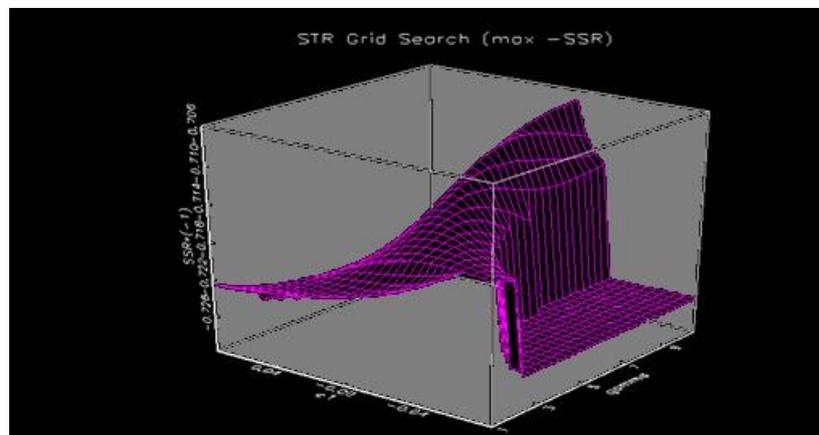
Figura 11: Gráficos SSR - Para encontrar os valores iniciais Alemanha

a) Gráficos SSR – período total de análise 03/01/1995 – 29/03/2013



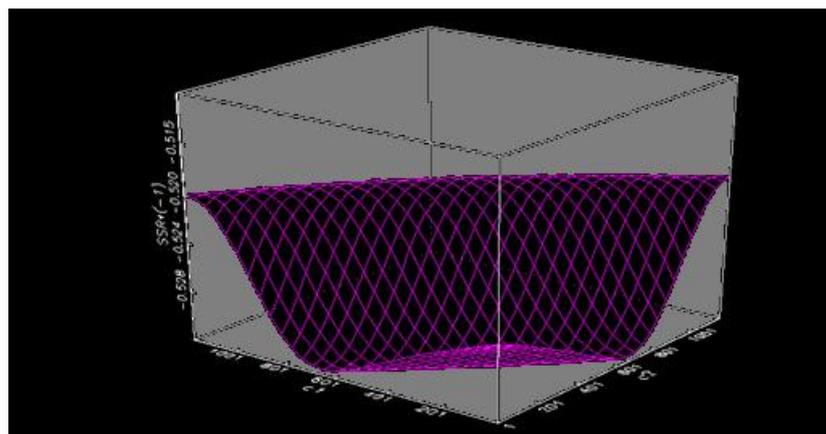
Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: JMulti)

b) Gráficos SSR – período pré-crise 03/01/1995 – 29/09/2008



Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: JMulti)

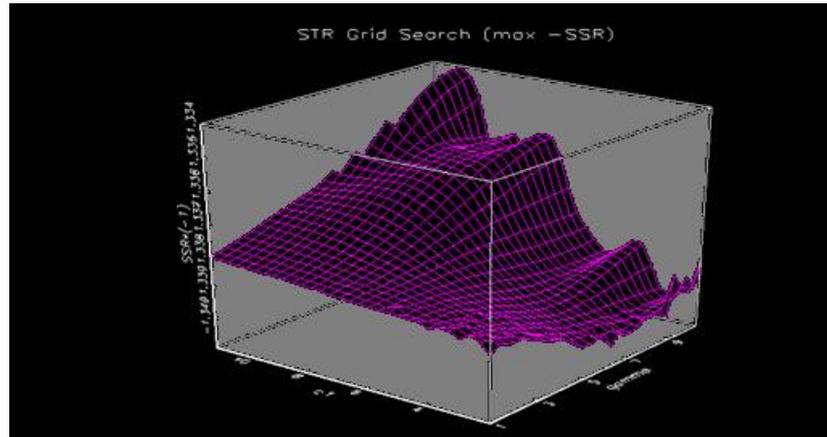
c) Gráficos SSR – período pós-crise 30/09/2008 – 29/03/2013



Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: JMulti)

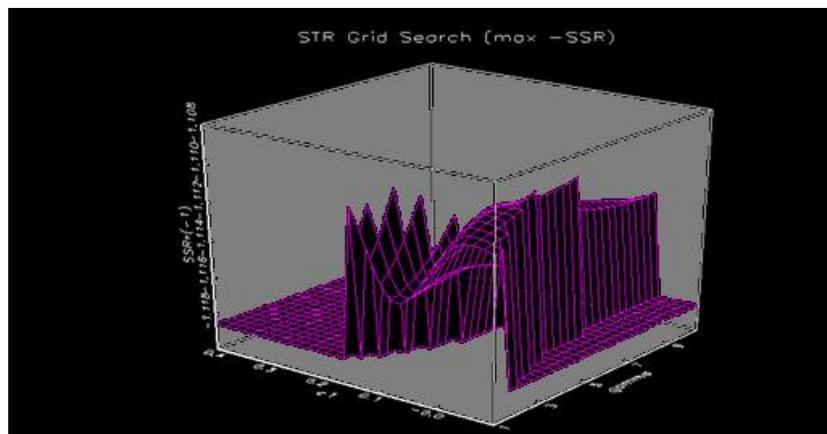
Figura 12: Gráficos SSR - Para encontrar os valores iniciais para o Japão

- a) Gráficos SSR – período total de análise 03/01/1995 – 29/03/2013



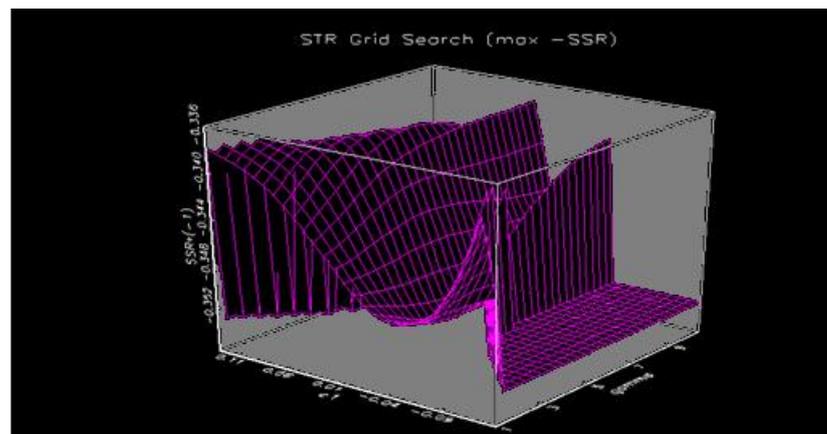
Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: JMulti)

- b) Gráficos SSR – período pré-crise 03/01/1995 – 29/09/2008



Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: JMulti)

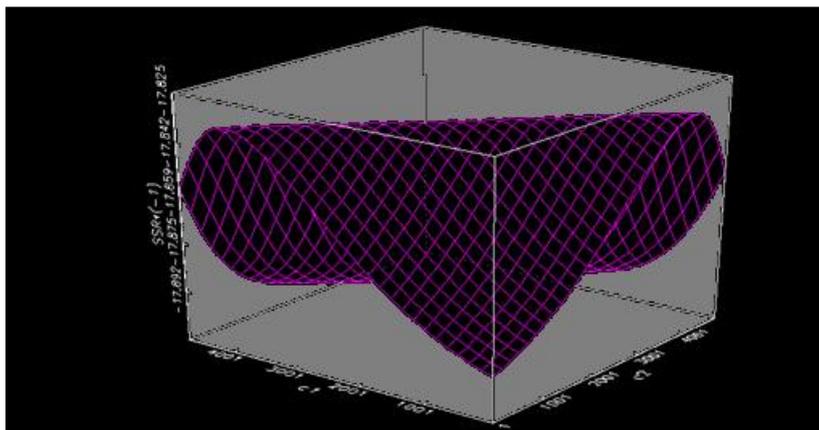
- c) Gráficos SSR – período pós-crise 30/09/2008 – 29/03/2013



Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: JMulti)

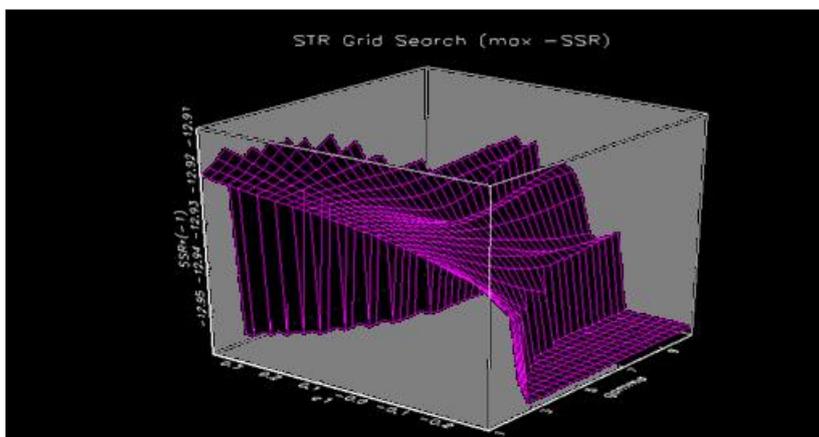
Figura 13: Gráficos SSR - Para encontrar os valores iniciais para Índia

a) Gráficos SSR – período total de análise 03/01/1995 – 29/03/2013



Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: JMulti)

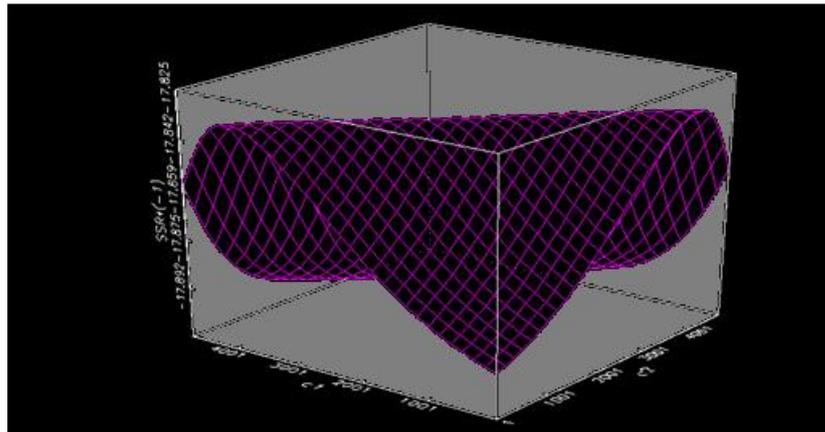
b) Gráficos SSR – período pré-crise 03/01/1995 – 29/09/2008



Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: JMulti)

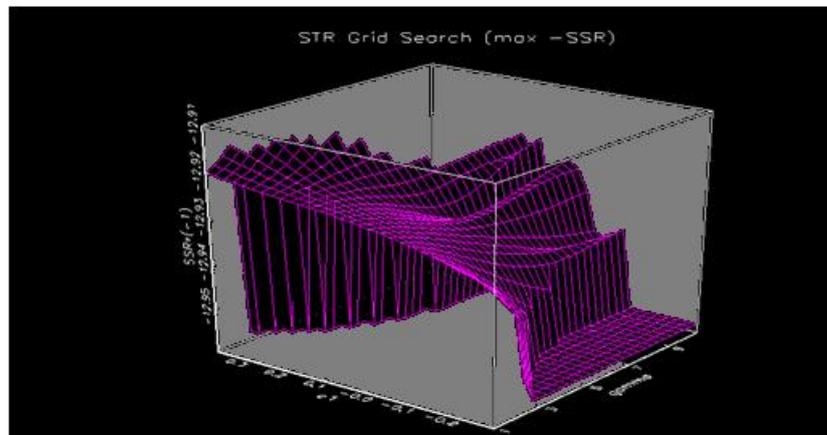
Figura 14: Gráficos SSR - Para encontrar os valores iniciais para Hong Kong

a) Gráficos SSR – período total de análise 03/01/1995 – 29/03/2013



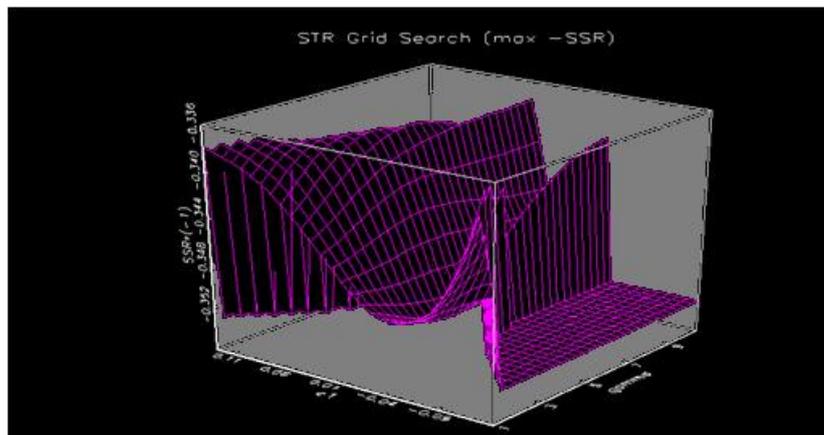
Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: JMulti)

b) Gráficos SSR – período pré-crise 03/01/1995 – 29/09/2008



Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: JMulti)

c) Gráficos SSR – período pré-crise 03/01/1995 – 29/09/2008



Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: JMulti)

Para além da constante (*Const*) as variáveis na parte linear AR são: $R_{PI(t-1)}$, $R_{PI(t-2)}$ e $\Delta(IR10Y)$, a restrição usada é $\theta = 0$. O período de análise é de 03/01/1995 a 29/03/2013 (análise realizada 5 dias por semana).

Na tabela 11 são apresentados os resultados dos valores iniciais de SSR, γ e C .

Tabela 11: Resultados dos valores iniciais de SSR, γ e C

Mercado	S_t	Período	Modelo	SSR	γ	C_1	C_2
Estados Unidos	tendência	Total	LSTR2	0.7210	10.0000	3281.000	3445.000
	$R_{PI(t-1)}$	Pré-crise	LSTR2	0.4500	1.7271	-0.0614	0.0201
	tendência	Pós-crise	LSTR1	0.2564	10.0000	3281.000	-
Reino Unido	$\Delta(IR10Y)$	Total	LSTR2	0.7936	3.9467	-0.1710	0.0932
	$R_{PI(t-1)}$	Pré-crise	LSTR1	0.4341	2.1235	-0.0242	-
	$\Delta(IR10Y)$	Pós-crise	LSTR1	0.3850	7.3352	4.3825	-
Itália	tendência	Total	LSTR1	1.1354	10.0000	4756.000	-
	$R_{PI(t-1)}$	Pré-crise	LSTR1	0.5461	0.7558	-0.0691	-
	tendência	Pós-crise	LSTR1	0.5690	10.0000	1.0000	-
Alemanha	$R_{PI(t-1)}$	Total	LSTR1	1.1616	3.5593	-0.0202	-
	$R_{PI(t-1)}$	Pré-crise	LSTR1	0.7071	10.0000	-0.0150	-
	tendência	Pós-crise	LSTR2	0.5114	10.0000	727.8276	768.207
Japão	$\Delta(IR10Y)$	Total	LSTR1	1.1810	3.5593	0.4261	-
	$R_{PI(t-2)}$	Pré-crise	LSTR1	1.1099	0.6816	0.0996	-
	$R_{PI(t-2)}$	Pós-crise	LSTR2	0.2785	0.5000	-0.0567	0.0535
Índia	tendência	Total	LSTR2	17.8255	10.0000	1313.000	3609.000
	$R_{PI(t-2)}$	Pré-crise	LSTR1	12.9135	1.2669	0.2218	-
	-	Pós-crise	Linear	-	-	-	-
Hong Kong	$\Delta(IR10Y)$	Total	LSTR1	1.3341	10.0000	9.9972	-
	$\Delta(IR10Y)$	Pré-crise	LSTR1	0.9317	5.9660	-0.1545	-
	$R_{PI(t-2)}$	Pós-crise	LSTR1	1.1099	0.6816	0.0996	-

A partir dos resultados acima indicados, conclui-se que o modelo linear não é o mais adequado para explicar o comportamento conjunto das variáveis em estudo. Assim, a etapa seguinte, consiste em escolher o tipo de modelo STR apropriado.

5.2.2 Modelo STR

Encontrados os valores iniciais, estima-se o modelo STR. O primeiro passo da especificação de um modelo STR é seleccionar a parte linear do modelo (AR linear) de início. O mecanismo de seleção permite escolher uma variável endógena y_t e um número arbitrário de fatores exógenos X_t e variáveis determinísticas. A ordem máxima para *lag* é determinada pelo número de desfasamentos a incluir. Por *default* uma constante é sempre incluída no modelo. Os parâmetros do modelo STR são estimados por uma rotina de otimização não linear. É importante a utilização de bons valores iniciais para o algoritmo.

Nas Tabelas abaixo são apresentados, os resultados para todos mercados analisados na presente tese, do modelo STR encontrado para o período total, pré e pós-crise de 2008.

Na Tabela 12 apresenta-se os resultados do modelo STR para os Estados Unidos.

Tabela 12: Estimação para o modelo STR no caso dos Estados Unidos

Estados Unidos												
Parte Linear												
Período Total - 1995 a 2013					Pré-crise - 1995 a 2008				Pós-crise - 2008 a 2013			
	Ínicio	Estimativa	Erro Padrão	<i>p-value</i>	Ínicio	Estimativa	Erro Padrão	<i>p-value</i>	Ínicio	Estimativa	Erro Padrão	<i>p-value</i>
<i>CONST</i>	-0.005	-0.161	0.076	0.035	0.001	0.001	0.000	0.482	-0.003	-0.003	0.0019	0.168
$R_{PI(t-1)}$	-0.344	-0.517	0.097	0.000	-0.025	-0.021	0.019	0.298	-0.249	-0.224	0.0593	0.000
$R_{PI(t-2)}$	-0.302	-0.756	0.106	0.000	-0.001	-0.001	0.009	0.930	-0.191	-0.156	0.0686	0.023
$\Delta(IR10Y)$	0.008	0.038	0.019	0.056	-0.003	-0.003	0.003	0.307	-0.038	-0.033	0.0193	0.087
Parte Não Linear												
<i>CONST</i>	0.005	0.162	0.076	0.032	0.008	0.009	0.002	0.000	0.004	0.003	0.002	0.106
$R_{PI(t-1)}$	0.319	0.465	0.102	0.000	-0.278	-0.279	0.051	0.000	0.186	0.159	0.076	0.034
$R_{PI(t-2)}$	0.308	0.758	0.110	0.000	-0.203	-0.205	0.057	0.001	0.264	0.230	0.084	0.006
$\Delta(IR10Y)$	-0.001	-0.038	0.019	0.056	1.727	-0.043	0.019	0.022	0.046	0.042	0.022	0.054
γ	10.000	1086.996	320.974	0.007	-0.061	23.469	67.317	0.025	10.000	13.888	14.682	0.004
C_1	3281.000	3565.540	20.115	0.000	-0.061	-0.059	0.007	0.000	81.758	99.289	29.133	0.001
C_2	3445.000	3567.564	19.888	0.000	0.020	0.022	0.001	0.000	-	-	-	-

O procedimento de especificação do modelo (Tabela 12) para os Estados Unidos sugere um modelo de função de transição logística LSTR2, com uma variável de transição que é dada pela *tendência* no período total. O pré-crise é explicado por a variável $R_{PI(t-1)}$ e modelo de função LSTR2. Para o pós-crise, a função de transição logística LSTR1 e tem a *tendência* como variável de transição. A função de transição logística LSTR2 indica a existência de dois regimes diferentes nestes mercados de ações. É importante analisar o parâmetro limiar C_1 , neste caso, apresenta um valor positivo pois a S_t é explicada pela tendência linear, indicando comportamento idêntico a grandes choques e quedas de menor proporção e choques positivos. Portanto, no regime de crise, *i.e.*, quando há grandes rendibilidades negativas, as taxas de juro a longo prazo normalmente têm um grande impacto o que repercute no mercado bolsista. As estimativas dos parâmetros de transição suave são importantes na medida em que fornecem informações sobre os níveis da taxa de juro, tornando a parte não-linear do modelo relevante. Um ponto de interesse está relacionado com a precisão das estimativas de limiar que, a julgar pelos erros padrão, são baixos. No caso em que estes parâmetros são maiores pode indicar um comportamento não-linear mais substancial no ajuste entre a taxas de juro e mercado de ações (Ferreira *et al.*, 2013).

A partir dos resultados obtidos podem-se retirar as seguintes conclusões: quando analisamos o período total, a variável de transição sugerida é a *tendência*. Quando este período é analisado em pré e pós-crise encontramos para o período pré-crise a variável de transição $R_{PI(t-1)}$ e no momento pós-crise a variável de transição também é explicada por uma tendência linear, tal como o modelo que analisa o período total. Com este resultado conclui-se que o impacto pós-crise tem um comportamento com maiores oscilações, sendo estas de tal magnitude que quando analisamos na totalidade ela é evidenciada, demonstrando que os comportamentos são distintos nas contrações e expansões. A evolução dinâmica das taxas de juro e dos índices bolsistas dependem do regime ou estado da economia.

A partir destes resultados podemos inferir que na amostra total e pós-crise a função de transição é explicada pela *tendência* linear, logo o efeito do impacto da taxa de juro é proporcional nos índices bolsistas. No pré-crise a função de transição é estocástica, $R_{PI(t-1)}$, com um modelo LSTR2, onde o impacto da taxa de juro a longo prazo nos índices bolsistas é progressivo, ou seja, as pequenas oscilações da taxa de juro têm um impacto residual sobre os índices bolsistas. Pode dizer-se ainda que as informações pós-crise têm maior peso no efeito global do que as anteriores, levando a concluir que a persistência da memória é fortemente transmitida para o momento atual. Assim, as observações atuais estão fortemente correlacionadas com as observações mais desfasadas no tempo. Estes resultados são

referentes a uma quebra estrutural, uma vez que neste estudo, estamos particularmente interessados no efeito da crise de 2008.⁹

A seguir os resultados para o modelo STR encontrados para o Reino Unido Tabela 13.

⁹ É importante ressaltar, que apesar do teste de Causalidade à Granger não ter produzido os resultados de causalidade estatisticamente significativos. Os coeficientes do comportamento não linear dos modelos STR são todos significativos a nível *standard*. Pelo que estes resultados parecem indicar a existência de causalidade não linear entre as variáveis em estudo.

Tabela 13: Estimação para o modelo STR no caso do Reino Unido

Reino Unidos												
Parte Linear												
Período Total - 1995 a 2013					Pré-crise - 1995 a 2008				Pós-crise - 2008 a 2013			
	Ínicio	Estimativa	Erro Padrão	<i>p-value</i>	Ínicio	Estimativa	Erro Padrão	<i>p-value</i>	Ínicio	Estimativa	Erro Padrão	<i>p-value</i>
<i>CONST</i>	0.001	0.001	0.000	0.049	-0.021	-0.023	0.007	0.001	0.014	0.035	0.018	0.049
$R_{PI(t-1)}$	0.012	0.013	0.015	0.361	-0.617	-0.641	0.177	0.000	0.992	0.988	0.030	0.000
$R_{PI(t-2)}$	-0.059	-0.059	0.014	0.000	-0.135	-0.136	0.087	0.116	0.005	0.004	0.033	0.882
$\Delta(IR10Y)$	0.066	0.067	0.005	0.000	0.301	0.317	0.061	0.000	0.001	-0.001	0.001	0.372
Parte Não Linear												
<i>CONST</i>	-0.004	-0.003	0.002	0.035	0.022	0.023	0.007	0.001	1.611	6.466	0.779	0.000
$R_{PI(t-1)}$	-0.609	-0.595	0.065	0.000	0.556	0.578	0.167	0.001	-0.299	-1.039	0.138	0.000
$R_{PI(t-2)}$	0.368	0.367	0.060	0.000	0.132	0.133	0.091	0.140	-0.126	-0.721	0.131	0.000
$\Delta(IR10Y)$	0.005	-0.001	0.012	0.939	-0.291	-0.308	0.062	0.000	0.046	0.236	0.061	0.000
γ	3.947	4.892	2.573	0.052	2.124	1.985	0.412	0.000	7.335	45.782	10.347	0.000
C_1	-0.171	-0.167	0.002	0.000	-0.024	-0.025	0.003	0.000	4.382	4.447	0.009	0.000
C_2	0.093	0.092	0.002	0.000	-	-	-	-	-	-	-	-

Os resultados da estimação do modelo para o Reino Unido sugerem função de transição logística LSTR2 para o período total da análise, para os período pré e pós-crise a função de transição logística LSTR1. Esta descreve processos cujas propriedades dinâmicas diferem entre períodos de expansão e períodos de recessão, com uma transição suave que ocorre entre os dois períodos. Neste caso, C_1 apresenta valores negativos para o período total e pré-crise, o que sugere comportamentos distintos entre maiores e menores quedas e também choques positivos. A variável de transição para o período total e o período pós-crise é dado pelo $\Delta(IR10Y)$ e para período pré-crise $R_{PI(t-1)}$. Concluimos daí que os valores pós-crise predominam os valores pré-crise para os valores totais, podemos assim dizer que o comportamento para este mercado é semelhante ao dos Estados Unidos.

Os resultados para o modelo STR encontrados para Itália é descrito na Tabela 14.

Tabela 14: Estimação para o modelo STR no caso da Itália

Itália												
Parte Linear												
Período Total - 1995 a 2013					Pré-crise - 1995 a 2008				Pós-crise - 2008 a 2013			
	Ínicio	Estimativa	Erro Padrão	<i>p-value</i>	Ínicio	Estimativa	Erro Padrão	<i>p-value</i>	Ínicio	Estimativa	Erro Padrão	<i>p-value</i>
<i>CONST</i>	0.017	0.018	0.005	0.001	-0.092	-0.107	0.163	0.510	-0.033	-0.094	0.000	0.332
<i>R_{PI(t-1)}</i>	1.024	1.024	0.015	0.000	-1.835	-2.129	2.784	0.444	-0.229	-0.977	0.001	0.331
<i>R_{PI(t-2)}</i>	-0.027	-0.027	0.016	0.052	-1.428	-1.863	1.638	0.256	-0.547	-0.889	0.003	0.287
<i>Δ(IR10Y)</i>	-0.001	-0.001	0.000	0.014	0.401	0.549	0.582	0.346	-0.372	-0.768	0.000	0.227
Parte Não Linear												
<i>CONST</i>	2.041	38876.570	880.047	0.967	0.094	0.108	0.164	0.508	0.033	0.091	0.002	0.332
<i>R_{PI(t-1)}</i>	-0.670	-11665.636	285611.971	0.964	1.815	2.124	2.748	0.039	0.249	1.004	0.001	0.317
<i>R_{PI(t-2)}</i>	0.285	4400.499	107773.675	0.974	1.469	1.899	1.641	0.247	0.540	0.855	0.002	0.304
<i>Δ(IR10Y)</i>	-0.053	-1090.418	26695.539	0.946	-0.441	-0.588	0.584	0.314	0.351	0.744	0.000	0.241
<i>γ</i>	10.000	10.149	1.480	0.000	0.756	0.787	0.198	0.000	10.000	43.973	3.933	0.000
<i>C₁</i>	4756.000	6119.401	3321.389	0.055	-0.069	-0.075	0.021	0.000	1.000	6.308	0.000	0.015
<i>C₂</i>	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

A estimação do modelo para a Itália sugere um modelo de função de transição logística LSTR1. Neste caso C_1 apresenta valores positivos o que sugere comportamentos semelhantes entre grandes e menores quedas e choques positivos. A característica encontrada na modelação para os Estados Unidos repete-se. No regime de crise, isto é, quando há grandes retornos negativos, variável $\Delta(IR10Y)$ (taxas no juro a longo prazo) normalmente têm um grande impacto o que se repercute no mercado bolsista. Como o período total e pós-crise tem a mesma função de transição, dizemos neste caso que o impacto das taxas de juro nos índices bolsistas é proporcional.

Na tabela 15 são encontrados os resultados para o modelo STR no caso do mercado alemão.

Tabela 15: Estimação para o modelo STR no caso da Alemanha

Alemanha												
Parte Linear												
Período Total - 1995 a 2013					Pré-crise - 1995 a 2008				Pós-crise - 2008 a 2013			
	Ínicio	Estimativa	Erro Padrão	<i>p-value</i>	Ínicio	Estimativa	Erro Padrão	<i>p-value</i>	Ínicio	Estimativa	Erro Padrão	<i>p-value</i>
<i>CONST</i>	-0.005	-0.003	0.002	0.079	-0.003	-0.003	0.002	0.108	1.191	3.889	0.911	0.000
$R_{PI(t-1)}$	-0.145	-0.105	0.054	0.055	-0.105	-0.118	0.074	0.112	0.909	0.118	0.239	0.623
$R_{PI(t-2)}$	-0.122	-0.110	0.036	0.002	-0.064	-0.077	0.044	0.084	-0.223	-0.172	0.107	0.109
$\Delta(IR10Y)$	0.280	0.242	0.017	0.000	0.174	-0.076	0.018	0.000	0.089	0.348	0.083	0.000
Parte Não Linear												
<i>CONST</i>	0.006	0.004	0.001	0.041	0.004	0.004	0.002	0.072	-1.121	-3.861	0.912	0.000
$R_{PI(t-1)}$	0.119	0.085	0.056	0.131	0.079	0.097	0.076	0.199	0.062	0.864	0.243	0.000
$R_{PI(t-2)}$	0.114	0.101	0.039	0.010	0.066	0.078	0.048	0.106	0.237	0.184	0.114	0.108
$\Delta(IR10Y)$	-0.213	-0.173	0.018	0.000	-0.166	-0.171	0.020	0.000	-0.092	-0.349	0.083	0.000
γ	3.559	10.910	5.327	0.039	10.000	15.005	8.206	0.057	10.000	401.035	177.643	0.024
C_1	-0.020	-0.016	0.001	0.000	-0.015	-0.016	0.001	0.000	727.828	796.514	4.892	0.000
C_2	-	-	-	-	-	-	-	-	768.207	743.900	4.259	0.000

A estimação do modelo para a Alemanha sugere um modelo LSTR1 para o período total e para o período pré-crise. Um modelo LSTR2 para o período pré-crise. No período total e pós-crise verifica-se valores negativos de C_1 , e positivos para o período pós-crise o que sugere que os comportamentos entre grandes e menores quedas e choques positivos são semelhantes. Estes resultados levam a concluir que a rendibilidade dos índices bolsistas afeta os valores anteriores do próprio mercado. O efeito total é dominado pelo efeito pré-crise e não tanto pelo efeito pós-crise.

A estimação do modelo STR para o Japão é apresentado na Tabela 16.

Tabela 16: Estimação para o modelo STR

Japão												
Parte Linear												
Período Total - 1995 a 2013					Pré-crise - 1995 a 2008				Pós-crise - 2008 a 2013			
	Ínicio	Estimativa	Erro Padrão	<i>p-value</i>	Ínicio	Estimativa	Erro Padrão	<i>p-value</i>	Ínicio	Estimativa	Erro Padrão	<i>p-value</i>
<i>CONST</i>	-0.054	-0.034	0.067	0.612	0.001	0.000	0.000	0.663	0.000	0.000	0.001	0.444
$R_{PI(t-1)}$	0.312	0.521	0.472	0.270	-0.015	-0.061	0.014	0.000	-0.013	-0.034	0.029	0.243
$R_{PI(t-2)}$	0.709	0.494	0.485	0.308	0.007	-0.033	0.014	0.019	0.042	0.015	0.033	0.661
$\Delta(IR10Y)$	-0.052	0.494	0.036	0.259	0.122	0.123	0.013	0.000	0.250	0.249	0.024	0.000
Parte Não Linear												
<i>CONST</i>	0.075	0.056	0.066	0.397	-0.060	-0.131	0.021	0.000	0.00378	0.006	0.005	0.291
$R_{PI(t-1)}$	0.628	0.421	0.469	0.369	-2.006	-1.728	0.290	0.000	-0.771	-1.139	0.213	0.000
$R_{PI(t-2)}$	-0.655	-0.443	0.481	0.358	0.057	-1.737	0.066	0.000	-0.518	-0.641	0.089	0.000
$\Delta(IR10Y)$	0.053	0.042	0.036	0.046	0.130	6.500	0.062	0.000	-0.758	-1.208	0.216	0.000
γ	3.559	3.220	0.000	0.050	0.130	5.529	0.063	0.046	0.500	0.826	0.329	0.012
C_1	0.426	0.466	0.215	0.030	0.100	0.077	0.003	0.000	-0.057	-0.063	0.001	0.000
C_2	-	-	-	-	-	-	-	-	0.053	0.058	0.002	0.000

A estimação do modelo para o Japão sugere um modelo LSTR1 para os períodos total e pré-crise. A variável de transição é $\Delta(IR10Y)$ para o período total e para o período pré-crise e pós-crise a variável de transição é $R_{PI(t-2)}$. Para o período pós-crise a função de transição LSTR2. No caso do Japão C_I apresenta valores positivos nos períodos total e pré-crise. Para o período pós-crise este valor é negativo, o que leva a concluir que existe diferenças no comportamento entre os grandes e menores choques.

Na tabela 17 são exibidos os resultados para o modelo STR encontrado para o período total, pré-crise de 1995 a 2008.

Tabela 17: Estimação para o modelo STR no caso da Índia

Índia												
Parte Linear												
Período Total - 1995 a 2013					Pré-crise - 1995 a 2008				Pós-crise - 2008 a 2013			
	Ínicio	Estimativa	Erro Padrão	<i>p-value</i>	Ínicio	Estimativa	Erro Padrão	<i>p-value</i>	Ínicio	Estimativa	Erro Padrão	<i>p-value</i>
<i>CONST</i>	0.000	0.000	0.001	0.998	-0.001	0.000	0.001	0.968	-	-	-	-
$R_{PI(t-1)}$	0.126	0.126	0.022	0.000	0.099	0.098	0.017	0.000	-	-	-	-
$R_{PI(t-2)}$	0.092	0.100	0.021	0.000	0.040	0.056	0.018	0.001	-	-	-	-
$\Delta(IR10Y)$	0.022	0.028	0.019	0.139	-0.002	0.003	0.013	0.832	-	-	-	-
Parte Não Linear												
<i>CONST</i>	0.000	0.000	0.002	0.782	0.014	0.003	0.434	0.166	-	-	-	-
$R_{PI(t-1)}$	-0.092	-0.091	0.029	0.002	-0.133	0.002	0.255	0.260	-	-	-	-
$R_{PI(t-2)}$	-0.091	-0.110	0.028	0.000	0.231	-1.492	1.266	0.238	-	-	-	-
$\Delta(IR10Y)$	-0.029	-0.037	0.024	0.121	0.289	0.520	0.259	0.045	-	-	-	-
γ	10.000	3458.436	7782.844	0.999	1.267	5.536	5.272	0.294	-	-	-	-
<i>C1</i>	1313.000	1411.455	4723.581	0.765	0.222	0.265	0.038	0.000	-	-	-	-
<i>C2</i>	3609.000	3636.495	1158.191	0.002	-	-	-	-	-	-	-	-

Na estimação do modelo no mercado indiano, não há transição no período analisado, logo pode inferir-se que a Índia não sofreu diretamente o efeito da crise de 2008, por isso não mudou a estrutura da série neste período, ou se sofreu, este efeito não está patente nos dados recolhidos.

A Índia é uma economia emergente, apresenta quadros de crescimento económico prósperos e características socioeconómicas muito particulares. O mercado é instável, por isso a crise de 2008 não impacta de maneira a mudar a estrutura da série. Eventualmente, outros países asiáticos estão na mesma linha de comportamento.

As conclusões dos resultados, não invalidam que os efeitos da crise de 2008 nas economias mais desenvolvidas não venham a ser transmitidos aos países asiáticos em momento posterior ao atual. Simplesmente e apesar de alguns indícios neste sentido ainda não existem dados que permitam confirmar esta possibilidade.

Na tabela 18 é exibido os resultados para o modelo STR encontrado para o período total de análise de 1995 a 2013, para o período pré-crise de 1995 a 2008 e pós-crise de 2008 – 2013.

Tabela 18: Estimação para o modelo STR

Hong Kong												
Parte Linear												
Período Total - 1995 a 2013					Pré-crise - 1995 a 2008				Pós-crise - 2008 a 2013			
	Ínicio	Estimativa	Erro Padrão	<i>p-value</i>	Ínicio	Estimativa	Erro Padrão	<i>p-value</i>	Ínicio	Estimativa	Erro Padrão	<i>p-value</i>
<i>CONST</i>	0.013	0.013	0.005	0.006	0.013	0.019	0.004	0.000	0.002	0.001	0.047	0.294
<i>R_{PI(t-1)}</i>	0.979	0.979	0.015	0.000	0.306	0.423	0.099	0.000	0.037	0.030	0.036	0.400
<i>R_{PI(t-2)}</i>	0.018	0.018	0.013	0.239	-0.367	-0.379	0.074	0.000	0.078	0.064	0.052	0.217
<i>Δ(IR10Y)</i>	-0.000	-0.000	0.000	0.328	0.013	0.021	0.009	0.018	0.067	0.070	0.012	0.000
Parte Não Linear												
<i>CONST</i>	-0.074	-0.070	0.108	0.519	-0.019	-0.01831	0.004	0.000	-0.059	-0.051	0.026	0.052
<i>R_{PI(t-1)}</i>	0.091	0.091	0.063	0.150	-0.329	-0.445	0.101	0.000	-1.369	-1.316	0.381	0.001
<i>R_{PI(t-2)}</i>	-0.136	-0.137	0.070	0.048	0.354	0.359	0.076	0.000	0.781	0.722	0.230	0.002
<i>Δ(IR10Y)</i>	0.023	0.022	0.012	0.058	-0.027	-0.036	0.009	0.000	0.329	0.301	0.127	0.018
<i>γ</i>	10.000	9.496	4.258	0.026	5.966	8.519	4.726	0.052	1.405	1.649	0.759	0.030
<i>C₁</i>	9.997	10.001	0.262	0.000	-0.154	-0.186	0.010	0.000	0.050	0.047	0.010	0.000
<i>C₂</i>	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

A estimação do modelo para Hong Kong é um modelo LSTR1 para todos os períodos em análise. O período total e pós-crise apresentam valores positivos de C_1 , denotando comportamentos semelhantes entre grandes e menor quedas e choques positivos e valores negativos. Para o período pré-crise é evidenciado um comportamento distinto entre maiores e menores quedas e também choques positivos. Como Hong Kong não apresenta a mesma data de quebra estrutural, como é verificado pelo teste *Lanne et al* (2002) (Tabela 5), então, podemos concluir que não há diferença ao longo do tempo provocada pela crise. Logo o período pré-crise é mais longo que o período pós-crise e é natural que ele tenha mais importância na determinação do período total.

5.2.3 Avaliação dos Modelos STR

A validade das hipóteses subjacentes à estimativa deve ser investigada uma vez que os parâmetros dos modelos STR foram estimados. Empregamos os testes multiplicador de Lagrange (LM) e de Eitrheim Teräsvirta (1996) construídos para este fim. O pressuposto de que não há autocorrelação de erro deve ser testado. Além disso, é útil para saber se há ou não não-linearidades deixadas no processo depois de ajustamento de um modelo STR.

Esta possibilidade é investigada por testar a hipótese de qualquer não linearidade aditiva contra a hipótese alternativa de que existe um componente adicional STR. Finalmente, a constância dos parâmetros é testada contra a hipótese de que os parâmetros mudam monotonicamente e sem problemas ao longo do tempo.

A avaliação do modelo também inclui a verificação se as estimativas parecem razoáveis, e, claro, verificando os resíduos para efeitos ARCH e normalidade. Para mais detalhes ver Eitrheim e Teräsvirta (1996).

Os testes diagnósticos para a autocorrelação, constância do parâmetro, teste de não lineariedade residual e os testes para efeitos ARCH-LM e normalidade, são aplicados aos resíduos dos modelos STR (Tabelas 19-23).

Tabela 19: Teste de ausência de autocorrelação

Mercado: Estados Unidos						
Modelo:	LSTR2		LSTR2		LSTR1	
Período:	Total		Pré-crise		Pós-crise	
S_t :	<i>Tendência</i>		$R_{PI(t-1)}$		<i>Tendência</i>	
Lag	<i>F-stat</i>	<i>p-value</i>	<i>F-stat</i>	<i>p-value</i>	<i>F-stat</i>	<i>p-value</i>
1	1.001	0.317	1.936	0.164	4.494	0.034
2	8.328	0.000	4.887	0.007	6.263	0.002
3	5.829	0.001	3.298	0.019	5.196	0.001
4	4.388	0.002	2.724	0.027	5.147	0.000
5	5.203	0.000	2.225	0.049	5.996	0.000
6	4.742	0.000	2.143	0.045	5.084	0.000
7	4.766	0.000	2.738	0.007	4.454	0.000
8	4.294	0.000	2.521	0.009	3.701	0.000
Mercado: Reino Unido						
Modelo:	LSTR2		LSTR1		LSTR1	
Período:	Total		Pré-crise		Pós-crise	
S_t :	$\Delta(IR10Y)$		$R_{PI(t-1)}$		$\Delta(IR10Y)$	
Lag	<i>F-stat</i>	<i>p-value</i>	<i>F-stat</i>	<i>p-value</i>	<i>F-stat</i>	<i>p-value</i>
1	0.102	0.749	0.118	0.731	45.532	0.000
2	2.505	0.082	7.637	0.001	18.838	0.000
3	9.752	0.000	11.998	0.000	14.319	0.000
4	7.713	0.000	9.028	0.000	13.479	0.000
5	9.756	0.000	9.660	0.000	12.123	0.000
6	9.334	0.000	8.798	0.000	7.138	0.000
7	8.667	0.000	7.570	0.000	7.538	0.000
8	7.778	0.000	6.707	0.000	3.927	0.000
Mercado: Itália						
Modelo:	LSTR1		LSTR1		LSTR1	
Período:	Total		Pré-crise		Pós-crise	
S_t :	<i>Tendência</i>		$R_{PI(t-1)}$		<i>Tendência</i>	
Lag	<i>F-stat</i>	<i>p-value</i>	<i>F-stat</i>	<i>p-value</i>	<i>F-stat</i>	<i>p-value</i>
1	88.948	0.000	1.174	0.278	73.295	0.000
2	53.254	0.000	1.427	0.240	44.849	0.000
3	36.807	0.000	2.345	0.071	32.663	0.000
4	32.410	0.000	3.547	0.007	31.983	0.000
5	28.759	0.000	3.633	0.003	28.679	0.000
6	24.532	0.000	3.088	0.005	23.156	0.000
7	22.243	0.000	2.615	0.011	17.404	0.000
8	19.038	0.000	2.586	0.008	14.763	0.000

Nota: H_0 : ausência de autocorrelação.

Tabela 19: Teste de ausência de autocorrelação (continuação)

Mercado:		Alemanha					
Modelo:	LSTR1	LSTR1		LSTR2			
Período:	Total	Pré-crise		Pós-crise			
S_t :	$R_{PI(t-1)}$		$R_{PI(t-1)}$		Tendência		
Lag	<i>F-stat</i>	<i>p-value</i>	<i>F-stat</i>	<i>p-value</i>	<i>F-stat</i>	<i>p-value</i>	
1	1.372	0.242	1.174	0.278	13.992	0.000	
2	0.731	0.482	1.427	0.240	9.333	0.000	
3	1.011	0.387	2.345	0.071	6.932	0.000	
4	1.445	0.016	3.547	0.007	6.146	0.000	
5	1.932	0.045	3.633	0.003	6.337	0.000	
6	1.849	0.056	3.088	0.005	5.574	0.000	
7	1.742	0.055	2.615	0.011	4.730	0.000	
8	1.786	0.045	2.586	0.008	3.622	0.000	

Mercado:		Japão					
Modelo:	LSTR1	LSTR1		LSTR2			
S_t :	$\Delta(IR10Y)$		$R_{PI(t-2)}$		$R_{PI(t-2)}$		
Lag	<i>F-stat</i>	<i>p-value</i>	<i>F-stat</i>	<i>p-value</i>	<i>F-stat</i>	<i>p-value</i>	
1	4.118	0.043	2.342	0.126	9.138	0.003	
2	10.888	0.000	1.179	0.307	5.238	0.005	
3	7.207	0.000	0.947	0.417	2.738	0.042	
4	5.404	0.000	0.953	0.032	2.736	0.027	
5	4.339	0.000	0.898	0.081	2.638	0.022	
6	3.712	0.001	1.471	0.084	3.189	0.004	
7	3.204	0.002	1.840	0.075	3.411	0.001	
8	2.890	0.003	1.658	0.003	3.036	0.002	

Mercado:		Hong Kong					
Modelo:	LSTR1	LSTR1		LSTR1			
Período:	Total	Pré-crise		Prós Crise			
S_t :	$\Delta(IR10Y)$		$\Delta(IR10Y)$		$R_{PI(t-2)}$		
Lag	<i>F-stat</i>	<i>p-value</i>	<i>F-stat</i>	<i>p-value</i>	<i>F-stat</i>	<i>p-value</i>	
1	1.365	0.243	13.385	0.000	0.215	0.643	
2	0.874	0.417	12.444	0.000	0.131	0.877	
3	2.477	0.059	10.358	0.000	0.981	0.401	
4	2.461	0.043	7.804	0.000	2.979	0.018	
5	2.416	0.034	7.805	0.000	2.927	0.012	
6	2.417	0.033	5.975	0.000	2.474	0.022	
7	1.952	0.057	5.353	0.000	1.675	0.111	
8	1.839	0.065	5.382	0.000	1.737	0.086	

Nota: H_0 : ausência de autocorrelação.

Tabela 20: Teste para a Constância do Parâmetro

Estados Unidos			
<i>F-stat</i>			
H:	Período Total	Pré-crise	Pós-crise
H ₁	2.168 (0.026)	4.556 (0.000)	2.005 (0.011)
H ₂	2.489 (0.000)	2.632 (0.004)	1.855 (0.003)
H ₃	2.971 (0.000)	2.317 (0.003)	1.566 (0.009)
Reino Unido			
H ₁	16.295 (0.000)	29.053 (0.001)	7.549 (0.026)
H ₂	9.819 (0.000)	15.651 (0.000)	7.288 (0.010)
H ₃	7.213 (0.000)	12.492 (0.000)	6.442 (0.000)
Itália			
H ₁	1.679 (0.043)	29.294 (0.000)	5.048 (0.000)
H ₂	1.688 (0.009)	16.543 (0.000)	3.393 (0.000)
H ₃	2.113 (0.005)	11.442 (0.000)	2.684 (0.000)
Alemanha			
H ₁	49.448 (0.000)	29.294 (0.000)	5.851 (0.000)
H ₂	25.756 (0.000)	16.543 (0.000)	3.829 (0.000)
H ₃	17.597 (0.000)	11.442 (0.000)	4.672 (0.000)
Japão			
H ₁	1.618 (0.014)	10.068 (0.000)	2.253 (0.022)
H ₂	1.693 (0.041)	6.344 (0.000)	3.911 (0.003)
H ₃	1.401 (0.092)	5.185 (0.000)	4.921 (0.003)
Hong Kong			
H ₁	2.555 (0.009)	4.172 (0.003)	1.962 (0.048)
H ₂	4.443 (0.000)	12.292 (0.000)	2.279 (0.008)
H ₃	4.172 (0.000)	9.064 (0.000)	1.989 (0.003)

Nota: H₀: parâmetros constantes.

Tabela 21: Teste de não Lineariedade Adicional

Estados Unidos					
S_t		<i>F-stat</i>			
		<i>F</i>	<i>F4</i>	<i>F3</i>	<i>F2</i>
Período Total	<i>Tendência</i>	-	-	-	-
Pré-crise	$R_{PI(t-1)}$	2.38E-03	1.88E-02	1.13E-02	2.09E-01
Pós-crise	<i>Tendência</i>	-	-	-	-
Reino Unido					
Período Total	$\Delta(IR10Y)$	1.36E-04	6.43E-02	8.73E-02	2.55E-04
Pré-crise	$R_{PI(t-1)}$	5.34E-08	2.06E-02	6.34E-03	1.73E-06
Pós-crise	$\Delta(IR10Y)$	3.67E-01	5.58E-02	8.36E-01	7.15E-01
Itália					
Período Total	<i>Tendência</i>	-	-	-	-
Pré-crise	$R_{PI(t-1)}$	1.65E-02	7.43E-01	1.43E-02	3.79E-02
Pós-crise	<i>Tendência</i>	-	-	-	-
Alemanha					
Período Total	$R_{PI(t-1)}$	3.19E-05	1.76E-03	2.68E-02	6.51E-03
Pré-crise	$R_{PI(t-1)}$	1.65E-02	7.43E-01	1.43E-02	3.79E-02
Pós-crise	<i>tendência</i>	-	-	-	-
Japão					
Período Total	$\Delta(IR10Y)$	2.77E-01	2.44E-01	1.72E-01	6.12E-01
Pré-crise	$R_{PI(t-1)}$	1.60E-08	4.56E-03	1.54E-03	9.51E-06
Pós-crise	$R_{PI(t-2)}$	1.13E-13	2.46E-04	9.69E-13	4.69E-01
Hong Kong					
Período Total	$\Delta(IR10Y)$	9.00E-06	2.72E-05	5.87E-03	3.53E-01
Pré-crise	$\Delta(IR10Y)$	8.93E-06	4.38E-04	2.15E-04	6.06E-01
Pós-crise	$R_{PI(t-2)}$	4.22E-30	8.68E-24	5.83E-02	2.40E-09

Tabela 22: Teste para a Normalidade

Estados Unidos			
	Período Total	Pré-crise	Pós-crise
J-B(<i>p-value</i>)	8897.649 (0.000)	7930.047 (0.000)	1911.864 (0.000)
Assimetria	-0.239	-0.259	-0.276
Curtose	9.683	10.271	9.233
Reino Unido			
J-B(<i>p-value</i>)	8318.621 (0.000)	1421.714 (0.000)	1522.808 (0.000)
Assimetria	-0.168	-0.098	-0.104
Curtose	9.469	6.080	8.580
Itália			
J-B(<i>p-value</i>)	5067.764 (0.000)	1281.991 (0.000)	126.122 (0.000)
Assimetria	-0.075	-0.188	-0.080
Curtose	8.055	5.907	4.601
Alemanha			
J-B(<i>p-value</i>)	2626.766 (0.000)	1281.990 (0.000)	928.651 (0.000)
Assimetria	-0.106	-0.188	0.088
Curtose	6.634	5.907	7.357
Japão			
J-B(<i>p-value</i>)	4117.215 (0.000)	3857.381 (0.000)	2446.032 (0.000)
Assimetria	-0.057	0.061	-0.287
Curtose	7.556	7.409	10.060
Hong Kong			
J-B(<i>p-value</i>)	20014.567 (0.000)	11671.438 (0.000)	6099.717 (0.000)
Assimetria	0.078	0.143	-0.050
Curtose	0.074	11.848	14.195

Tabela 23: Teste ARCH-LM

Estados Unidos			
	Período Total	Pré-crise	Pós-crise
Teste <i>statistic</i> (<i>p-value</i>)	1052.971 (0.000)	713.267 (0.000)	276.724 (0.000)
Estatística <i>F</i> (<i>p-value</i>)	169.119 (0.000)	111.388 (0.000)	45.378 (0.000)
Reino Unido			
	Período Total	Pré-crise	Pós-crise
Teste <i>statistic</i> (<i>p-value</i>)	911.542 (0.000)	372.367 (0.000)	145.580 (0.000)
Estatística <i>F</i> (<i>p-value</i>)	141.008 (0.000)	51.959 (0.000)	20.798 (0.000)
Itália			
	Período Total	Pré-crise	Pós-crise
Teste <i>statistic</i> (<i>p-value</i>)	740.794 (0.001)	358.682 (0.000)	83.673 (0.000)
Estatística <i>F</i> (<i>p-value</i>)	109.718 (0.000)	49.839 (0.000)	11.269 (0.000)
Alemanha			
	Período Total	Pré-crise	Pós-crise
Teste <i>statistic</i> (<i>p-value</i>)	657.991 (0.000)	358.682 (0.000)	146.707 (0.000)
Estatística <i>F</i> (<i>p-value</i>)	95.477 (0.000)	49.839 (0.000)	20.983 (0.000)
Japão			
	Período Total	Pré-crise	Pós-crise
Teste <i>statistic</i> (<i>p-value</i>)	626.315 (0.000)	409.039 (0.000)	127.902 (0.000)
Estatística <i>F</i> (<i>p-value</i>)	90.180 (0.000)	55.949 (0.000)	17.965 (0.000)
Hong Kong			
	Período Total	Pré-crise	Pós-crise
Teste <i>statistic</i> (<i>p-value</i>)	912.339 (0.000)	528.975 (0.000)	328.987 (0.000)
Estatística <i>F</i> (<i>p-value</i>)	141.168 (0.000)	77.638 (0.000)	57.404 (0.000)

Analisando a tabela 20, pode observar-se que os modelos foram bem especificados. Os testes de não linearidade residual (Tabela 21) são importantes nos modelos STR, pois consistem em testar a hipótese nula de os parâmetros serem constantes contra a mudança suave contínua nos parâmetros. Verifica-se que os modelos estimados caracterizam de forma adequada as propriedades não lineares do processo em análise, ou seja, os modelos são suficientes para caracterizar completamente a não linearidade. Este é o resultado que é constatado na Tabela 21.

Os resultados do teste da Tabela 23 não indicam qualquer sinal de existência de efeitos ARCH ou heteroscedasticidade cíclica a um nível de significância de (0.05), não havendo sinais de dependência na série dos resíduos estimados.

Os mercados bolsistas têm diferentes reações para uma mesma notícia, dependendo do estado da economia. Uma notícia negativa pode ter um impacto positivo quando o mercado está em expansão e um impacto negativo durante as recessões. Com a análise empírica é possível constatar que a não linearidade está presente nos dados e que as taxas de juro têm ligações muito fortes nestes mercados. Os modelos STR aplicados nesta pesquisa são uma alternativa exequível

para um ajustamento comportamental entre as taxas de juro e os índices bolsistas. Os modelos estimados destacam a importância da modelação do comportamento cíclico dos mercados bolsistas, identificando a influência das taxas de juro.

Conclusões do capítulo

Neste capítulo apresentamos uma análise da questão da globalização dos mercados bolsistas num contexto internacional. Para esta análise utilizou-se uma abordagem econométrica baseada nos testes de ajustamento TAR e M-TAR e modelos STR. Os testes de ajustamento TAR e M-TAR confirmam o efeito assimétrico nos mercados estudados.

Os modelos STR aplicados nesta pesquisa são uma alternativa exequível para um ajustamento comportamental entre as taxas de juro e os índices bolsistas. Destacam-se pela importância de modelar o comportamento cíclico dos mercados bolsistas, identificando a influência das taxas de juro.

Os resultados obtidos sugerem que no regime de crise, isto é, quando há grandes retornos negativos, as taxas de juro a longo prazo normalmente têm um grande impacto o que repercute no mercado de ações.

Para os Estados Unidos, Reino Unido e Itália o impacto pós-crise tem um comportamento mais instável. Estas oscilações são de tal magnitude que quando analisamos na totalidade ela é evidenciada, demonstrando que os comportamentos são distintos nas contrações e expansões. A partir destes, pode dizer-se que as informações pós-crise têm maior peso no efeito global do que as anteriores, levando a concluir que a persistência da memória é fortemente transmitida para o momento atual, ou seja, as observações atuais estão fortemente correlacionadas com as observações mais desfasadas no tempo.

Os resultados da estimação para a Alemanha sugerem que o efeito total é dominado pelo efeito pré-crise e não tanto pelo efeito pós-crise. Assim, as rendibilidades dos índices bolsistas afetam os valores anteriores do próprio mercado. As informações mais recentes têm maior peso no efeito global do que as anteriores, ou seja, a memória relativa a momentos mais distantes não é transmitida com a mesma intensidade para o momento atual.

No mercado japonês, pode dizer-se que as taxas de juro influenciam a transição do período pré e pós-crise. Avaliando o mercado indiano pode concluir-se que a crise de 2008 não alterou a estrutura da série neste período, ou seja, os modelos STR levam a concluir que como o mercado é volátil a crise de 2008 não impacta de maneira a mudar a estrutura da série.

Para Hong Kong, não se nota uma diferença ao longo do tempo provocada pela crise de 2008, logo o período pré-crise é mais longo que o período pós-crise. Assim, o período pré-crise influencia de maneira mais importante a determinação do período total. Este comportamento pode estar correlacionado com a data de quebra, que neste mercado é no ano de 1997. Estes resultados são referentes a uma quebra estrutural, uma vez que, neste estudo, estamos particularmente interessados no efeito da crise de 2008.

6. Volatilidade e Persistência

No capítulo anterior analisámos a assimetria através dos testes TAR e M-TAR e modelos STR. Este estudo teve como objetivo analisar o impacto dos choques das taxas de juro nos índices bolsistas na presença de quebras estruturais.

Os modelos STR analisaram a mudança de regime através da função de transição contínua, logo, naturalmente prestam-se a modelar a mudança estrutural apresentada. Sendo os STR modelos para média e para cumprir com objetivo central desta investigação é necessário considerar as oscilações da variância ao longo do período analisado.

Neste contexto, os modelos da família GARCH serão estimados conjuntamente com uma equação do tipo STR para a média, ou seja, estimam-se os modelos mistura STR-EGARCH, STR-IGARCH e STR-FIEGARCH. Além disso, utiliza-se a distribuição *t-Student* para tornar as estimativas mais robustas e eficiência, uma vez que se detectam a presença de leptocurtose/caudas pesadas.

Neste trabalho o primeiro modelo destina-se a estudar o comportamento da volatilidade ao longo do tempo e a efetuar previsão *in-sample* da volatilidade dos processos em condições de informação assimétrica no mercado. O segundo assume que a persistência do choque é infinita e captura apenas processos $I(1)$ na variância condicionada, o terceiro permite detetar o grau de persistência e de assimetria nas séries. Ambos são, por isso, modelos da média-variância e podem ser usados para testar os efeitos da crise de 2008 associado aos mercados em cada momento no tempo.

Este capítulo está organizado do seguinte modo: na secção 6.1 apontam-se os resultados da estimação do modelo STR-EGARCH, bem como a potência preditiva *in-sample* do modelo. Na secção 6.2 discutem-se os resultados da estimação do modelo STR-IGARCH que analisam a persistência infinita nas sucessões cronológicas em estudos. Na secção 6.3 debatem-se os resultados da estimação do modelo STR-FIEGARCH que permitem detetar o grau de persistência da volatilidade e de assimetria. No final desta secção é apresentada uma comparação da persistência no período pré e pós-crise. Por fim, discutem-se os resultados da previsão *in-sample* comparando a capacidade preditiva dos modelos propostos 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).

6.1 Estimação STR-EGARCH

6.1.1 Estimativa dos Coeficientes

A Tabela 24 apresenta as estimativas dos coeficientes da equação da variância do modelo STR-EGARCH. A equação da média é modelada através de um modelo STR, que relaciona os $\Delta(IR10Y)$ e os R_{PI} . Já na equação da variância adota-se um modelo EGARCH(1,1), originando assim o modelo mistura STR-EGARCH. Nos modelos EGARCH, o qual diz respeito à equação da variância, para além da constante w , são apresentadas as estimativas de α , γ e β . O coeficiente α refere-se ao valor absoluto da razão entre os resíduos da equação da média no momento $t-1$ e o desvio padrão condicionado no momento $t - 1$. β é o coeficiente de autoregressão de primeira ordem da variável dependente na equação da variância, ou seja, do logaritmo da variância (volatilidade) condicionada e o parâmetro γ capta o efeito de assimetria. Analisando a Tabela 24, observamos que $\beta < 1$ para todos os mercados, logo, os estimadores são consistentes e assintoticamente normais.

Como referido, o modelo EGARCH permite distinguir os efeitos assimétricos na volatilidade provocados por choques passados positivos e/ou negativos. Os efeitos são assimétricos se $\gamma \neq 0$. Além disso, se $\gamma < 0$ estamos na presença de efeitos de *leverage*. Dada a especificação da equação da variância no modelo EGARCH, se existir, o efeito de *leverage* é exponencial. Este efeito ocorre quando os choques negativos provocam um aumento da volatilidade. 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 a longo prazo.

Os resultados apresentados mostram que todas as estimativas dos coeficientes da equação da variância são significativamente diferentes de zero a menos de 1%. A rejeição de $H_0: \gamma = 0$ implica a existência de efeitos assimétricos na volatilidade dos resíduos STR na relação $\Delta(IR10Y)$ com R_{PI} .

Em conclusão, quando um choque no sistema provoca uma redução na volatilidade dos resíduos do STR em relação ao seu equilíbrio, o efeito no momento seguinte é um aumento da volatilidade (aqui representada pelos resíduos do STR). Este resultado é consistente. Quando o mercado financeiro entra em recessão a instabilidade é maior, aumentando assim, a volatilidade. Este fenómeno pode ser observado nos gráficos apresentados na secção (3.1).

O efeito *leverage*¹⁰ é indicado pelos valores negativos de γ , quanto maior for sua magnitude menor será o efeito. Assim, choques positivos e negativos têm impactos distintos sobre a volatilidade, entretanto, o efeito *leverage* é identificado apenas no período total de análise para o Reino Unido e no período pós-crise para a Índia.

Deste modo pode concluir-se que esses mercados são influenciados diretamente pelas “más” e “boas notícias”, de tal forma que as “más notícias” criam adicionais declínios nos mercados. Em contrapartida, as “boas notícias” criam potenciais aumentos no mesmo. Os resultados podem ser observados nas Figuras 15-16. Os valores positivos de γ indicam por sua vez que os choques têm menos impacto sobre a volatilidade quando ela já é alta.

Tabela 24. Coeficientes da equação da variância do modelo STR-EGARCH

	Coeficientes									
	w	α	γ	β	LL	Schwarz				
Período Total										
Estados Unidos	-7.680	**	-0.483	**	0.662	**	0.555	**	35784.49	-15.031
Reino Unido	-0.008	**	1.785	**	-0.931	**	1.009	**	35684.33	-14.992
Itália	-4.401	**	-0.207	**	0.364	**	0.739	**	33220.01	-13.959
Alemanha	-1.169	**	-0.026	**	0.097	**	0.931	**	33679.59	-14.149
Japão	-2.504	**	-0.129	**	0.172	**	0.847	**	33416.38	-14.036
Índia	-16.938	**	-1.187	**	1.346	**	0.135	**	40987.09	-17.294
Hong Kong	-2.589	**	-0.129	**	0.846	**	0.847	**	31460.35	-13.219

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: Eviews 8.0). Período: 3/1/1995 a 29/03/2013.
 Notas: ** significativo a 1%. * significativo a 5%. Método de estimação: ML-ARCH (Marquardt) com resíduos *t-Student*.

¹⁰ O efeito *leverage* é um fenómeno assimétrico no tempo, pois a correlação negativa ocorre apenas entre retorno passado e volatilidade futura. Com o efeito de alavancagem financeira se presume que a queda choque negativo causa um aumento na volatilidade.

Tabela 24. Coeficientes da equação da variância do modelo STR-EGARCH (continuação)

	Coeficientes									
	w	α	γ	β	LL	Schwarz				
Período Pré-crise										
Estados Unidos	-4.815	**	-0.385	**	0.373	**	0.693	**	23608.75	-13.17
Reino Unido	-9.104	**	-0.634	**	0.872	**	0.486	**	26464.15	-14.76
Itália	-1.033	**	0.199	**	0.171	**	0.946	**	25047.59	-13.982
Alemanha	-11.263	**	-0.704	**	0.845	**	0.305	**	24605.83	-13.74
Japão	-9.837	**	-0.350	**	0.476	**	0.409	**	33365.01	-14.02
Índia	-15.041	**	-0.138	**	0.411	**	-0.535	**	12472.86	-6.99
Hong Kong	-2.778	**	-0.099	**	3.421	**	0.802	**	25234.48	-14.11
Período Pós-crise										
Estados Unidos	-10.208	**	-0.785	**	0.935	**	0.376	**	8093.56	-13.78
Reino Unido	-12.801	**	-0.993	**	1.065	**	0.077	**	6713.99	-11.43
Itália	-10.638	**	-0.543	**	0.703	**	0.287	**	7254.33	-12.45
Alemanha	-12.429	**	-0.959	**	0.997	**	0.099	**	6595.64	-11.22
Japão	-12.790	**	-1.112	**	1.178	**	0.131	**	7155.49	-12.20
Índia	-2.559	**	2.561	**	-2.066	**	0.884	**	4108.18	-6.99
Hong Kong	-11.882	**	-0.934	**	1.043	**	0.177	**	7012.39	-11.98

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: Eviews 8.0). Período: 3/1/1995 a 29/03/2013.

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

Os resultados indicam que enquanto os testes de assimetria TAR e M-TAR não identificam a presença de assimetria em todos os casos, os modelos STR-EGARCH conseguiram captar este fenómeno para todas as séries em análise.

Outra conclusão relevante é sobre o aperfeiçoamento que denominamos STR-EGARCH*. Este teve melhor performance. Quanto à persistência dos dados, estes revelam valores de α inferiores aos estimados pelos modelos STR-EGARCH. Estes valores implicam na duração dos choques nos mercados, ou seja, implica que os efeitos dos choques em períodos anteriores tendem a ficar em torno de um período menos longo de quando estimado os modelos STR-EGARCH. Estes resultados podem ser observados na Tabela 25.

Tabela 25. Coeficientes da equação da variância do modelo STR-EGARCH e STR-EGARCH*

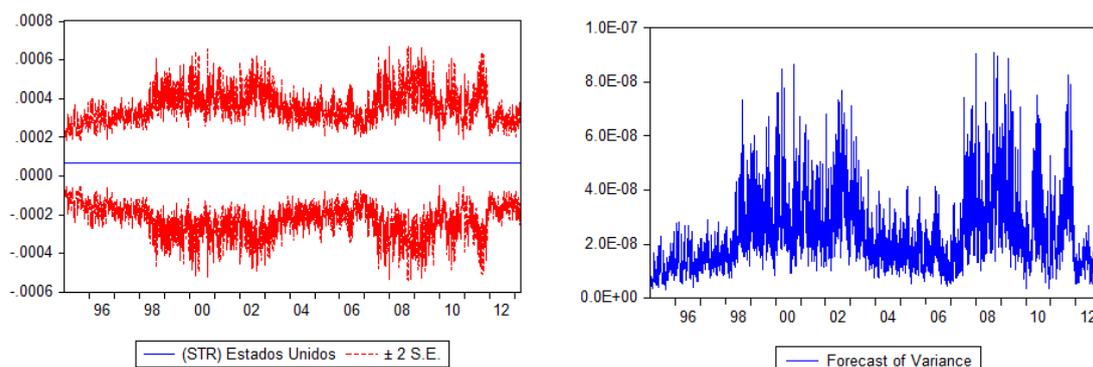
	STR-EGARCH(1, 1)				STR-EGARCH* (1, 1)			
	w	α	γ	β	w	α	γ	β
Período Total								
Estados Unidos	-10.284	-0.747	0.919	0.398	-7.680	-0.483	0.662	0.555
Reino Unido	-0.069	6.754	-3.003	0.989	-0.008	1.785	-0.931	1.009
Itália	-5.213	-0.211	0.381	0.691	-4.401	-0.207	0.364	0.739
Alemanha	-0.195	-0.026	0.083	0.942	-1.169	-0.025	0.097	0.931
Japão	-6.046	-0.249	0.309	0.633	-2.504	-0.128	0.174	0.848
Índia	-16.938	-1.187	1.346	0.135	-17.666	-1.176	1.516	0.118
Hong Kong	-6.046	-0.249	0.309	0.633	-0.831	-0.021	0.083	0.951

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: EViews). Período: 3/1/1995 a 29/03/2013.
 Notas: todos os coeficientes são significativos a 1%. Método de estimação: ML-ARCH (Marquardt) com resíduos *t-Student*. EGARCH* (EGARCH com melhoramento)

6.1.2 Previsão *in-sample*

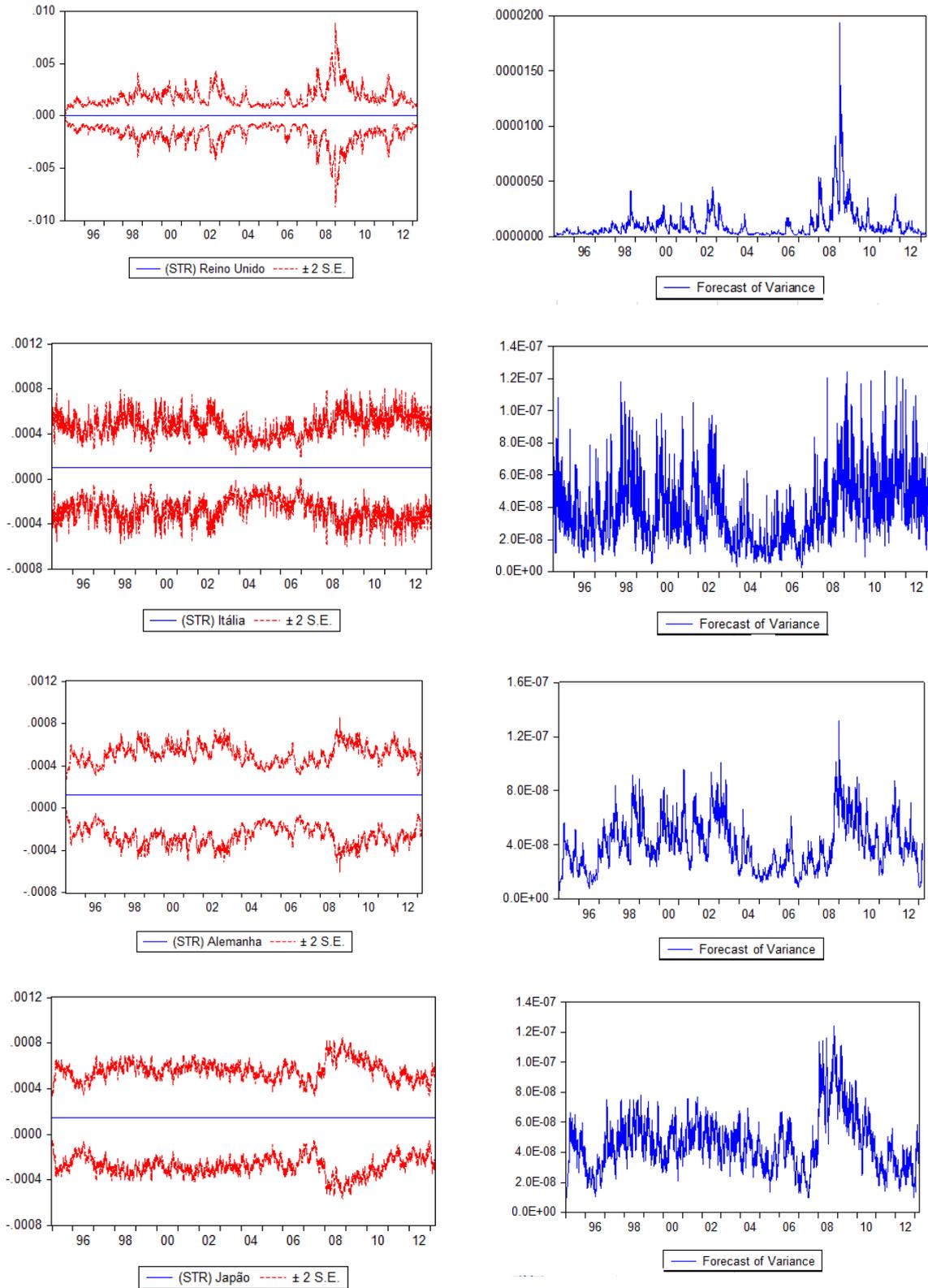
As Figuras 15-16 apresentam os gráficos das previsões *in-sample* da variância condicionada nos sete mercados considerados, utilizando-se os resíduos dos modelos STR. Com base nos modelos estimados na Tabela 24, obtiveram-se as respetivas previsões. Os resultados empíricos evidenciaram um comportamento semelhante na volatilidade com exceção da Índia. Todos os mercados em análise apresentam fortes sinais de assimetria na volatilidade, indicando que choques negativos e positivos têm impacto diferenciado sobre a volatilidade.

Figura 15. Previsão STR-EGARCH* da variância condicionada, para o período total de análise



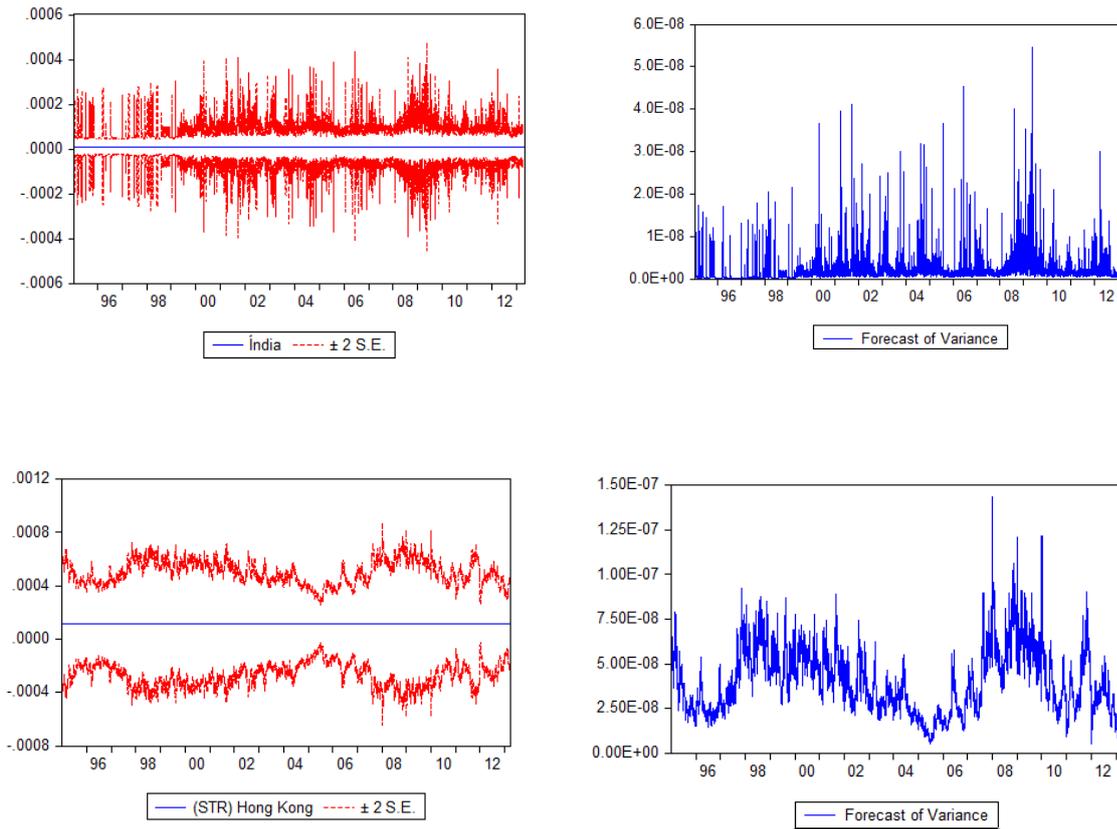
Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: EViews). Período: 2/1/1995 a 29/03/2013.

Figura 15. Previsão STR-EGARCH* da variância condicionada, para o período total de análise (continuação)



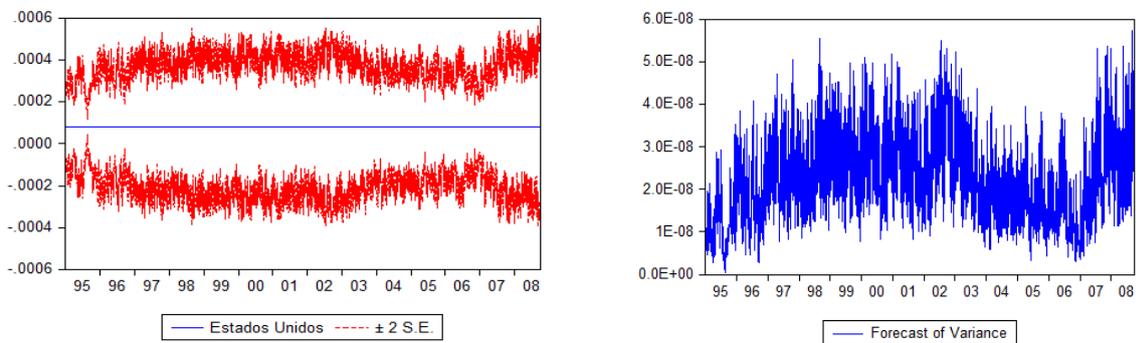
Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: Eviews 8.0). Período: 2/1/1995 a 29/03/2013.

Figura 15. Previsão STR-EGARCH* da variância condicionada, para o período total de análise (continuação)



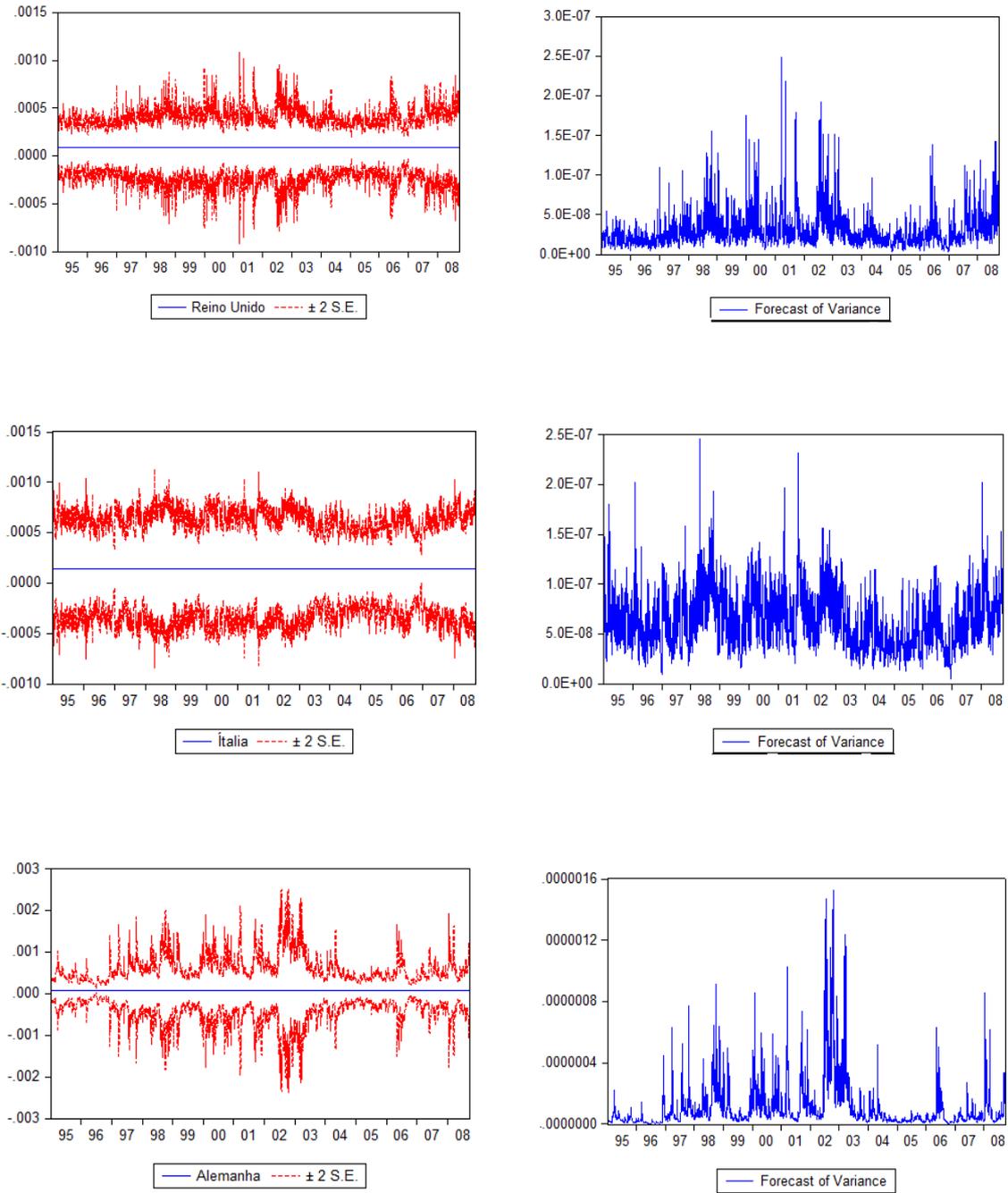
Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: Eviews 8.0). Período: 2/1/1995 a 29/03/2013.

Figura 16. Previsão STR-EGARCH da variância condicionada, para o período pré-crise



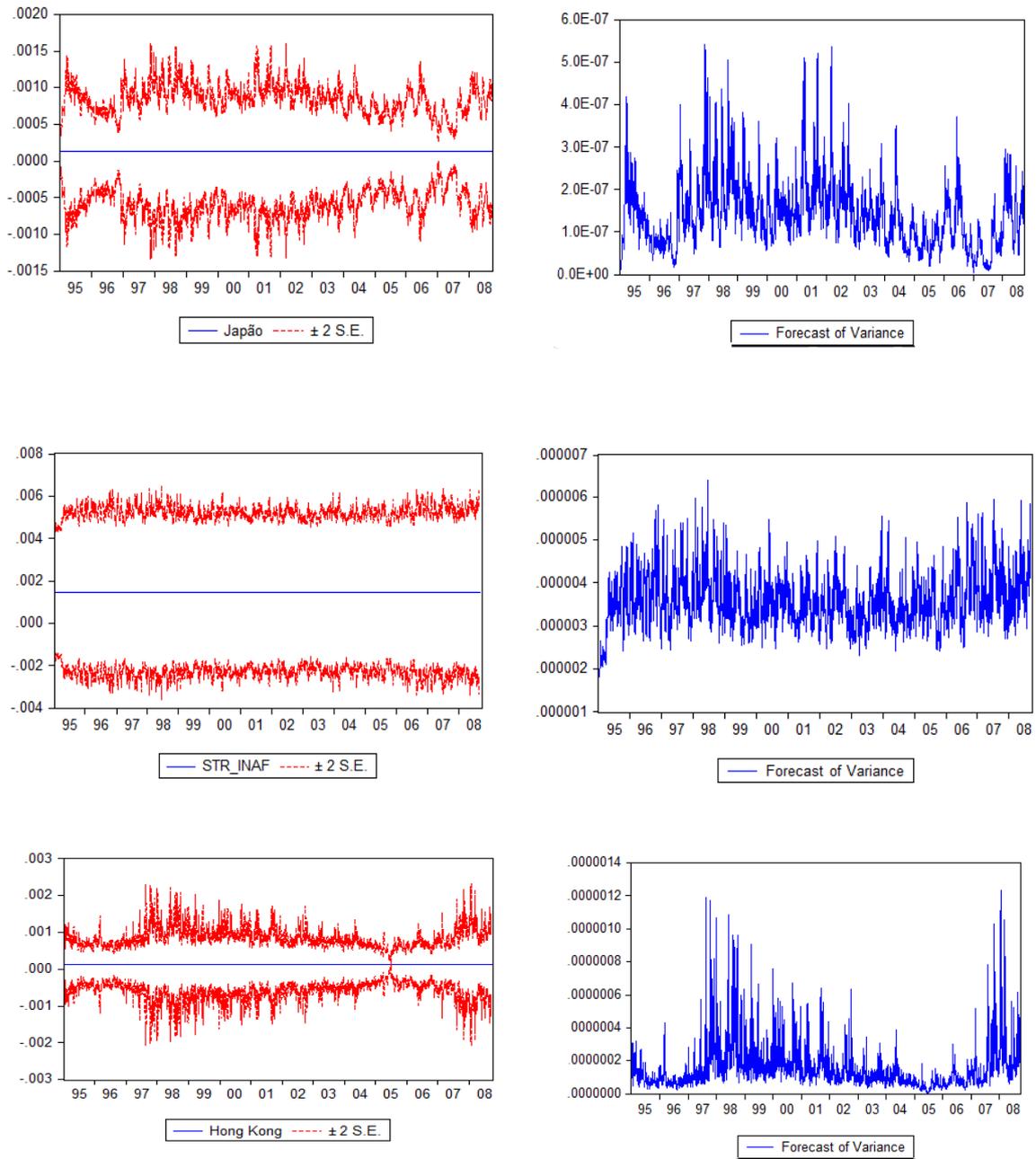
Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: Eviews 8.0). Período: 2/1/1995 a 29/09/2008.

Figura 16. Previsão STR-EGARCH da variância condicionada, para o período pré-crise (continuação)



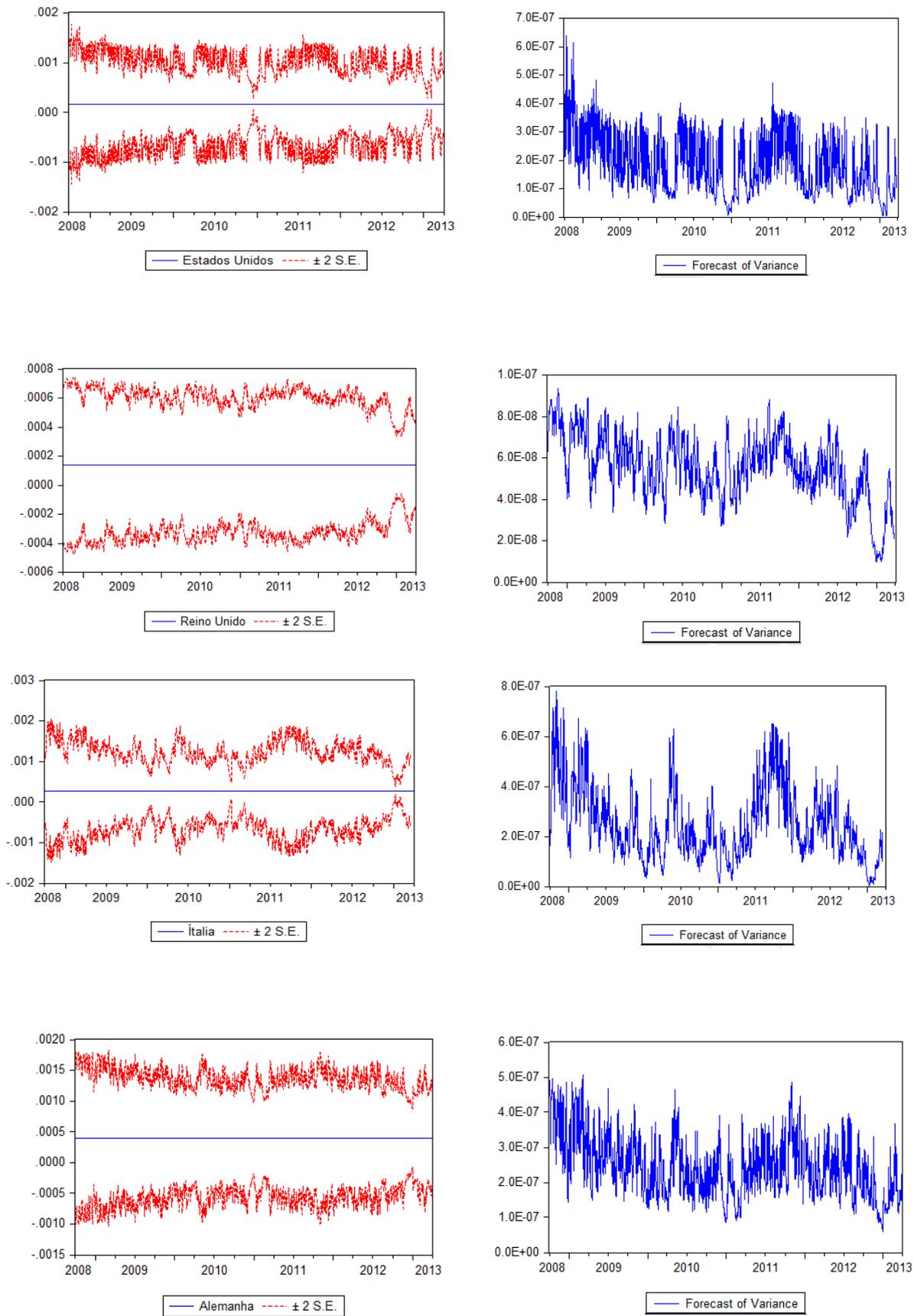
Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: Eviews 8.0). Período: 2/1/1995 a 29/09/2008.

Figura 16. Previsão STR-EGARCH da variância condicionada, para o período pré-crise (continuação)



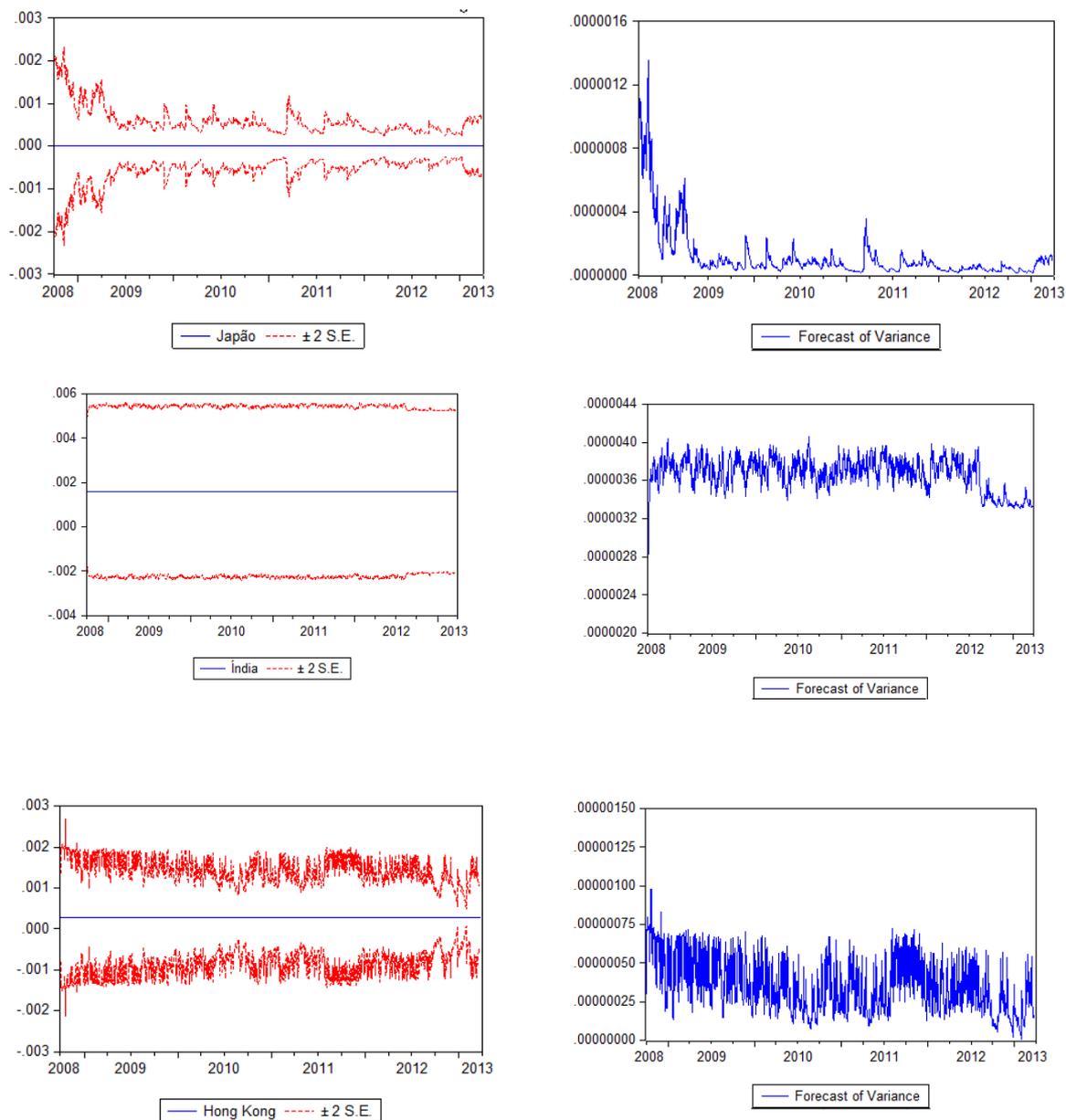
Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: Eviews 8.0). Período: 2/1/1995 a 29/09/2008.

Figura 17. Previsão STR-EGARCH da variância condicionada, para o período pós-crise



Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: Eviews 8.0). Período: 30/09/1995 a 29/03/2013.

Figura 17. Previsão STR-EGARCH da variância condicionada, para o período pós- crise (continuação)



Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: Eviews 8.0). Período: 30/09/1995 a 29/03/2013.

Os resultados obtidos identificam claramente os efeitos da crise de 2008 em todos os mercados através de um aumento substancial da variância condicionada e respetivo intervalo de confiança.

Analisando a variância pode constatar-se que durante a ocorrência da crise em 2008, há um acentuado aumento e este pico ocorre na maioria das situações em finais de 2007 ou

em 2008. O efeito da crise de 2008 sobre a volatilidade tende a levar algum tempo a dissipar-se.

A extremidade afunilada dos gráficos, denota que o efeito da crise de 2008, na maioria dos países não teve um efeito muito prolongado, retomando a situação de equilíbrio mais rapidamente. Em contrapartida, uma extremidade menos afunilada tem a interpretação contrária. Neste último caso, pode dizer-se que os Estados Unidos e Reino Unido apresentam um comportamento de recuperação mais rápido do que o dos outros países. Verifica-se ainda que a Índia e Hong Kong apresentam intervalos de confiança sempre alargados no período pós-crise, sendo que a variância diminui um pouco entre 2011-2012. A Itália apresenta além do pico de 2008 um segundo pico em 2011, sendo este mais acentuado que o de 2008.

Em relação ao impacto da variação na volatilidade das taxas de juro a longo prazo nas rendibilidades dos índices bolsistas, podemos deduzir que estes recuperaram os índices de risco no mercado bolsista após a crise. Esta medida de risco é analisada através da variância prevista e dos respetivos intervalos de confiança. Quer isto dizer que 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.

6.1.3 Testes de Previsão *in-sample*

A Tabela 26 apresenta os resultados dos testes de previsão *in-sample* dos modelos STR-EGARCH e STR-EGARCH* estimados neste capítulo: o primeiro usando o modelo STR-EGARCH como descrito na literatura e o segundo estimado com o melhoramento proposto, designado modelo STR-EGARCH*.

A partir das previsões geradas para cada um dos modelos estimados, escolheram-se aqueles que obtiveram os menores erros quadráticos médios (RMSE), erro absoluto médio (MAE). As duas primeiras estatísticas do erro de previsão dependerão da escala da variável dependente e são utilizadas como uma medida relativa para comparar previsões para a mesma série em ambos os modelos. Quanto menor for o erro, melhor será a capacidade preditiva.

Tabela 26. Testes de previsão *in-sample* do modelo STR-EGARCH vs. STR-EGARCH*

Mercados	STR-EGARCH		STR-EGARCH*	
	RMSE	MAE	RMSE	MAE
Período Total				
Estados Unidos	0.000156	8.89E-05	0.000155	8.19E-05
Reino Unido	0.000189	0.000103	0.000189	0.000103
Itália	0.000194	0.000128	0.000192	0.000125
Alemanha	0.000201	0.000138	0.000200	0.000130
Japão	0.000213	0.000159	0.000203	0.000148
Índia	7.33E-05	3.33E-05	6.30E-05	2.90E-05
Hong Kong	0.000198	0.000136	0.000190	0.000134

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: Eviews 8.0).

Período: 2/1/1995 a 29/03/2013.

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

As diferenças no teste RMSE entre os modelos STR-EGARCH e STR-EGARCH* são praticamente inexistentes. No que respeita ao teste MAE apresenta uma maior diferença entre os dois modelos. Uma vez que o objetivo é minimizar o erro de previsão pode dizer-se que, com base no teste MAE, os modelos STR-EGARCH* apresentam, em média, melhores indicadores de previsão, no que diz respeito a amostra total.

Na Tabela 27, são descritos os testes de previsão *in-sample* para o período pré-crise e pós-crise.

Tabela 27. Testes de previsão *in-sample* do modelo STR-EGARCH Pré e Pós-crise

Mercados	Pré-crise		Pós-crise	
	RMSE	MAE	RMSE	MAE
Estados Unidos	0.000149	9.49E-05	0.000252	2.52E-04
Reino Unido	0.000189	0.000105	0.000239	0.000158
Itália	0.000301	0.000161	0.00055	0.000358
Alemanha	0.000345	0.000168	0.000525	0.000388
Japão	0.000363	0.000195	0.000351	0.000181
Índia	0.000189	0.000142	0.000640	0.000381
Hong Kong	0.000417	0.000213	0.000884	0.000328

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: Eviews 8.0).

Período: 2/1/1995 a 29/03/2013.

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

Em suma, os modelos STR-EGARCH* são adequados à produção de previsões *in-sample* na relação entre a variação das taxas de juro a longo prazo e as rendibilidades dos índices bolsistas. Usa-se um número maior de classe dos modelos GARCH para representar os factos estilizados importantes sobre a volatilidade, incluindo *clusters* de volatilidades, a volatilidade de longa memória, persistência na variância condicionada entre outros.

6.2 Estimação STR-IGARCH

O modelo EGARCH tem vantagens em relação ao GARCH simétrico e, em particular, em relação aos modelos da média. Um dos problemas inerentes a este modelo é que apenas existe em contexto de estacionariedade, ou seja, todas as variáveis do sistema devem ser $I(0)$. Neste caso, as estimativas do modelo EGARCH perdem potência quando se trata de analisar a persistência na variância condicionada.

O próximo modelo da especificação GARCH que é utilizado nesta investigação é o modelo IGARCH desenvolvido por Engle e Bollerslev (1986) elaborado para captar o efeito de persistência infinita na variância condicionada, ou seja, significa que existe uma raiz unitária no processo heterocedasticidade condicionada autorregressivo.

A configuração do modelo IGARCH (1, 1) é semelhante ao do GARCH (1, 1), mas com a restrição parâmetro $\alpha + \beta = 1$. A persistência da volatilidade financeira implica que os choques da variância condicionada atual afetam as variâncias condicionadas futuras de forma permanente, ou seja, a variância condicionada atual nunca diminuí.

A persistência da volatilidade dos preços de ações é um facto estilizado bem documentado na literatura. Uma dessas evidências é que a volatilidade nesses tipos de dados é altamente persistente. A volatilidade dos preços das ações também apresenta alguns atributos que são tipicamente não-estacionários, uma questão que requer a consideração de uma classe especial de modelos de heteroscedasticidade condicionada com base no IGARCH (Menezes *et al.*, 2007). Tal como sublinhado por Aragón e Fernández-Izquierdo (2003), o grau de persistência na variância tem implicações económicas evidentes, decorrentes do efeito que acarreta sobre a previsibilidade do seu valor futuro.

A persistência caracteriza o grau em que a volatilidade passada explica a volatilidade atual. Embora a volatilidade flutue ao longo do tempo, uma questão importante é "Quão persistente são essas mudanças na volatilidade seguintes a um choque/crise?".

Na Tabela 28, é reportada a estimação dos coeficientes STR-IGARCH, para o período total que compreende os anos de 1995-2013, para o período pré-crise de 1995-2008 e o período pós-crise de 2008 a 2013.

A equação da variância é dada pelo modelo STR-IGARCH (1, 1), com uma distribuição *t-Student*. Todos os modelos convergiram fortemente.

Tabela 28. Estimativa dos coeficientes STR-IGARCH (1, 1), para o período total, pré e pós-crise

	α	β	<i>t-Statistic</i>	$\alpha+\beta$	LL	Schwarz
Período Total						
Estados Unidos	0.077 **	0.923 **	2.232 **	1	35883.25	-15.08
Reino Unido	0.052 **	0.948 **	2.288 **	1	34742.02	-14.60
Itália	0.066 **	0.934 **	2.309 **	1	33297.77	-13.99
Alemanha	0.051 **	0.949 **	2.293 **	1	32795.53	-13.78
Japão	0.028 **	0.972 **	2.209 **	1	3245.39	-13.64
Índia	0.173 **	0.827 **	2.255 **	1	19156.64	-8.05
Hong Kong	0.054 **	0.054 **	2.139 **	1	32969.81	-13.86
Período Pré-Crise						
Estados Unidos	0.063 **	0.937 **	2.243 **	1	27278.22	-15.32
Reino Unido	0.054 **	0.946 **	2.328 **	1	26896.30	-15.10
Itália	0.065 **	0.935 **	2.312 **	1	26090.64	-14.65
Alemanha	0.062 **	0.938 **	2.319 **	1	25292.39	-14.20
Japão	0.022 **	0.978 **	2.190 **	1	24486.56	-13.75
Índia	0.001 **	0.999 **	2.028 **	1	14264.45	-8.00
Hong Kong	0.054 **	0.946 **	2.132 **	1	24852.58	-13.95
Período Pós-Crise						
Estados Unidos	0.085 **	0.915 **	6.002 **	1	7836.77	-13.46
Reino Unido	0.060 **	0.939 **	6.0831 **	1	7134.94	-12.26
Itália	0.033 **	0.967 **	4.159 **	1	7065.71	-11.99
Alemanha	0.031 **	0.969 **	4.192 **	1	7343.54	-12.62
Japão	0.085 **	0.915 **	6.002 **	1	7859.85	-10.12
Índia	0.301 **	0.699 **	2.364 **	1	4974.48	-8.55
Hong Kong	0.029 **	0.971 **	2.177 **	1	8031.08	-13.81

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: Eviews 8.0).

Notas: ** significativo a 1%. Estimação ML-ARCH (Marquardt). Convergência forte em todos os casos.

Observa-se que a condição $\alpha + \beta = 1$, característica esta de dados de alta frequência, é verificada para todo o processo STR-IGARCH(1, 1), portanto conclui-se para os três períodos em análise que existe persistência na volatilidade. Significa isto que os choques tendem a ter uma influência permanente sobre a variância condicionada. Sendo assim, os resultados obtidos

pela estimação do modelo STR-IGARCH levam a concluir que o efeito do choque causado pela crise de 2008 teve um efeito permanente sobre a variância condicionada.

Para avaliar os resultados obtidos aplica-se o teste de Wald, onde a hipótese nula identifica a persistência infinita. Os resultados encontram-se descritos na Tabela 29. Verifica-se a rejeição da hipótese nula ao nível de 1% para todos os períodos em análise, o que leva a concluir que estes processos, na verdade, não são infinitamente persistentes.

Tabela 29. Teste de Wald para o período total, pré e pós-crise

Período	Estados Unidos	Reino Unido	Itália	Alemanha	Japão	Índia	Hong Kong
	χ^2						
Total	149.17**	307.69**	31445.05**	337.55**	3540.83**	45.41**	63996.35**
Pré-crise	149.17**	307.69**	31445.05**	337.54**	3540.83**	45.41**	63996.35**
Pós-crise	106.81**	5511.38**	72.33**	280.77**	423.52**	54.92**	82.52**

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: OxMetrics 6).

Notas: χ^2 teste foi estimado com 1 lag e 1 grau de liberdade. **Indica a rejeição da hipótese nula no nível de 1% de significância. $H_0: \beta = 1$

Os resultados apontam para a existência de persistência na variância para todos os casos. Quando estimamos os modelos STR-EGARCH(1, 1) e comparamos com STR-EGARCH*(1, 1) este teve uma melhor performance. Os STR-EGARCH*(1, 1) tiveram uma melhor capacidade preditiva levando em conta a reação assimétrica como a persistência. A modelação STR-IGARCH(1, 1) indica persistência na volatilidade, ou seja, implica que os mercados não responderam imediatamente aos efeitos da crise de 2008, mas reagiram a ela gradualmente ao longo do tempo. Neste contexto, os choques para o processo de volatilidade tendem a ter efeitos duradouros. Os modelos EGARCH e IGARCH têm vantagens em relação aos modelos simétricos, mas tal como todos os modelos também possuem deficiências. Os modelos IGARCH identificam uma persistência infinita ($d = 1$) e os modelos EGARCH apenas existem em contexto de estacionariedade. Nestes dois modelos não existe a possibilidade de observar um índice de integração (d) fracionário num intervalo de variação entre (0, 1) não congregando, deste modo, as baixas e altas dependências. Assim, as estimativas do modelo EGARCH perdem potência se o índice de integração fracionária (d) for inferior a 0.5. Do exposto a próxima secção são abordados o modelo FIEGARCH, tal modelo capta as assimetrias e longa dependência encontrada.

6.3 Estimação STR-FIEGARCH

É importante a estimação do coeficiente fracionário (d) para determinar a longa memória no processo. A dinâmica do sistema e a quebra estrutural identificadas nos resultados já descritos podem originar uma alteração na ordem de persistência do processo (d) ao longo do tempo. Por isso, no caso em estudo, procedemos ao cálculo de (d) no período total, pré e pós- crise, separadamente. As datas que separam as amostras entre período pré e pós- crise seguem a referência das datas de quebras estimadas pelo teste de Lanne *et al.* (2002). A distribuição dos erros considerada foi uma t -Student exceto em alguns casos no período pré e pós- crise, onde é utilizado uma distribuição gaussiana. Utilizou-se uma especificação STR-FIEGARCH(1, d ,1) para os três períodos analisados. Os resultados encontram-se na Tabelas 30.

Tabela 30. Coeficientes fracionários (d) do modelo STR-FIEGARCH

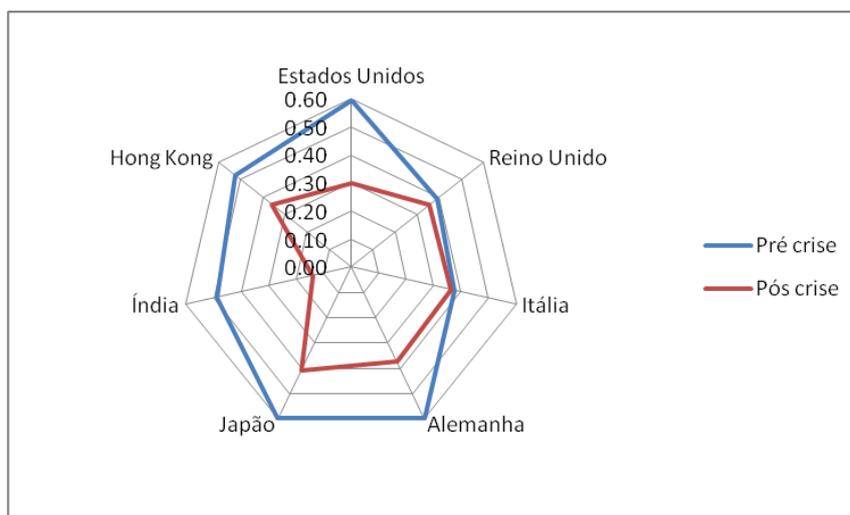
	d		DF		LL	Schwarz
Período Total						
Estados Unidos	0.288	**	5.962	**	23640.90	-9.92
Reino Unido	0.245	**	6.133	**	22642.60	-9.50
Itália	0.189	**	4.998	**	28560.02	-11.99
Alemanha	0.208	**	5.556	**	29735.79	-12.48
Japão	0.200	**	4.265	**	24106.62	-10.12
Índia	0.693	**	2.306	**	19567.50	-8.21
Hong Kong	0.220	**	5.814	**	58139.22	-10.41
Período Pré-Crise						
Estados Unidos	0.596	**	5.993	**	14028.74	-7.81
Reino Unido	0.391	**	GAUSS	**	21099.33	-11.76
Itália	0.375	**	GAUSS	**	13105.53	-7.30
Alemanha	0.598	**	5.977	**	24734.91	-13.80
Japão	0.597	**	5.973	**	23844.25	-13.31
Índia	0.488	**	2.393	**	13984.47	-7.81
Hong Kong	0.527	**	GAUSS	**	13865.98	-7.77
Período Pós-Crise						
Estados Unidos	0.301	**	5.999	**	6363.96	-10.81
Reino Unido	0.355	**	38.705	**	4955.46	-8.41
Itália	0.362	**	7.780	**	4407.13	-7.47
Alemanha	0.375	**	11.132	**	4479.86	-7.61
Japão	0.410	**	51.645	**	5999.79	-8.78
Índia	0.137	**	2.237	**	5029.28	-8.56
Hong Kong	0.696	**	5.999	**	7544.13	-12.95

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: OxMetrics). Notas:
** significativo a 1%. Estimação ML pelo método de Chung (1999).

Em todos os casos, o estimador convergiu na forma forte, obtendo-se erros-padrão robustos. Os coeficientes fracionários (d) reportados na Tabela 30 são todos significativos a 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 análise do 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 grau de persistência é baixo, e se $d \geq 0.5$, então, o processo diz-se reversível à média e o tempo de duração da reversibilidade aumenta à medida que d tende a um. A magnitude do parâmetro de persistência depende do nível de volatilidade. Assim é expectável que em períodos de baixa volatilidade a persistência aumente e em períodos de alta volatilidade a persistência diminua. É o que se verifica na maioria dos casos, a persistência aumenta em períodos de alta volatilidade e diminui em períodos de baixa volatilidade, indicando alteração na instabilidade dos mercados.

A Figura 18 apresenta o indicador de persistência (d), para cada país, relativo ao período pré e pós- crise.

Figura 18. Indicador de persistência (d), para o período pós- crise



Fonte: Dados trabalhados pelo autor.

Podemos observar na Figura 17 o posicionamento de cada país antes e depois da crise de 2008. Em relação ao período de pré- crise, os indicadores de persistência, ou seja, a reversão à média, memória mais longa, são superiores a 0.5 na maioria dos casos, com exceção do Reino Unido, Itália e Japão. No período pós- crise, os indicadores de persistência d situam-se acima de 0.3, com exceção da Índia que é bem abaixo dos demais países.

7. Previsão *out-of-Sample*

Uma vez analisados os efeitos da volatilidade e da persistência nos resíduos do STR e na relação entre variações das taxas de juro e das rendibilidades dos índices bolsistas, importa agora verificar até que ponto as previsões produzidas no contexto em que a equação da média é estimada pelos resíduos STR são mais fiáveis do que as produzidas no âmbito de modelos que apenas consideram a relação entre variações das taxas de juro e da rendibilidade dos índices bolsistas. Para o efeito, será utilizado o teste *out-of-sample* para comparar a performance preditiva do modelo mistura STR-EGARCH, STR-IGARCH e STR-FIEGARCH entre si e com os modelos EGARCH, IGARCH e FIEGARCH.

O Capítulo 7 mostra os resultados das previsões “*out-of-sample*”. Essa comparação é importante para verificar a adequação dos modelos escolhidos no Capítulo 6 num contexto preditivo. Para avaliar a previsão *out-of-sample* recorreremos ao teste HN proposto por Harvey e Newbold (2000).

7.1 Teste HN

Para este efeito é usado o teste de Harvey-Newbold (2000), pois o teste de Diebold-Mariano (1995) apesar de ter o mesmo propósito, apresenta algumas desvantagens. Uma delas consiste no seu sobredimensionamento em amostras de pequena dimensão, o que não é propriamente um problema neste caso. Um outro problema do teste de DM tem a ver com as definições das hipóteses. A hipótese nula postula que a capacidade preditiva dos dois modelos em comparação é iguais ou semelhantes, tornando o intervalo de confiança da hipótese nula amplo, o que na maioria dos casos rejeita H_0 . O teste de capacidade preditiva *out-of-sample* usado nesta investigação é o teste de Harvey e Newbold (2000), permite englobar comparações múltiplas, *i.e.* comparar a performance preditiva de dois ou mais modelos em simultâneo. O teste de comparação entre múltiplos modelos de previsão proposto por Harvey-Newbold (2000) é como segue.

Assumindo que $(f_{1t}, f_{2t}, \dots, f_{it})$ são previsões concorrentes e y_t é a quantidade real um passo a frente com erros não correlacionados, o teste pode ser escrito como:

$$e_{1t} = \lambda(e_{1t} - e_{2t}) + \varepsilon_t \quad (54)$$

Então, se $e_{1t} = (y_t - f_{1t})$, $i = 1, 2$, denotam os erros individuais de previsão e e_t é o erro da previsão combinada, e podemos escrever.

O teste F usado para cada caso é um teste F de significância conjunta dos parâmetros de e_{it} , sendo a hipótese nula do facto que compreende $(f_{1t}, f_{2t}, \dots, f_{it})$, que é:

$$\begin{cases} H_0 = f_1 = f_2 = \dots = f_{k-1} = 0 \\ H_1 = f_1 = f_2 = \dots = f_{k-1} > 0 \end{cases} \quad (55)$$

A previsão terá, então, menor erro quadrado esperado de ajuste se a covariância entre e_{1t} e $(e_{1t} - e_{2t})$ for 0. De acordo com Patton (2006) os retornos quadrados sobre um ativo durante um período t (supondo uma média zero dos retornos) é um estimador condicionadamente imparcial da verdadeira variância condicionada não observada do ativo durante o tempo t . Os resultados encontram-se na Tabela 31 o teste de previsão HN *out-of-sample* e Tabela 32 os erros de previsão dos modelos em comparação são os do STR-EGARCH, STR-IGARCH e STR-FIEGARCH. De acordo com o estudo, o modelo STR-FIEGARCH tem melhor capacidade preditiva do que os modelos STR-EGARCH e STR-IGARCH. Na Tabela 32 os erros de previsão dos modelos em comparação são do EGARCH, IGARCH e FIEGARCH. A hipótese nula postula que o modelo FIEGARCH tem melhor performance preditiva do que os modelos EGARCH e IGARCH. Ter melhor capacidade preditiva significa produzir menor erro de previsão, o que equivale a dizer que se minimiza a função de perda. Os resultados encontram-se divididos entre os modelos que utilizam o STR e o que não utilizam. Em cada caso apresentam-se as estatísticas do teste F -standard, juntamente com o valor das estatísticas e os correspondentes p -values. A subamostra para efeitos de estimação abrange o período entre 2/01/1995 e 28/09/2008. Para efeitos de previsão utilizou-se a subamostra que abrange o período entre 29/09/2009 e 29/03/2013.

Tabela 31. Testes de previsão *out-of-sample* HN: comparação da capacidade preditiva dos modelos EGARCH, IGARCH e FIEGARCH

	EGARCH		IGARCH		FIEGARCH	
	<i>F standard</i>		<i>F standard</i>		<i>F standard</i>	
	Teste <i>p-value</i>		Teste <i>p-value</i>		Teste <i>p-value</i>	
Estados Unidos	12.689	0.000	12.667	0.000	22.453	0.753
Reino Unido	26.676	0.000	10.848	0.000	30.657	0.001
Itália	14.162	0.000	14.202	0.000	48.716	0.285
Alemanha	13.323	0.000	13.202	0.001	34.203	0.243
Japão	12.728	0.000	12.280	0.000	14.355	0.041
Índia	38.542	0.000	38.443	0.000	23.631	0.000
Hong Kong	12.833	0.001	13.063	0.000	29.963	0.132

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: Eviews 8.0).

Notas: H_0 : Modelo FIEGARCH tem melhor performance do que os Modelos EGARCH e IGARCH. H_0 é rejeitada se $p < 0.05$. Análise realizada com as rendibilidades. Quanto maior for o *p-value*, mais robusta é a estimativa do teste HN produzida.

Em suma, através a Tabela 31, os modelos FIEGARCH, na maioria dos países analisados, produzem melhores previsões que os demais. Isso porque calcula com maior precisão o índice de persistência d .

No entanto, este fator é mitigado quando utilizamos os resíduos do modelo STR em vez de usar diretamente as rendibilidades, ou seja, aparentemente a identificação de transições suaves pode afetar os resultados de previsão e a captura do efeito do parâmetro d de persistência utilizado nos modelos sem os resíduos dos STR.

Na Tabela 32, os resultados obtidos são esclarecedores. Na previsão que se usa como regressor os resíduos STR a hipótese nula do teste HN não é rejeitada em nenhum dos casos. Quer isto dizer que, quando não se considera a especificação STR os modelos FIEGARCH apresentam uma melhor performance. Portanto o modelo proposto nesta tese, que considera simultaneamente as taxas de juros a longo prazo e quebra estrutural, tem melhor precisão das previsões do mercado bolsista.

Tabela 32. Testes de previsão *out-of-sample* HN: comparação da capacidade preditiva dos modelos STR-EGARCH, STR-IGARCH e STR-FIEGARCH

País	STR-EGARCH		STR-IGARCH		STR-FIEGARCH	
	F standard		F standard		F standard	
	Teste	p-value	Teste	p-value	Teste	p-value
Estados Unidos	1695.07	0.000	1751.55	0.000	3411.59	0.000
Reino Unido	1459.00	0.000	1423.28	0.000	1803.61	0.000
Itália	2981.35	0.000	3555.14	0.000	4422.74	0.000
Alemanha	1853.49	0.000	3342.75	0.000	3205.86	0.000
Japão	1049.25	0.000	1935.14	0.000	2112.50	0.000
Índia	9810.68	0.000	2153.68	0.000	8160.06	0.000
Hong Kong	1660.22	0.000	2511.31	0.000	1154.2	0.000

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: EViews).

Notas: H_0 : Modelo STR- FIEGARCH tem melhor performance do que os Modelos STR-EGARCH e STR-IGARCH. H_0 é rejeitada se $p < 0.05$. Quanto maior for o *p-value*, mais robusta é a estimativa do teste HN produzida.

Em todos os casos, o estimador convergiu na forma forte, obtendo-se erros-padrão robustos. Os coeficientes fracionários (*d*) reportados na Tabela 33 e 34 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. Na previsão em que se usa como regressor os resíduos STR a hipótese nula do teste HN não é rejeitada em nenhum dos casos. Quer isto dizer que, quando não se considera a especificação STR os modelos FIEGARCH apresentam uma melhor performance, isolando o efeito das taxas de juro do efeito específico da quebra estrutural. Portanto o modelo proposto nesta tese, que considera simultaneamente as taxas de juros a longo prazo e quebra estrutural tem melhor precisão das previsões do mercado bolsista.

Tabela 33. Coeficientes fracionários (*d*) do modelo STR-FIEGARCH e Rendibilidades

	FIEGARCH			
	STR		Rendibilidade	
	<i>d</i>		<i>d</i>	
Período Total				
Estados Unidos	0.288	**	0.709	**
Reino Unido	0.245	**	0.684	**
Itália	0.189	**	0.731	**
Alemanha	0.208	**	0.715	**
Japão	0.200	**	0.719	**
Índia	0.693	**	0.636	**
Hong Kong	0.220	**	0.670	**

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: OxMetrics).

Notas: ** significativo a 1%.

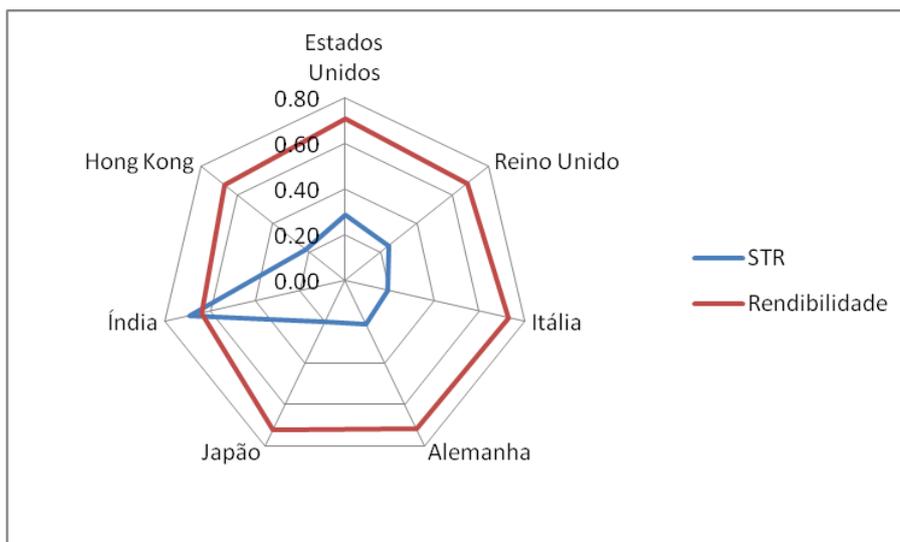
Tabela 33. Coeficientes fracionários (d) do modelo STR-FIEGARCH e Rendibilidades (continuação)

FIEGARCH				
	STR		Rendibilidade	
	d		d	
Período Pré-Crise				
Estados Unidos	0.596	**	0.618	**
Reino Unido	0.391	**	0.467	**
Itália	0.376	**	0.634	**
Alemanha	0.598	**	0.569	**
Japão	0.597	**	0.673	**
Índia	0.488	**	0.515	**
Hong Kong	0.527	**	0.655	**
Período Pos-Crise				
Estados Unidos	0.301	**	0.706	**
Reino Unido	0.355	**	0.777	**
Itália	0.362	**	0.655	**
Alemanha	0.375	**	0.702	**
Japão	0.410	**	0.726	**
Índia	0.137	**	0.469	**
Hong Kong	0.696	**	0.704	**

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: OxMetrics).
Notas: ** significativo a 1%. Estimação ML pelo método de Chung (1999). Foi utilizada uma distribuição dos erros *t-Student*.

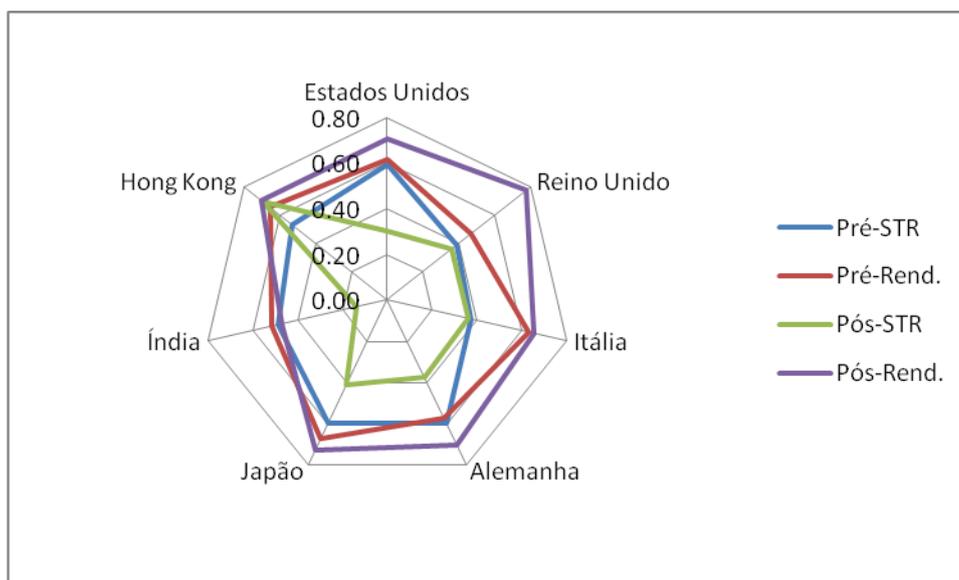
As Figuras 18 e 19 apresentam os indicadores de persistência (d) para cada país, considerando o período total, pré e pós- crise para os modelos estimados com os resíduos STR e com os modelos estimados diretamente com as rendibilidades. Podemos observar nas Figuras 18 e 19 que o posicionamento de cada país no período total, pré e pós- crise de 2008 usando os resíduos do modelo STR em relação às rendibilidades diretamente, têm indicadores de persistência menores. Quando analisadas as rendibilidades diretamente (Tabela 33) os valores de d são superiores a 0.7 na maioria dos casos. Já quando é estimado, usando os resíduos STR, os indicadores de persistência d situam-se na maioria dos casos por volta de 0.3. Conclui-se que o comportamento entre a persistência exibe comportamentos diferenciados quando utilizando na equação da média os resíduos dos modelos STR. O que parece indicar que ao modelar as rendibilidades, este incorpora no coeficiente de persistência o efeito da quebra estrutural que é separado/isolado no modelo STR.

Figura 19. Indicador de persistência (d), para o período total estimado com os resíduos STR e com as Rendibilidades



Fonte: Dados trabalhados pelo autor.

Figura 20. Indicador de persistência (d), para o período pré e pós-crise estimado com os resíduos STR e com as Rendibilidades



Fonte: Dados trabalhados pelo autor.

Como complemento das avaliações realizadas na previsão *out-of-sample* foram usadas duas medidas estatísticas básicas de erro: o erro absoluto médio (MAE) e a raiz quadrada do erro quadrático médio (RMSE).

Na Tabela 34 resumem-se os resultados das estimativas das rendibilidades do modelo FIEGARCH e das estimativas do modelo STR-FIEGARCH. Os resultados produzidos

denotam que os erros de previsão dos modelos STR-FIEGARCH são menores dos que os erros produzidos pelos modelos FIEGARCH quando usadas diretamente as rendibilidades.

Tabela 34. Testes de previsão *out-of-sample*

	Rendibilidade		STR	
	RMSE	MAE	RMSE	MAE
Estados Unidos	0.000166	113048.2	1.22E-05	1901.9
Reino Unido	0.000180	144514.4	4.68E-05	2094.4
Itália	0.000221	144764.2	1.72E-05	2098.0
Alemanha	0.000224	546582.9	1.47E-05	9929.3
Japão	0.000217	814179.1	2.9E-05	1339.6
Índia	0.000851	281834.3	0.000628	4084.9
Hong Kong	0.000221	154621.3	2.96E-05	3456.4

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: EViews).

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

8. Resumo e Conclusões

Em 2008 registou-se uma grave crise financeira com o reventamento da bolha especulativa do mercado bolsista, originando uma queda acentuada dos preços dos ativos. Esta instabilidade, que se verificou no período pré e pós crise, refletiu-se na alta e baixa volatilidade, verificada antes e após a crise. No período de 2007-2008, os mercados bolsistas apresentaram uma tendência decrescente, ou seja, uma queda acentuada dos preços no mercado bolsista resultante do reventamento da bolha especulativa, como anteriormente referido.

Este estudo analisa os efeitos da crise de 2008 no contexto da globalização dos mercados financeiros, mais concretamente, na relação entre as taxas de juro a longo prazo e os índices bolsistas, quando estes são acometidos por uma crise de grande magnitude. Analisa-se também se nestes países existe um efeito de alavancagem nas taxas de juro, quais as suas repercussões e a forma como são transmitidas.

Tendo em conta a importância do tema e as limitações na abordagem dos modelos tradicionais, propusemos nesta tese uma modelação alternativa para períodos de grandes instabilidades associados à economia. Nesta modelação considera-se simultaneamente as taxas de juros a longo prazo e quebra na estrutura.

Esta modelação empírica da volatilidade nos mercados bolsistas foi analisada num contexto em que pressupõe que a volatilidade destes mercados depende de dois fatores: 1) Evolução das taxas de juro a longo prazo usando a variável explicativa dada pelos índices bolsistas; 2) Identificação de quebras estruturais conducentes a (ou resultante) crises financeiras relevantes no período.

Em particular, analisamos o comportamento da volatilidade provocado pelas alterações da relação entre taxas de juros a longo prazo e mercados bolsistas, identificando os seus efeitos, com uma visão global destes mercados em períodos de alta/baixa volatilidade.

A incorporação da especificação STR permitiu na equação da média isolar o efeito da variação estrutural num período pré e pós crise. Além da questão da mudança de regime, o comportamento neste modelo depende dos índices bolsistas e taxas de juro. Deste modo, os efeitos das taxas de juros foram isolados do efeito específico da mudança de regime causado pela crise financeira, separando assim, os efeitos sobre o mesmo fenómeno. Deste modo, na equação da média STR é corrigido o erro e a variância depende do STR e das taxas de juros.

Através da incorporação dos “resíduos” do modelo STR e das taxas de juro na estimação dos modelos do tipo GARCH, propusemos um modelo mistura STR-EGARCH, STR-IGARCH e STR-FIEGARCH.

Estes modelos obtiveram uma melhor performance de previsão da modelação do efeito ou impacto de variações das taxas de juro nos índices bolsistas, quando influenciados por quebras estruturais. Simultaneamente, analisamos os efeitos na média e da variância do processo, e até que ponto uma quebra estrutural provocada por uma crise financeira de grandes dimensões e a variação das taxas de juro a longo prazo afetam o comportamento da volatilidade em mercados bolsistas.

Assim sendo, propusemos uma metodologia de análise de modo a construir uma ferramenta de apoio para análise dos efeitos de quebras estruturais, persistência e heterocedasticidade condicionada. Tanto quanto sabemos, trata-se de uma metodologia inovadora no contexto em que é proposta e, por isso, constitui um contributo importante para o aprofundamento e a melhoria dos instrumentos já existentes.

Para o desenvolvimento da metodologia foram analisadas as séries em estudo quanto à existência de quebra estrutural. Dos testes efetuados, detetou-se a existência de quebras estruturais em todas as séries, por volta do final do mês de setembro de 2008. A data determinada é suficiente para que seja possível detetar os efeitos da crise de 2008 em todos os mercados analisados.

Tendo por base a data de quebra, foi possível estabelecer subperíodos correspondentes ao período pré-crise e outra correspondente ao período pós-crise. Para cada uma delas foram realizadas as análises descritivas. Deste modo, os resultados estimados referem-se ao período total e aos subperíodos e não a determinadas datas específicas. No capítulo 3 descreve-se e caracteriza-se as variáveis fundamentais utilizadas neste estudo: índices bolsistas e taxas de juro a longo prazo. Note-se que os índices bolsistas utilizados neste estudo são índices relativos onde a base 100 corresponde à primeira observação da série do período da amostra.

A rendibilidade dos índices bolsistas e a variação das taxas de juro evidenciam a leptocurtose bem como a existência de *fat tails*. Estas propriedades justificam só por si o uso de uma distribuição *t-Student* no processo de estimação dos parâmetros por máxima verosimilhança. Aplicando testes de raízes unitárias, verifica-se a existência de não estacionariedade.

Para a análise da existência de quebra estrutural, optámos por três testes: o teste CUSUM, o de Lanne *et al.*(2002) e o de Lee-Strazicich (2003). O primeiro permite estudar a série quanto à sua instabilidade; o segundo a deteção de uma quebra estrutural e o terceiro a

deteção de duas quebras estruturais na série. O teste Lee-Strazicich (2003) foi empregue como forma de validação ao teste de Lanne *et al.* (2001, 2002), a fim de evitar problemas com rejeições espúrias. É claro que poderão existir múltiplas quebras numa série mas, nesta investigação estamos particularmente interessados nos efeitos da crise de 2008 pelo que um teste de uma quebra é suficiente.

Os resultados indicaram não só a existência de quebras estruturais em todas as séries, na maioria dos casos ocorridas em 2008, como também a coexistência de não-estacionariedade nas séries em níveis dos índices bolsistas e das taxas de juro a longo prazo. Estes resultados baseiam-se no teste de Lanne *et al.*, (2002).

A questão das quebras estruturais foi analisada através do teste de Gregory-Hansen (1996), que além da determinação endógena da data da quebra, fornece ainda uma indicação da cointegração entre as séries em estudo considerando os efeitos da quebra. A vantagem do teste de GH é a de estimar a data da quebra de forma endógena, tendo, contudo, duas desvantagens: a primeira é a ausência de termos dinâmicos na equação a estimar, a segunda é a imposição de uma variável endógena quando pode existir uma endogeneidade múltipla. Assim, nestas condições os testes de GH perdem potência o que pode conduzir a resultados pouco credíveis. Uma vez analisada a cointegração pela metodologia de Gregory e Hansen (1996 a, b), o teste de cointegração de Johansen foi aplicado nas subamostras denominadas em “Período Pré-crise” e “Pós-crise”, a fim de captar as características de relação sem a influência da quebra estrutural identificada, respectivamente.

No capítulo 5 analisamos a globalização dos mercados bolsistas internacionais, utilizando uma abordagem econométrica baseada nos testes de ajustamento TAR e M-TAR e modelos STR. Assim, os testes de ajustamento TAR e M-TAR confirmaram que os movimentos positivos e negativos das variáveis estudadas são assimétricos, pelo que os relacionamentos entre as taxas de juro e os mercados bolsistas analisados podem ser explicados por modelos não lineares. O modelo STR aplicado nesta pesquisa é uma alternativa exequível para um ajustamento entre as taxas de juro e os índices bolsistas. O modelo estimado, destaca a importância de modelar o comportamento cíclico do mercado de ações identificando a influência das taxas de juro. Permitindo na equação da média isolar o efeito da variação estrutural num período pré e pós crise. Além da questão da mudança de regime, o comportamento neste modelo depende dos índices bolsistas e taxas de juro. Assim o efeito das taxas de juros é isolado do efeito específico da mudança de regime causado pela crise financeira, separando assim, os efeitos sobre o mesmo fenómeno.

Os resultados obtidos sugerem, que no regime de crise, *i.e.*, quando há grandes rendibilidades negativas a variável $\Delta(IR10Y)$ tem normalmente um grande impacto o que se repercute no mercado bolsista.

Os resíduos dos modelos STR são utilizados para descrever a equação da média sendo a variância analisada pelos modelos da especificação GARCH, originando os modelos mistura: STR-EGARCH, STR-IGARCH e STR-FIEGARCH. Estes modelos permitem considerar simultaneamente as taxas de juros a longo prazo e quebra estrutural. Os resultados obtidos apontaram para uma melhor performance preditiva e para a existência não só de efeitos assimétricos, mas também longa memória entre a variação das taxas de juro e a rendibilidade dos índices bolsistas, em todos os casos.

Importa realçar a inclusão de regressores exógenos na equação da variância dos modelos STR-EGARCH. Assim, a variância dos resíduos depende não só dos seus valores passados do quadrado dos resíduos, mas também de fatores exógenos que incluem a variação da taxa de juro, assim como, *dummy* anuais que captam os efeitos específicos da evolução da crise e uma melhoria no que tange à deficiência do modelo de não captar o efeito de longa dependência, esta designada por STR-EGARCH*. Os resultados indicam que há persistência na variância em todos os casos. Isto é comprovado quando se estimam os modelos STR-EGARCH(1, 1) e verificando-se que o STR-EGARCH*(1, 1) têm melhor capacidade preditiva.

A persistência caracteriza o grau em que a volatilidade passada explica volatilidade atual. Embora a volatilidade varie ao longo do tempo, uma questão importante é o "quão persistente são essas mudanças na volatilidade seguidas de um choque/crise?". A questão da duração da persistência conduz-nos à estimação de um modelo com especificação IGARCH e FIEGARCH, os quais são desenhados especificamente para captar e quantificar os efeitos da persistência.

O modelo STR-IGARCH(1, 1) revela memória longa na volatilidade. Isto implica que o mercado não respondeu imediatamente aos efeitos da crise 2008 que chega para o sistema financeiro, mas reage a ele gradualmente ao longo do tempo. Neste contexto, os choques para o processo de volatilidade tendem a ter efeitos duradouros. Os modelos EGARCH e IGARCH têm vantagens em relação aos modelos simétricos, mas tal como todos os modelos, estes também possuem deficiências. Os modelos IGARCH identificam uma persistência infinita ($d = 1$) e nos modelos EGARCH apenas existe em contexto de estacionariedade. Não existindo a possibilidade nestes dois modelos de observar se o índice de integração (d) seja fracionária num intervalo de variação entre zero e um.

Na estimação do modelo STR-FIEGARCH verifica-se que os coeficientes fracionários (d) são significativos a 1%. O mesmo se passa no que diz respeito à estatística t relativamente ao número de graus de liberdade (DF) nos casos em que foi utilizada uma distribuição dos erros t -Student. A análise do 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 grau de persistência é baixo, e se $d \geq 0.5$, então, o processo diz-se reversível à média e ao tempo de duração da reversibilidade aumenta à medida que d tende a 1. A magnitude do parâmetro de persistência depende do nível de volatilidade. O que se verifica na maioria dos casos é que a persistência aumenta em períodos de alta volatilidade e diminui em períodos de baixa volatilidade.

No capítulo 7 apresentam-se os resultados do teste de capacidade preditiva dos modelos. Analisamos as previsões produzidas pelos modelos tipo mistura e dos modelos descritos na literatura. Para o efeito, utilizou-se o testes *out-of-sample* de Harvey-Newbold (2000) para comparar a performance preditiva dos modelos da média-variância STR-EGARCH, STR-IGARCH e STR-FIEGARCH. Os resultados obtidos apontam claramente que quando são utilizados os resíduos da especificação STR na média dos modelos da família GARCH não existe uma preferência entre os modelos. Assim sendo, os resultados têm melhor capacidade preditiva, pois produzem erros de previsão menores. Além disso analisam simultaneamente as taxas de juro a longo prazo e quebra estrutural, isolando os seus efeitos.

Como complemento as avaliações realizadas na previsão *out-of-sample*, foram usadas duas medidas estatísticas básicas de erro: o erro absoluto médio (MAE) e a raiz quadrada do erro quadrático médio (RMSE) entre as estimativas das rendibilidades do modelo FIEGARCH e as estimativas do modelo STR-FIEGARCH. Os resultados produzidos denotam que os erros de previsão do modelo STR-FIEGARCH são menores do que os erros produzidos pelo modelo FIEGARCH que usam as rendibilidades diretamente, assim como o coeficiente d que indica o grau de persistência da volatilidade do processo também é menor. Estes resultados dão maior robustez à metodologia proposta neste estudo o que conduz a resultados mais credíveis dentro da lógica que foi estabelecida.

Com este estudo, fornecemos um instrumento útil, baseado em técnicas de modelação, para tornar mais claro e objetivo o processo de tomada de decisão na escolha de instrumentos que avaliem o *spillover effect* das taxas de juro a longo prazo na rendibilidade dos índices bolsistas internacionais e uma melhor capacidade de previsão, com especial ênfase nos efeitos causados pelas quebras estruturais, persistência e heterocedasticidade condicionada. Analisando de uma forma síncrona a evolução das taxas de juros usando a variável explicativa

dado pelos índices bolsistas e a existência de grande crise financeira no período analisado, com especial foco à deteção de quebra estrutural, heterocedasticidade condicionada e persistência. Com este estudo, fornecemos um instrumento útil, baseado em técnicas de modelação, para tornar mais claro e objetivo o processo de tomada de decisão na escolha de instrumentos que avaliem o efeito do impacto de variações das taxas de juro nos índices bolsistas, quando influenciados por quebras estruturais e que tenham uma melhor performance de previsão. Nossos resultados são robustos a eventos extremos de mercado, como a crise financeira de 2008.

Referências Bibliográficas

Abdullah M. Noman e Rahman, M. Z. (2010), Stationarity of South Asian Real Exchange Rates under Exponential STAR (ESTAR) Framework, *Journal of Developing Areas* 43(2), 41-50.

Altay-Salih, A, Mustafa Ç. Pinar e Leyffer, S. (2003), Constrained Nonlinear Programming for Volatility Estimation with GARCH Models, *SIAM Review*, 45(3), 485-503.

Akaike, H.(1974), A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, Boston, 19(6), 716-723.

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.

Andreou, E. e Ghysels. E. (2002), Detecting Multiple Breaks in Financial Market Volatility Dynamics, *Journal of Applied Econometrics* 17, 579-600.

Andreou, E. e Ghysels. E. (2009), *Structural breaks in financial time series*. In: Handbook of Financial Time Series, 839–870.

Aragó,V. e Fernandez-Izquierdo, A. (2003), GARCH models with changes in variance: An approximation to risk measurements, *Journal of Asset Management* 4, 277–287.

Baillie, R., Chung. C. F. e Tieslau. M. A. (1996), Analyzing inflation by the fractionally integrated ARFIMA-GARCH model, *Journal of Applied Econometrics* 11, 23-40.

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.

Bentes, S. e Menezes, R. (2007), Asymmetric transmission of long-run volatility in the stock market, *Physica A*. 382, 73-80.

Bentes, S. (2011), *Sobre a medição da volatilidade nos mercados internacionais: evidência dos países do G7*. Edições Colibri/Instituto Politécnico de Lisboa.

Bentes, S. e Menezes, R. (2013), on the predictability of realized volatility using feasible GLS, *Journal of Asian Economics* 28, 58-66.

Bentes, S. e Menezes, R. (2013), on the predictability of realized volatility using feasible GLS, *Journal of Asian Economics* 28, 58-66.

Beber, A. e Brandt, M. W. (2006), The Effect of macroeconomic news on Beliefs and Preferences: Evidence from the options market, *Journal of Monetary Economics*, 53, 1997-2039.

Beran, J. (1994), *Statistics for Long Memory Processes*, New York: Chapman and Hall.

- Berkes, I., Horváth, L., Kokoszka, P. e Shao, Q.-M. (2006), On discriminating between long-range dependence and changes in the mean, *The Annals of Statistics* 34, 1140–1165.
- Breidt, F., Crato, N. e Lima, P. (1998), The detection and estimation of long memory in stochastic volatility. *Journal of Econometrics*. 83, 325–348.
- Brown, R. L., Durbin, J. e Evans, J. M. (1975), Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time, *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)* 37(2), 149-192.
- Bollerslev, T. (1986), Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity, *Journal of Econometrics* 31, 307-327.
- Bollerslev, T. e Wooldridge, J.M. (1992), Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances, *Econometric Reviews* 11, 143–172.
- Bollerslev, T. e Mikkelsen, H. O. (1996), Modeling and pricing long memory in stock market volatility, *Journal of Econometrics* 73, 151-184.
- Bouchaud, J. P. e Potters, M. (2001), More stylized facts of financial markets: leverage effect and downside correlations, *Physica A* 299 (2001) 60–70.
- Brockwell, P.J. e Davis, R.A. (2002), *Introduction to Time Series and Forecasting. Second Edition*, New York: Springer.
- Black, F. (1976). The pricing of commodity contracts, *Journal of Financial Economics*, 3, 167-179.
- Calvo, G. A. e Mendoza, E. G (1997), *Rational Contagion, Globalization, and the Volatility of Capital Flows*, October. Center for International Economics, University of Maryland.
- Cavaliere, G. e Georgiev, I. (2005a), A note on unit root testing in the presence of level shifts, *Statistica* 66(1), 3-17.
- Cavaliere, G. e Georgiev, I. (2005b), Testing for unit roots in autoregressions with multiple level shifts, Working Paper.
- Cunha, M. S. (2001), *Raiz Unitária e Cointegração: Aplicações*, Universidade de Brasília.
- Cont, R. (2007), *Volatility Clustering in Financial Markets: Empirical Facts and Agent-Based Models*, Centre de Mathématiques appliquées, 289-310.
- Chaban, M. (2010), Cointegration analysis with structural breaks and deterministic trends: an application to the Canadian dollar, *Applied Economics* 42, 3023–3037.
- Chambers, M. (1998), Long memory and aggregation in macroeconomic time series, *International Economic Review* 39(4), 1053-1072.
- Chang, T., Su, C-W. e Liu, Y-S. (2012), Purchasing power parity with nonlinear threshold unit root test, *Applied Economics Letters* 19, 839–842.

- Charle, A. e Darné, O. (2014), Volatility persistence in crude oil markets, *Energy Policy* 65, 729–742
- Chen, N. F., Roll, R. e Ross, S. (1986), Economic forces and the stock market, *Journal of Business* 59, 383–403.
- Chung, C.-F. (1999), Estimating the fractionally integrated GARCH model, *Working Paper*, National Taiwan University.
- Christie, A. A. (1982), The stochastic behavior of common stock variances value, leverage and interest rate effects, *Journal of Financial Economics*, 10, 407-432.
- Cozier, B. V. e Rahman A. H. (1988), Stock returns, inflation, and real activity in Canada, *Canadian Journal of Economics* 2, 759–74.
- Davidson, J. E. H. (2004), Conditional heteroskedasticity models and a new model, *Journal of Business and Economic Statistics* 22, 16–29.
- Daly, K. (2008), Financial volatility: issues and measuring techniques, *Physica A* 387(11), 2377-2393.
- Di Matteo, T. T., Aste e Dacorogna, M. M. (2003), Scaling behaviors in differently developed markets, *Physica A* 324(1-2), 183-188.
- Ding, Z., Granger, C. W. J. e Engle, R. F. (1993), A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model, *Journal of Empirical Finance* 1, 83-106.
- De Paula, L. F. e Ferrari Filho, F. (2011), Desdobramentos da crise financeira internacional, *Revista de Economia Política* 31(2), São Paulo.
- Van Dijk, D. e De Pooter, M. (2004), Testing for Changes in Volatility in Heteroskedastic Time Series - a further examination, *Econometric Institute Research Report* 38/A.
- Demian, C. V. (2011), Cointegration in Central and East European markets in light of EU accession, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 21, 144–155.
- Diebold, F. X. e Mariano, R. S. (1995), Comparing predictive accuracy, *Journal of Business and Economic Statistics* 13(3), 253-263.
- Didier, T., Love, I. e Martinez-Peria, M. S. (2012), What explains comovement in stock market returns during the 2007–2008 crisis? *International Journal of Finance and Economics* 17, 182–202.
- Dickey, D. A. (1984), "Power of Unit Root Tests." *Proceedings of Business and Economic Statistics Section*. American Statistical Assn. 489-493.
- Donders, M. W. M. e Vorst, A. C. F. (1996), Options and earnings announcements: an empirical study for the European options exchange, *Statistica Neerlandica*, 50(1), 52–68.

- Dornbusch, R., Park, Y. e Claessens, S. (2000), Contagion: How it spreads and How it can be stopped, World Bank Researcher Observer.
- Ederington, L. H. e Lee, J. H. (1996), The impact of macroeconomic news on financial markets, *Journal of Applied Corporate Finance*, 9(1), 41-50.
- Enders, W. (1995), *Applied Econometric Time Series*, New York: John Wiley & Sons Inc.
- Enders, W. e Granger, C. W. J. (1998), Unit-root test and asymmetric with an example using the structure of interest rates, *Journal of Business & Economic Statistics* 16, 304–311.
- Enders, W. e Siklos, P. (2001), Cointegration and threshold adjustment, *Journal of Business & Economic Statistics* 19(2), 166-176.
- Engle, R. F. e Patton, A. J. (2001), What good is a volatility model?, *Quantitative Finance*, 1, 237-245.
- Enders, W. (2004), *Applied Econometric Time Series*. Second Edition. John Wiley & Sons.
- Engle, R. F. (1982), Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation. *Econometrica*. 50, 987-1008.
- Engle, R. F. (2003), Risk and volatility: econometric models and financial practice, Nobel Lecture New York University, Department of Finance, 10012-1126.
- Engle, R. F. e Bollerslev, T. (1986), Modelling the persistence of conditional variances, *Econometric Reviews* 5(1), 1-50.
- Engle, R. F. e Granger, C. W. J. (1987), Cointegration and error correction: representation estimation and testing, *Econometrica* 55, 251–276.
- Eitrheim e Terasvirta, T. (1996), Testing the adequacy of smooth transition autoregressive models, *Journal of Econometrics* 74, 59-75.
- Fama, E. e Schwert, G. W. (1977), Asset returns and inflation, *Journal of Financial Economics* 5, 115–146.
- Fama, E. (1981), Stock return, real activity, inflation and money, *The American Economic Review* 65, 269–82.
- Fedorava, E. (2011), Transfer of financial risk in emerging eastern European stock markets: A sectoral perspective, *BOFIT Discussion Papers* . 24, 1-4.
- Ferrer, A. G. (2012), On Granger’s predictability of financial markets in theory and practice, *International Journal of Forecasting* 28, 121–127.
- Ferreira, N. B., Menezes, R. e Bentes, S. (2013), Globalization, Regime-Switching and EU stock markets: impact of the sorvereing debt crise. *International Journal of Lasted Trends in Finance & Economic Sciences* 3, 556-562.

Ferreira, N. B., Menezes, R. e Mendes, D. A. (2007), Asymmetric conditional volatility in international stock markets, *Physica A* 382, 73-80.

Forbes, K. e Rigobon, R. (2002), No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements, *Journal of Finance* 57(5), 2223–2261.

Fornari, F. e Mele, A. (2001), A simple approach to the estimation of continuous time CEV stochastic volatility models of the short-term rate, *Economic working papers* (397), 4-68.

Gagnon, L. e Karolyi, G. (2006), Price and Volatility Transmission across borders, *Financial Markets, Institutions & Instruments*, 15(3), 107-158.

Geske, R. e Roll, R. (1983), The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation, *Journal of Finance* 38, 1–32.

Glynn, J., Perera, N. e R. Verma (2007), Unit root tests and structural breaks: a survey with applications, *Journal of Quantitative Methods for Economics and Business Administration* 3(1), 63-79.

Gilmore, C. G., Lucey, B. M. e McManus, G.M. (2008), The dynamics of Central European equity market comovements, *The Quarterly Review of Economics and Finance* 48, 605–622.

Grau-Carles, P. (2000), Empirical evidence of long-range correlation in stock returns, *Physica A* 287(3-4), 396-404.

Gregory, A. W. e Hansen, B. E. (1996 a), Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts, *Journal of Econometrics* 70, 99–126.

Gregory, A. W. e Hansen, B. E. (1996 b), Tests for cointegration in models with regime and trend shifts, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 58, 555–560.

Gregory, A. W., Nason, J. M. e Watt, D.G. (1996), Testing for structural breaks in cointegration relationships, *Journal of Econometrics* 71, 321–341.

Gjerde e Sættem, F. (1999), Causal relations among stock returns and macroeconomic variables in a small, open economy, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 9, 61–74.

Hall, A. D., Anderson, H. M. e Granger, C. W. J. (1992), A Cointegration Analysis of Treasury Bill Yields, *The Review of Economics and Statistics* 74, 116-126.

Harris e Richard, I. D. (1995), Cointegration analysis in econometric modelling. London: Prentice Hall, 176.

Harvey, D. I. e Newbold, P. (2000), Tests for multiple forecast encompassing, *Journal of Applied Econometrics* 15(5), 471–482.

Harvey, D. I., Leybourne, S. J. e Newbold, P. (1998), Tests for forecast encompassing, *Journal of Business and Economic Statistics* 16(2), 254-259.

- Harvey, A. C (1993), Long Memory in Stochastic Volatility. Working paper (London School of Economics, London).
- Hendry, D. F. e Juselius, K. (2000), Explaining cointegration analysis: Part 1, *Energy Journal* 21(1), 1-42.
- Inclán, C. e Tiao. C. G. (1994), Use of Cumulative Sums of Squares for Retrospective Detection of Changes of Variance, *Journal of the American Statistical Association* 89, 913-923.
- Jarque, C.M. e A.K. Bera (1987), A test for normality of observations and regression residuals, *International Statistics Review* 55(2), 163-172.
- Jiang, G. J., Konstantinidi, E. e Skiadopoulos, G. S. (2012), Volatility spillovers and the effect of news announcements, *Journal of Banking and Finance*, *Forthcoming*.
- Johansen, S. (1988), Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231–254.
- Johansen, S. e Juselius, K. (1990), Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 169-210.
- Johansen, S. (1991), Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian autoregressive models, *Econometrica* 59(6), 1551-1580.
- Kasman, A., Kasman, S. e Torun, E. (2009), Dual long memory property in returns and volatility: evidence from the CEE countries' stock markets, *Emerging Markets Review* 10(2), 122-139.
- Kenourgios, D. e Samitas, A. (2011), Equity market integration in emerging Balkan markets, *ReseARCH in International Business and Finance* 25, 296–307.
- Kenourgios, D e Padhi, P. (2012), Emerging markets and financial crises: regional, global or isolated shocks? *Journal of Multinational Financial Management* 22, 24–39.
- Kokoszka, P. e Leipus, R. (2000), Change-Point Estimation in ARCH Models, *Bernoulli* 6, 513-539.
- Kotkatvuori-Ornberg, J., Nikkinen, J. e Ajio, J. (2013), Stock market correlations during the financial crisis of 2008–2009: evidence from 50 equity markets, *International Review of Financial Analysis* 28, 70–78.
- Kostaski, A., Paanigirtzogeou, N. e Skiadopoulos, G. (2011), Market timing with option-implied distributions: a forward – looking approach, *Management Science*, 110-1346.
- Kwiatkowski, D., P. C. B., Phillips, P. Schmidt e Y. Shin (1992), Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root, *Journal of Econometrics* 54, 159-178.

- Lanne, M., Lütkepohl, H. e Saikkonen, P. (2001), Test Procedures for Unit Roots in Time Series with Level Shifts at Unknown Time, Humboldt University of Berlin Discussion Paper (39).
- Lanne, M., Lütkepohl H. e Saikkonen, P. (2002), Comparison of unit root tests for time series with level shifts, *Journal of Time Series Analysis* 23, 667-685.
- Lee, B. (1992), Causal relations among stock returns, interest rates, real activity, and inflation, *Journal of Finance* 47, 1591–1603.
- Lee, J. e Strazicich, M. C. (2001), Break Point Estimation and Spurious Rejections with Endogenous Unit Root Tests, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 63, 535-558.
- Lee, S. Na. O. e Na. S. (2003), On the cusum of squares test for variance change in nonstationary and nonparametric time series models, *Annals of Institute of Statistical Mathematics* 55, 467-485.
- Lee, J. e Strazicich, M. C. (2003), Minimum Lagrange Multiplier unit root test with two structural breaks, *Review of Economics and Statistics* 85(4), 1082-1089.
- Lee, J. e Strazicich, M. C. (2004), Minimum LM unit root test with one structural break, Working Paper, Department of Economics, Appalachian State University.
- Lee, Tokutsu, S. Y. e Maekawa, K. (2004), The residual cusum test for parameter change in regression models with ARCH errors, *Journal of Japan Statistical Society* 34, 173-188.
- Lee, C-F e Tsong, C-C. (2012), A revisit on real interest rate parity hypothesis - simulation evidence from efficient unit root tests, *Applied Economics* 44, 3089–3099.
- Lewellen, J. (2004), Predicting returns with financial ratios, *Journal of Financial Economics* 74, 209–235.
- Li, X. -M. (2000), The Great Leap Forward, economic reforms and the unit root hypothesis: Testing for breaking trend functions in China's GDP data, *Journal of Comparative Economics* 28, 814– 827.
- Lucey, B. M. e Voronkova, S. (2008), Russian equity market linkages before and after the 1998 crises: evidence from stochastic andregime-switching cointegration tests, *Journal of International Money and Finance* 27, 1224–1303.
- Lumsdaine, R. L. e Papell, D. H. (1997), Multiple trend breaks and the unit root hypothesis, *Review of Economics and Statistics* 79(2), 212-218.
- Lütkepohl, H., Müller, C. e Saikkonen, P. (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.
- Lutkepohl, H. e Kratzig M. (2004), *Applied time series econometrics*, New York: Cambridge University Press. 332.

- Markowitz, H. M. (1959), *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*, John Wiley e Sons.
- Martens, M. e Van Dick, D. (2007), Measuring volatility with realized range, *Journal of Econometrics* 138(1), 181-207.
- McCrae, M., Lin, Yan-Xia, Pavlik, D. e Gulati, C. M (2002), Can cointegration-based forecasting outperform univariate models? An application to Asian exchange rates, *Journal of Forecasting* 21(5), 335-380.
- MacKinnon, J. G. (1991), Critical values for co-integration tests. em Engle R. F. e Granger, C. W. J. (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, 601-618.
- MacKinnon, J. G., Haug, A. A. e Michelis, L. (1999), Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration, *Journal of Applied Econometrics* 14, 563-577.
- McLeod, A. L. e Hipel, K. W. (1978), Preservation of the rescaled adjusted range: 1. A reassessment of the Hurst phenomenon, *Water Resources Research* 14(3), 491-508.
- Maddala, G. S., Kim, I. M. (1998), *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*. Cambridge (UK): Cambridge university press.
- Maddala, G. S. (1992), *Introduction to econometrics*. 2 edition New Jersey: Prentice-Hall Inc. Englewood Cliffs.
- Mandelbrot, B. (1963), The variation of certain speculative prices, *Journal of Business* 36: 394-419
- Menezes, R., Dionísio, A. e Mendes, D. (2004), Mutual information: a measure of dependency for nonlinear time series, *Physica A* 344, 326-329.
- Menezes, R., Ferreira, N. B. e Mendes, D. A. (2006), Co-movements and asymmetric volatility in the Portuguese and US stock markets, *Nonlinear Dynamics* 44(1), 359-366.
- 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., Dionísio, A. e Hassani, H. (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.
- Mishkin, F. S. (2011), Over the Cliff: From the Subprime to the Global Financial Crisis, *Journal of Economic Perspective* 25(1), 49-70.

Mishkin, F. S. (2009), Globalization and financial development, *Journal of Development Economics* 89, 164-169.

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

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

Modigliani, F. e Cohn, R. A. (1978), Inflation, rational valuation, and the market, *Financial Analysis Journal* 38, 24-44.

Narayan, P. K. (2008), Is Asian per capita GDP panel stationary? *Empirical Economics* 34(3), 439-449.

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

Nelson, C.R. e Kang, H. (1991), Spurious periodicity in inappropriately detrended time series, *Journal of Monetary Economics* 10, 139-162.

Nunes, L., Newbold, P. e Kuan, C. (1997), Testing for Unit Roots with Breaks Evidence on the Great Crash and the Unit Root Hypothesis Reconsidered, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 59, 435-448.

Noman, Abdullah M. e Rahman, M. e Zillur, (2010), Stationarity of South Asian real exchange rates under exponential star (ESTAR) framework, *Journal of Developing Areas* 43(2), 41-50.

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

Omrana, M. (2003), Time Series Analysis of the Impact of Real Interest Rates on Stock Market Activity and Liquidity in Egypt: Co-integration and Error Correction Model Approach, *International Journal of Business* 8.

Patton, A. J. (2006), Volatility forecast comparison using imperfect volatility proxies. ReseARCH Paper Series 175, Quantitative Finance Research Centre, University of Technology, Sydney. Research Paper Series 175.

Perelló, J., e Masoliver, J. (2002), The effect of non-ideal market conditions on option pricing, *Physica A*, 308, 420-442.

Pearce, D. K. e Roley, V. V. (1983), The reaction of stock prices to unanticipated changes in money: A note. *Journal of Finance* 38(4), 1323-1333.

Perron, P. (1989), The great crash. the oil price shock and the unit root hypothesis, *Econometrica* 57, 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. (1989), The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis, *Econometrica* 57(6), 1361-1401.
- Perron, P. e Vogelsang, T. J. (1992), Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity, *Journal of Business and Economic Statistics* 10(3), 301-320.
- Vogelsang, T. J. e Perron, P. (1998), Additional tests for a unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time, *International Economic Review* 39, 1073-1100.
- Perron, P. (2005), Dealing with structural breaks, Mimeo Handbook of Econometrics: Econometric Theory, 1.
- Perron, P. (2006), Dealing with structural breaks. In Palgrave Handbook of Econometrics. Vol. 1. (eds K. Patterson. and T. C. Mills.). xxxx: Palgrave Macmillan. 278-352.
- Poon, S.H. e Granger, C. W. J. (2003), Forecasting volatility in financial markets: a review, *Journal of Economic Literature* 41(2), 478-488.
- Phillips, P. C. B. e Ouliaris, S. (1990), Asymptotic properties of residual based test for cointegration, *Econometrica* 58, 165-93.
- Plerou, V., Gopikrishnan, P. L., Amaral, N., Meyer, M. e Stanley, H. E. (1999), Scaling of the distribution of price fluctuations of individual companies, *Physical Review*, 60(6), 6519-6529.
- Rapach, D.E. (2001), Macro shocks and real stock prices, *Journal of Economics and Business* 53, 5-26.
- Rehman, A., Yousaf, U., Ejaz, A. e Sardar, S. (2011), Relation of stock market return with interest rates, *Interdisciplinary Journal of Contemporary ReseARCH in Business* 3(3), 1020 - 1026.
- Ross, S. A. (1976), The arbitrage theory of capital asset pricing, *Journal of Economic Theory* 13(3), 341-360.
- Rossi, B. e Sekhposyan, T. (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 Dickey, D. A. (1984), "Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order". *Biometrika*, 71, 599-607.

Sansó, A., Aragó, V. e Carrion J. L. (2003), Testing for Changes in the Unconditional Variance of Financial Time Series. Working Paper. Department d' Economia Aplicada. Universitat de les illes Balears.

Sargan, J. D. (1964), Wages and prices in the United Kingdom: a study in econometric methodology (with discussion), en Hart, P. E., G. Mills e J. K., Whitaker (eds.), *Econometric Analysis for National Economic Planning*, Colston Papers 16, 25-63.

Saikkonen, P. e Lütkepohl, H. (2001), Testing for unit roots in time series with level shifts, *Allgemeines Statistisches ARCHiv* 85, 1-25.

Saikkonen, P. e Lütkepohl, H. (2002), Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time, *Econometric Theory* 18(2), 313-348.

Skalin, J. e Terasvirta, T. (2002), Modelling asymmetries and moving equilibria in unemployment rates, *Macroeconomic Dynamics*, 6, 202-41.

Siklos, P. e Kwok, B. (1999), Stock returns and inflation: a new test of competing hypotheses, *Applied Financial Economics* 9, 567-581.

Siklos, P. L. (2002), Asymmetric adjustment from structural booms and slumps, *Economic Letters* 77, 329-333.

Souza, F. M. (2011), *Estudo do Consumo e do Número de Consumidores de Energia Elétrica do RS através de Componentes Principais e Modelos de Previsão*. Dissertação de Mestrado UFSM, 41-42.

Sulku, S. N. (2010), Econometric testing of purchasing power parity in less developed countries: fixed and flexible exchange rate regime experiences. *Applied Economics*, 2010, V. 42(20), 2617-2630.

Schwarz, G. (1978), Estimating the dimension of a model, *Annals of Statistics* 6(2), 461-464.

Stock, J. H. (1987), Asymptotic properties of least squares estimation of cointegration vectors, *Econometrica* 55(5), 1035-1056.

Tayefi, M. e Ramanathan, T. V. (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.

Teräsvirta, T. e Anderson, H. M. (1992), Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models, John Wiley & Sons 7.

Teräsvirta, T. (1994), Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models, *Journal of the American Statistical Association* 89, 208-218.

Teräsvirta, T. (1990a), Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. Department of Economics, University of California, San Diego. Discussion paper N. 90-39 revised version.

Tsay e Ruey S. (1989), Testing and modeling threshold autoregressive processes, *Journal of the American Statistical Association* 84, 231-240.

Tong, H. (1978), On a threshold model. In: Chen, C.H. (Ed.), *Pattern Recognition and Signal Processing*. Sijthoff and Noordhoff, Amsterdam.

Vähämaa, S. e Äijö, J. J. (2011), The Fed's policy decisions and implied volatility, *Journal of Futures Markets*, 31(10), 995-1010.

Vogelsang, T. e Perron, P. (1998), Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time, *International Economic Review* 39(4), 1073-1100.

Zivot, E. e Andrews, D. W. K. (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.

Wahlroos, B. e Berglund, T. (1986), Stock returns, inflationary expectations and real activity, *Journal of Banking and Finance* 10, 377-389.

Wang, K.M. e Lee, Y.M. (2009), Market volatility and retail interest rate pass through, *Economic Modelling* 26(6), 1270-1282.