

O MERCADO BOLSISTA E A SUA INTEGRAÇÃO PARA OS
MERCADOS DA ZONA EURO

Bernardo Maria Mestre Acácio Lopes

Dissertação submetida como requisito parcial para obtenção do grau
de Mestre em Gestão

Orientador:

Prof. Doutor Nuno Rafael Barbosa de Jesus Ferreira, Prof. Auxiliar, ISCTE Business School,
Departamento de Métodos Quantitativos para Gestão e Economia

Outubro, 2017

O MERCADO BOLSISTA E A SUA INTEGRAÇÃO PARA OS
MERCADOS DA ZONA EURO

Bernardo Maria Mestre Acácio Lopes

Dissertação submetida como requisito parcial para obtenção do grau
de Mestre em Gestão

Orientador:

Prof. Doutor Nuno Rafael Barbosa de Jesus Ferreira, Prof. Auxiliar, ISCTE Business School,
Departamento de Métodos Quantitativos para Gestão e Economia

Outubro, 2017

Agradecimentos

A presente dissertação assinala o fim de uma importante etapa da minha vida. Neste sentido, aproveito para demonstrar a minha gratidão com todos aqueles que me apoiaram e acreditaram em mim desde o primeiro momento que decidi iniciar este percurso. Em primeiro lugar, e como não poderia deixar de ser, quero agradecer à minha família, em particular aos meus pais, irmãs e avó, por todo o investimento, apoio, confiança e por toda a força que me transmitiram para não baixar os braços face à experiência fatal que enfrentei. Gostaria igualmente de agradecer aos meus padrinhos e “madrinha” Laura pela preocupação demonstrada e motivação que sempre me transmitiram incessantemente.

Um agradecimento especial ao meu orientador Professor Doutor Nuno Rafael Barbosa de Jesus Ferreira e ao Professor Doutor José Joaquim Dias Curto por toda a disponibilidade, dedicação, encorajamento, críticas, sugestões apresentadas e transmissão de conhecimentos sem os quais seria possível concluir este estudo.

Não me poderia esquecer de agradecer aos meus colegas do Departamento de Auditoria Interna e Compliance da EDP, em particular à minha orientadora de estágio Doutora Ana Paula Alberto pelo incentivo diário e pela flexibilidade horária sempre que era necessária.

Aos meus amigos, sempre presentes, que foram imprescindíveis, demonstrando sempre a sua solidariedade e capacidade de tornar as dificuldades menos íngremes.

Agradeço de igual modo aos meus colegas e a todos os docentes do Mestrado em Gestão da ISCTE *Business School* por todo o acompanhamento na realização deste trabalho e por todos os momentos de descontração que partilhámos ao longo do percurso académico.

Por fim, e propositadamente porque os últimos são sempre os primeiros, quero agradecer e dedicar esta dissertação ao meu avô que apesar de já não se encontrar fisicamente entre nós estará sempre presente na minha vida.

Resumo

A presente dissertação apresenta uma análise do mercado bolsista e pretende avaliar a sua integração para nove mercados da zona euro (Itália, França, Portugal, Espanha, Irlanda, Grécia, Finlândia, Bélgica e Áustria) utilizando como objeto de estudo os índices de preços bolsistas respeitantes a cada país.

Todavia, atualmente, não existem muitos estudos que abordem esta temática somente ao nível das relações dos índices de preços bolsistas. Neste sentido, foi considerado fundamental analisar a estacionaridade destes índices, o que induziu à necessidade de utilizar modelos de cointegração. Testaram-se as relações de cointegração para os trinta e seis pares de mercados possíveis aplicando-se diferentes modelos e metodologias distintas.

A análise desenvolvida apresenta como objetivo principal responder às perguntas de investigação formuladas. Deste modo, pretende-se averiguar se os índices bolsistas considerados estabelecem relações de cointegração entre si e aferir acerca do papel da crise económica que se fez sentir em relação à existência de quebras de estrutura. Concluiu-se com base nos resultados obtidos que as relações cointegrantes não foram consideravelmente afetadas por este evento.

Os resultados alcançados através da combinação metodológica utilizada (testes de raiz unitária e testes de cointegração), revelam, de um modo geral que os pares de mercados em análise não se encontram cointegrados na sua totalidade, isto é, não apresentam entre si uma relação de cointegração forte.

Contudo, foram detetadas situações de quebras estruturais ao nível dos índices bolsistas utilizados. As implicações práticas do estudo são também objeto de discussão.

Palavras Chave:

Índices de Preços Bolsistas, Cointegração, Quebras Estruturais, Estacionaridade.

Classificação JEL:

C₅₈ - Financial Econometrics, F₁₅ - Economic Integration, G₁₅ - International Financial Markets.

Abstract

The following dissertation presents an analysis of the stock market and pretends to evaluate its integration into nine markets in the eurozone (Italy, France, Portugal, Spain, Ireland, Greece, Finland, Belgium and Austria) using the indexes of stock prices for each country an object of study.

However, currently, there are not many studies that approach this topic just at the level of stock price indexes. From this perception, it was considered essential to analyze the stationarity of these indexes, which led to the need to use cointegration models. The cointegration relationships were tested for the thirty-six pairs of possible markets by applying different models and different methodologies.

The main objective of this analysis is to answer the initial research questions. In this way, it was tried to ascertain if the stock indexes considered establish relations of cointegration among themselves and to gauge the impact of the economic crisis that was felt in relation to the existence of structural breaks. It was concluded, from the results obtained, that the cointegrating relationships were not considerably affected by this event.

The results achieved through the methodological combination used (unit root tests and cointegration tests), reveal, in general, that the pairs of markets under analysis are not cointegrated in their entirety, that is, they do not have a relation of cointegration.

However, situations of structural breaks were detected at the level of stock indexes used. The practical implications of the study are also subject of discussion.

Keywords:

Stock Price Indexes, Cointegration, Structural Breaks, Stationarity.

JEL Classification:

C₅₈ - Financial Econometrics, F₁₅ - Economic Integration, G₁₅ - International Financial Markets.

Índice Geral

Agradecimentos	II
Resumo	III
<i>Abstract</i>	IV

CAPÍTULO 1

Introdução Geral	1
1.1 Enquadramento do Tema da Dissertação	2
1.2 Principais Objetivos	2
1.3 Questões de Investigação	3
1.4 Metodologia e Métodos.....	3
1.5 Estrutura da Dissertação.....	4

CAPÍTULO 2

Enquadramento Contextual e Revisão da Literatura.....	6
2.1 Testes de Raiz Unitária e Estacionaridade	6
2.2 Datas de Quebras Estruturais	13
2.3 Cointegração.....	18
2.3.1 Cointegração Europeia	18
2.3.2 Cointegração Financeira.....	19
2.3.3 Cointegração do Mercado Bolsista	23

CAPÍTULO 3

Enquadramento Metodológico	29
3.1 Processo estocástico	29
3.1.1 Conceito de Estacionaridade.....	30
3.2 Testes de Raiz Unitária	32
3.2.1 Teste de Dickey Fuller Aumentado	33
3.2.2 Teste KPSS	35
3.3 Testes de Raiz Unitária na Presença de Quebras Estruturais	36
3.3.1 Teste de Zivot-Andrews	36
3.4 Variáveis Integradas e Cointegração.....	37
3.4.1 Cointegração	39

3.4.1.1 Metodologia de Engle-Granger.....	39
3.4.1.2 Regressão Vetorial	40
3.4.1.3 Metodologia de Gregory – Hansen	43
3.4.2 Regressão Espúria	44
3.5 Tendência Determinista e Tendência Estocástica	45

CAPÍTULO 4

Aplicação e Resultados	47
4.2 Caracterização das variáveis	50
4.2.1 Teste de Raiz Unitário.....	50
4.2.1.1 - Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF).....	50
4.2.1.2 - Teste KPSS.....	52
4.2.2 Teste de Raiz Unitária com Quebras Estruturais	54
4.2.2.1 - Teste de Zivot-Andrews.....	54
4.3 Resultados dos Testes de Cointegração	56
4.3.1 Cointegração com Quebra Estrutural – Teste de Gregory e Hansen.....	57
4.3.2 Cointegração de Johansen	68

CAPÍTULO 5

Conclusões, Recomendações, Limitações e Investigação Futura	72
5.1 Principais Resultados e Limitações da Aplicação.....	72
5.2 Síntese dos Principais Contributos da Investigação.....	76
5.3 Linha para Futura Investigação	77
Referências Bibliográficas	78
Apêndice.....	86

Índice de Tabelas

Tabela 1 - Validade das Regressões.....	46
Tabela 2 - Estatísticas descritivas para os índices bolsistas dos países/mercados estudados	47
Tabela 3 - Teste ADF (raiz unitária) para os índices bolsistas em níveis.....	51
Tabela 4 - Teste ADF (raiz unitária) para os índices bolsistas em primeiras diferenças.....	52
Tabela 5 - Teste KPSS (raiz unitária) para os índices bolsistas em níveis.....	53

Tabela 6 - Teste KPSS (raiz unitária) para os índices bolsistas em primeiras diferenças.....	53
Tabela 7 - Testes de raiz unitária com quebras estruturais ZA (Zivot - Andrews, 1992) para os índices bolsistas.....	54
Tabela 8 - Testes de GH (Gregory - Hansen, 1996) – cointegração com quebra estrutural (mudança de nível com tendência (C/T)) para os índices bolsistas.....	59
Tabela 9 - Testes de GH (Gregory - Hansen, 1996) – cointegração com quebra estrutural ((mudança de nível (C)) para os índices bolsistas.....	60
Tabela 10 - Testes de GH (Gregory - Hansen, 1996) – cointegração com quebra estrutural (mudança de regime (C/S)) para os índices bolsistas.....	61
Tabela 11 - Testes de cointegração de Johansen (1988,1991) com amostras separadas.....	70
Tabela 12 - Estatísticas Descritivas: Índices Bolsistas.....	86
Tabela 13 - Testes ADF em Níveis: Índices Bolsistas.....	86
Tabela 14 - Testes ADF em Primeiras Diferenças: Índices Bolsistas.....	87
Tabela 15 - Teste KPSS em Níveis: Índices Bolsistas.....	87
Tabela 16 - Teste KPSS em Primeiras Diferenças: Índices Bolsistas.....	87
Tabela 17 - Teste de Johansen (Pré-Crise): Índices Bolsistas.....	88
Tabela 18 - Teste de Johansen (Pós-Crise): Índices Bolsistas.....	88
Tabela 19 - Teste de ZA: Índices Bolsistas	89
Tabela 20 - Teste de GH - mudança de nível com tendência (C/T): Índices Bolsistas.....	90
Tabela 21 - Teste de GH - mudança de nível (C): Índices Bolsista.....	90
Tabela 22 - Teste de GH - mudança de regime (C/S): Índices Bolsistas.....	90

Índice de Figuras

Figura 1 - Estatísticas descritivas no período 01/01/1993 a 31/01/2017.....	49
Figura 2 - Testes de Raiz Unitária Com Quebras Estruturais (Zivot-Andrews, 1992), no período 01/01/1993 a 31/01/2017.....	55
Figura 3 - Testes de cointegração de Gregory-Hansen (1996) com uma quebra estrutural Modelo de mudança de nível com tendência (C/T), no período 01/01/1993 a 31/01/2017.....	63
Figura 4 - Testes de cointegração de Gregory-Hansen (1996) com uma quebra estrutural Modelo de mudança de nível (C), no período 01/01/1993 a 31/01/2017.....	65
Figura 5 - Testes de cointegração de Gregory-Hansen (1996) com uma quebra estrutural. Modelo de mudança de regime (C/S), no período 01/01/1993 a 31/01/2017.....	67

CAPÍTULO 1

Introdução Geral

Neste primeiro capítulo é apresentado o tema da dissertação, bem como o respetivo enquadramento para fazer face à justificação do seu objetivo. Assim sendo, este capítulo encontra-se dividido em secções distintas que abordam os seguintes tópicos: enquadramento do tema; objetivos; questões de investigação; metodologia e métodos e estrutura da dissertação.

1.1 Enquadramento do Tema da Dissertação

A economia financeira está em constante evolução, exigindo permanente atualização. Vivemos nesta geração, uma autêntica revolução nos mercados financeiros, que conduziu a uma explosão de mercados, transações e inovações. No moderno mundo da economia financeira a inovação é permanente e até mesmo esperada por todos os intervenientes. Novos instrumentos emergem quase diariamente nos mercados e são depois analisados, avaliados, transacionados e eles próprios protegidos do risco por outros instrumentos financeiros. A noção de mercado financeiro é muito abrangente. Originalmente era um espaço físico delimitado, onde as partes se encontravam. Hoje é sobretudo um mercado virtual, onde as transações são feitas eletronicamente entre agentes que podem estar em pontos opostos do planeta. É um mercado global, talvez o primeiro e único, do qual todos fazemos parte.

Há anos que se utilizam os métodos econométricos como objeto de discussão em seminários e em artigos de revistas distinguidas. Estes métodos atualmente são formulados com uma maior rapidez e rigor devido aos desenvolvimentos da literatura sobre o assunto bem como à evolução da área computacional.

A crise financeira que irrompeu em 2008, a primeira de grande dimensão do século XXI, e que rapidamente se propagou à economia real a nível mundial, foi contudo particularmente surpreendente por ter sucedido após um longo período de elevado e sustentado crescimento económico e de estabilidade relativa do ciclo económico, período que ficou conhecido como ‘The Great Moderation’. Uma outra particularidade desta crise é o facto de ter emergido no mercado da dívida e não no mercado de capitais, como grande parte das crises financeiras. A dívida tem mais consequências e, depois de titularizada, é muito mais difícil de isolar. A origem da crise foi uma enorme bolha especulativa no mercado da habitação e do crédito nos Estados Unidos da América (EUA). Importa referir que a crise pode originar uma quebra estrutural na relação de cointegração caso se verifique que os mercados não se comportam da mesma forma.

Mas afinal o que é a cointegração? Estatisticamente, uma série temporal será estacionária se a sua média, a variância, e a covariância forem constantes. Neste caso, a série será expressa por $I(0)$ significando que ela é integrada de ordem zero. Uma série que precisa ser diferenciada uma vez para atingir a estacionaridade é representada da seguinte forma, $I(1)$. Qualquer combinação linear de duas séries $I(1)$ também será $I(1)$. No entanto, se existir alguma combinação linear entre duas séries temporais que seja $I(0)$, então, existirá cointegração entre essas duas séries. Dessa forma, se x_1 e x_2 são séries $I(1)$ ao passo que a sequência h_t definida como $h_t = x_{1t} - \tau x_{2t}$, for $I(0)$ então x_{1t} e x_{2t} serão cointegradas e o parâmetro τ será o parâmetro de cointegração. Testar a existência de cointegração entre um dado conjunto de variáveis pode reduzir-se, na prática, a testar a existência de uma raiz unitária no vetor dos resíduos da regressão de cointegração. Atualmente existem testes que postulam como hipótese nula a inexistência de cointegração e ao contrário outros a sua existência.

Dos nove países analisados, espera-se que alguns pares de países apresentem cointegração com múltiplos vetores cointegrantes e outros o contrário. À partida será de esperar que países mais desenvolvidos apresentem maiores relações comerciais, o que pode implicar que os mercados financeiros se encontrem mais sincronizados. De alguma forma a sua influência poderá ser evidenciada na evolução dos restantes mercados bolsistas. Como não existem certezas, não é possível afirmar se existe ou não cointegração. No sentido inverso para os países menos desenvolvidos.

Verifica-se também que na presença de cointegração, não há diversificação. Se os mercados investirem uns nos outros, o retorno será igual.

1.2 Principais Objetivos

Tendo por base o contexto acima apresentado, e a revisão de literatura a efetuar, o objetivo principal da nossa investigação consiste em analisar se existem ou não relações de integração do Mercado Bolsista para os Mercados da zona Euro. Referimos o termo “Mercado Bolsista” quando queremos falar de qualquer acontecimento, transação ou circunstância que se encontre ligada à Bolsa de Valores. Deste modo, iremos estudar até que ponto estão os mercados de nove países (Portugal, Bélgica, Espanha, Finlândia, França, Grécia, Irlanda, Áustria e Itália) que constituem a zona euro integrados ou não. Se a existência de cointegração se verificar, os mercados hoje em dia têm tendência a comportar-se de forma muito parecida, tanto na valorização como na desvalorização.

No final da dissertação, esperamos poder perceber se os acontecimentos a nível económico dos últimos tempos influenciaram ou não a existência das relações anteriormente descritas.

1.3 Questões de Investigação

A partir dos objetivos específicos acima descritos, são formuladas as seguintes questões de investigação:

Questão 1 – Estão ou não os nove índices bolsistas dos mercados em análise integrados?

Questão 2 – A crise de 2008 originou alguma quebra estrutural perturbadora do equilíbrio das relações cointegrantes?

Tentámos encontrar respostas para as nossas questões de investigação em estudos já realizados e, no capítulo IV apresentamos os resultados obtidos.

1.4 Metodologia e Métodos

De forma a alcançar o objetivo proposto e a responder às questões de investigação acima estruturadas, pretende-se recorrer à recolha de dados de forma quantitativa, especificando claro está, os índices de preços bolsistas dos diferentes países. Para obter uma série completa e consistente de dados para todos os países recolheu-se um índice padronizado por uma base de dados *DataStream*. Por este motivo, estes índices podem ser referenciados simplesmente como índices *DataStream* locais. Tal como Alves e Ferreira (2003) apontam, os índices *DataStream* (cujo índice TOTMKxx (xx – siglas dos países) representa cerca de 80% do mercado respetivo). Este facto não inviabiliza a utilização de um período temporal mais alargado que se detalha, com maior rigor, seguidamente e de acordo com a conveniência da metodologia e do objetivo inerente a cada capítulo desta investigação.

Determinámos um período amostral que vai desde 1993 a 2017 porque necessitamos de um período alargado para encontrar as quebras estruturais. Após esta decisão, considerou-se trabalhar esta dissertação em sub-amostras de forma a expurgar essas quebras.

Na primeira parte vai proceder-se a uma breve análise das medidas de estatística descritiva dos índices em questão para os nove mercados em análise.

Seguidamente, serão realizados testes de raiz unitária (testes Dickey e Fuller Aumentado (ADF) e testes Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS)) a fim de testar a estacionaridade das sucessões cronológicas que estão a ser objeto de estudo e testes de raízes unitárias com quebras estruturais (teste de Zivot e Andrews (ZA)).

Na terceira parte, vai testar-se se existe cointegração entre o preço dos índices bolsistas no contexto de quebras estruturais. Para o efeito, iremos recorrer ao teste de Gregory-Hansen. Por fim, são apresentados e discutidos os resultados dos testes de Gregory-Hansen e o efeito das respetivas quebras estruturais.

Na parte que surge depois, são relatados os resultados dos testes de cointegração multiequacional (Johansen) – teste do valor próprio máximo e teste do traço - decompondo a amostra em períodos pré-crise e pós-crise de acordo com as datas das quebras obtidas nos testes de Zivot e Andrews para os índices de preços bolsistas (ano da crise-2008). A nossa ideia é utilizar a quebra estrutural observada em cada mercado para decompor cada série em duas: a) a subsérie ou amostra que abrange o período pré-crise (em geral 1993-2008) e b) a subsérie ou amostra que abrange o período pós-crise (em geral 2008-2017).

Para concluir o nosso estudo iremos realizar um resumo de todas as conclusões obtidas em cada um dos testes realizados anteriormente.

1.5 Estrutura da Dissertação

Para alcançar a concretização dos objetivos propostos, a presente dissertação encontra-se dividida em cinco capítulos.

- **Capítulo 1: Introdução.** Neste capítulo é apresentado o enquadramento da questão de investigação e os objetivos que devem ser atingidos. Formularam-se as questões de investigação, efetuou-se uma abordagem geral à metodologia a ser adotada e, foi apresentada a estrutura da tese.

- **Capítulo 2: Revisão de Literatura.** Neste capítulo revêm-se os conceitos mais relevantes ao desenvolvimento deste estudo. Na base bibliográfica irão constar os conceitos de quebra estrutural, bem como a sua data e estacionaridade. Em seguida, surgem diversos testes de raízes unitária e de cointegração.

- **Capítulo 3: Metodologia.** Neste capítulo descrever-se-ão as opções metodológicas adotadas na recolha dos dados e a escolha dos métodos e técnicas econométricas de análise dos dados. Equaciona-se formas de testar a existência de raízes unitárias e a cointegração.

- **Capítulo 4: Análise de Resultados.** Neste capítulo serão apresentados os índices de preços bolsistas utilizados para realizar a nossa investigação, bem como o período temporal de estudo. Em seguida, serão apresentados os dados recolhidos elaborados com base em diversas técnicas econométricas e com o recurso aos programas EViews e WinRats e a sua consequente análise.

- **Capítulo 5: Conclusões.** Neste capítulo procurar-se-á responder às questões de investigação estruturadas no capítulo 1 com suporte na revisão de literatura e nos resultados obtidos, bem como apresentar contribuições para a prática empresarial, as possíveis limitações aos resultados obtidos e recomendar tópicos para investigações futuras.

CAPÍTULO 2

Enquadramento Contextual e Revisão da Literatura

Neste capítulo irá ser desenvolvida a revisão de literatura que servirá de suporte teórico ao desenvolvimento da presente dissertação.

Inicialmente irão abordar-se as perspetivas de diversos autores sobre testes de raízes unitárias, estacionaridade, datas de quebra estruturais, mudanças estruturais e vários outros assuntos relacionados. Os temas integração e cointegração serão também parte integrante deste capítulo.

2.1 Testes de Raiz Unitária e Estacionaridade

Nelson e Plosser (1982) investigaram as propriedades dinâmicas das séries temporais macroeconómicas e financeiras e debruçaram-se inicialmente sobre a resposta de longo prazo de uma série de dados com tendência para uma série de choques atuais. Os pesquisadores questionaram que os choques atuais só têm um efeito temporário e que o movimento de longo prazo na série não se altera por tais choques, argumentando através do uso de técnicas estatísticas desenvolvidas por Dickey e Fuller (1979, 1981). Dickey e Fuller haviam concluído que os choques atuais têm um efeito permanente no nível de longo prazo da maioria dos agregados macroeconómicos e financeiros. Utilizaram a análise de raiz unitária para testar a estacionaridade de séries temporais macroeconómicas e financeiras.

Raj (1992), fazendo uso do PIB real per capita para nove países; Perron (1994), utilizando o PIB real agregado para onze países; Ben-David e Papell (1995), usando o PIB real agregado e per capita para dezasseis países, rejeitaram a hipótese de raiz unitária para aproximadamente 50% dos países.

Slade (1988), Berck e Roberts (1996) e Ahrens e Sharma (1997) investigaram se os choques exógenos podem afetar o caminho temporal dos preços dos recursos naturais. Os estudos atrás referidos utilizam uma variedade de testes de raiz unitária para analisar as séries temporais dos preços dos bens/ produtos em 1929, 1939 ou 1945.

Cochrane (1988) e Cogley (1990) atribuíram demasiada persistência às inovações no produto nacional bruto e as estatísticas de teste de raiz unitária convencionais utilizadas por Nelson e Plosser (1982) falhariam incorretamente ao rejeitar a hipótese nula de raiz unitária caso o modelo de tendência estacionária fosse o correto.

Os choques atuais formam uma combinação de choques temporários e permanentes e a resposta de longo prazo de uma série a um choque atual depende da importância relativa ou do “tamanho” dos dois tipos de choques (Shapiro e Watson (1988), Cochrane (1988), Campbell e Mankiw (1987, 1988) e Christiano e Eichenbaum (1989)).

Perron (1988, 1989) debateu que se os anos da Grande Depressão são tratados como pontos de mudança estrutural na economia e as observações correspondentes a esses anos são removidas das funções geradoras de dados de Nelson e Plosser, então uma representação estacionária “flexível” é favorecida por 11 das 14 séries. O autor argumentou ainda que se a primeira crise do petróleo em 1973 é enunciada como um ponto de mudança estrutural na economia, então pode rejeitar-se a hipótese de raiz unitária em favor de uma hipótese de tendência para o produto nacional bruto real (PNP) trimestral pós-guerra.

Perron (1989) coloca a afirmação de Nelson e Plosser (1982)¹ em causa e fornece evidências de que a hipótese nula de um teste de raiz unitária pode ser rejeitado por um número elevado de séries macroeconómicas se for permitida uma mudança única na função de tendência. O mesmo autor sugeriu que se uma quebra estrutural numa série não é tida em conta, os testes de raiz unitária podem conduzir a erros quando se procede à rejeição da hipótese H_0 , isto é, uma quebra estrutural não detetada em uma série temporal pode originar a rejeição da hipótese nula das raízes unitárias.

A possibilidade de rejeitar a raiz unitária diminui quando a alternativa estacionária é verdadeira e quando se ignora uma quebra estrutural existente. Utilizou um teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado modificado que inclui variáveis dummies para permitir uma quebra conhecida ou uma quebra estrutural exógena.

Defende que ignorar a mudança estrutural nos testes de raiz unitária conduz a um desvio no que se refere à não rejeição da hipótese nula da raiz unitária quando de facto a mesma deve ser rejeitada.

Perron (1989) assumiu que o ponto de quebra era conhecido *à priori* ou dado exogenamente e refere que a distribuição assintótica do seu teste de raiz unitária de quebra exógena não depende da magnitude da quebra, mesmo quando se verifica que a quebra ocorre na presença de uma raiz unitária.

Perron (1989), utilizando dados trimestrais para os Estados Unidos pós-guerra apresentou evidências contra a hipótese nula de raiz unitária em favor à alternativa de mudança de tendência ao modelo de raiz unitária que refere que o output $\log(y_t)$ é estacionário em torno de uma tendência de tempo determinística que apresenta um declive numa fração inicial da

¹ Nelson e Plosser (1982) referem que a maior parte das séries temporais macroeconómicas se caracterizam melhor por processos de raízes unitárias que implicam que os choques para essas séries sejam permanentes. Utilizando um teste Dickey-Fuller Aumentado não rejeitaram a hipótese de raiz unitária para o PIB agregado ou per capita, com o uso de dados anuais para os Estados Unidos.

amostra e posteriormente um declive diferente. Para isto se verificar, a mudança de tendência deve estar associada ao primeiro choque do preço do petróleo.

Evans (1989) e Perron (1990a) sugeriram o modelo relacionado no qual se verifica uma mudança na interseção no caso de Perron, possivelmente em conjunção com uma mudança na inclinação da tendência determinística.

Tendo em conta que as mudanças estruturais são muito mais prováveis com grande quantidade de informação, demonstra que o comportamento observado da raiz unitária pode ser devido à falha das mudanças estruturais, resultando na reduzida especificação da tendência determinística. Discute ainda que a maioria das séries macroeconómicas não se caracterizam por uma raiz unitária, mas sim que a persistência de choques é limitada a poucos eventos raros, enquanto a maioria dos choques é transitória (Perron, 1989).

O princípio de Lagrange Multiplier (LM) que serviu de base a outra linha de pesquisa foi a metodologia proposta por Schmidt e Phillips (1992).

Andrews e Zivot (1992) não concordam com a suposição utilizada por Perron² e por isso colocam em causa os procedimentos dos testes de raiz unitária utilizados pelo mesmo. Para estes eventos serem considerados endógenos, o procedimento correto de teste de raiz unitária deveria explicar porque é que os pontos nas regressões de Perron dependem dos dados. A hipótese nula nesses casos é um processo de raiz unitária que é estimado sem quebras estruturais exógenas. A hipótese alternativa consiste numa tendência estacionária com possível mudança estrutural na função de tendência ocorrendo num momento desconhecido no tempo. Sob a alternativa, Andrews e Zivot (ZA) assumem não saber com exatidão onde ocorre o ponto de quebra e recorrem a um algoritmo dependente dos dados para obter o procedimento subjetivo de Perron para determinar os pontos de quebra. O teste de raiz unitária de Perron que é condicional à mudança estrutural em um ponto de quebra conhecido no tempo é transformado em um teste incondicional de raiz unitária. Ao abordarem, sistematicamente, os efeitos de endogeneização do procedimento de seleção do ponto de quebra nas distribuições assintóticas e distribuições de amostras finitas das estatísticas de teste de Perron para uma raiz unitária, encontraram evidências menos conclusivas contra a hipótese de raiz unitária do que Perron encontrou para muitas das séries de dados. As reversões de alguns resultados do autor anteriormente enunciado não devem ser interpretadas como provas para a hipótese nula de raiz unitária, porque o poder do teste utilizado contra as alternativas com tendências estacionárias

² “O Grande Choque e o Choque do Preço do Petróleo podem ser considerados eventos exógenos” (Perron, 1989).

de Perron é possivelmente baixo no que se refere a mudanças moderadas e pequenas nas funções de tendência. Ao contrário, as reversões devem ser vistas como estabelecendo que há uma menor evidência contra a hipótese de raiz unitária para um número elevado de séries do que os resultados de Perron indicam. A hipótese de raiz unitária é rejeitada para as séries produção industrial, PNB nominal e PNB real apesar de endogeneizar o procedimento de seleção do ponto de interrupção e explicar os erros moderados que apresentam uma cauda longa. Os resultados de Andrews e Zivot fornecem evidências mais fortes contra a hipótese de raiz unitária para as séries anteriormente citadas do que os de Perron.

Zivot e Andrews (1992) utilizando os mesmos dados dos autores referidos anteriormente utilizaram o teste sequencial de Dickey-Fuller para determinar endogenamente a data de quebra e encontrar evidências contra a hipótese de raiz unitária para um número reduzido de séries. Tal como Perron, rejeitam a hipótese nula de raiz unitária a favor de uma alternativa estacionária com uma única quebra para o PIB real agregado ou per capita.

Berck e Roberts (1996) não consideram quebras estruturais e descobrem que cada série de preços de bens/produtos possuía uma raiz unitária e, assim, ao início deram uma maior credibilidade às suas previsões ARIMA.

Muitos preços de recursos não renováveis têm uma tendência estocástica (Ahrens e Sharma (1997), Berck e Roberts (1996) e Slade (1988)).

Ahrens e Sharma (1997) utilizam dados anuais sobre onze séries de preços de bens/produtos que variam de 1870 a 1990 e concluem que seis dessas séries se encontram estacionárias em redor de uma tendência determinística, enquanto as cinco restantes exibem tendências estocásticas que implicam uma raiz unitária. Berck e Roberts (1996) fazem uso de um subconjunto dos mesmos dados e descobrem apoio fiável para raízes unitárias não-estacionárias.

Testes do tipo Dickey-Fuller (DF) para estudar o efeito de quebras estruturais em testes de raiz unitária com a seleção endógena de uma data de quebra foram utilizados por (LP) Lumsdaine e Papell (1997) e Perron (1997).

Nunes *et al.* (1997) e Lee e Strazicich (2001) descobriram potenciais problemas associados aos testes do tipo DF como por exemplo distorções de tamanho severas associadas aos testes de raiz unitária do tipo Zivot-Andrews quando existe uma quebra estrutural mas esta é ignorada na hipótese nula.

A suposição de que os testes de ZA e LP apresentam como limitação o facto dos valores críticos serem derivados enquanto se assume que não há quebras na hipótese nula leva a distorções de tamanho na presença de uma raiz unitária com uma ou duas quebras. Como resultado, podem

verificar-se rejeições espúrias, isto é, pode-se concluir ao usar os testes anteriormente referidos que uma série temporal é tendencialmente estacionária, quando na verdade é não estacionária e com quebras (Nunes *et al.* (1997) e Lee e Strazicich (2003,2004)).

Lumsdaine e Papell (1997) voltaram à análise da hipótese de raiz unitária para os dados de Nelson e Plosser (1982) contra uma alternativa estacionária de tendência de duas quebras e, de modo geral, descobrem evidências contra raízes unitárias para um maior número de séries do que Zivot e Andrews (1992), mas um menor número de séries do que Perron (1989). No que se refere à produção, são encontrados resultados consistentes com os testes de uma quebra de Perron e de Zivot e Andrews. Concluem, que independentemente do número de quebras existentes e se as mesmas deveriam ser determinadas endogenamente, a contabilização das mudanças estruturais sugere que, nos Estados Unidos, o PIB real agregado e per capita seguem uma tendência estacionária.

Apesar dos testes Zivot-Andrews apresentarem valores críticos derivados que não assumem nenhuma quebra sobre a hipótese nula, existem distorções de tamanho na presença de uma raiz unitária com uma ou duas quebras. Os autores concluíram que ao utilizar o teste ZA, as séries temporais são estacionárias, quando podem ocorrer rejeições espúrias (Nunes *et al.* (1997) e Lee e Strazicich (2003)).

Ahrens e Sharma (1997) e Labson e Crompton (1993) descobriram que a análise de regressão convencional e o teste de hipóteses não podem ser corretamente realizados sem antes perceber as características das séries temporais. Caso contrário, os resultados da estimativa de modelos de regressão podem não ser considerados válidos.

Lumsdaine e Pappel (1997) ampliam o teste unitário ZA mínimo para incluir duas quebras estruturais.

Nunes *et al.* (1997) e Lee e Straizicich (2001) revelam a existência de evidências de que não assumir nenhuma quebra sob a hipótese nula no teste com quebra endógena origina uma divergência no teste estatístico e leva a rejeições significativas da hipótese nula do teste de raiz unitária quando o processo de geração de dados é um teste unitário com quebras.

Papell, Lumsdaine e Ben-David (2003) estudaram as evidências sobre a hipótese de raiz unitária e a análise internacional do PIB a longo prazo, na presença de duas quebras estruturais determinadas endogenamente. Para cada data de quebra, permitiram uma mudança na interseção ou uma mudança tanto na interseção como na inclinação da função de tendência. Dado que a mudança para permitir uma quebra pode originar a não rejeição da hipótese nula de raiz unitária pelo teste Dickey-Fuller Aumentado, também a mudança para a permissão de duas

quebras, caso existam, pode causar a não rejeição da hipótese nula de raiz unitária pelos testes que apenas incorporam uma quebra.

Um dos procedimentos endógenos mais utilizados é o teste dos mínimos de Zivot e Andrews (1992), que seleciona o ponto de quebra onde o teste t-estatístico que testa a hipótese nula da raiz unitária é mais negativo. Dada a perda de poder resultante do facto de se ignorar uma quebra, é lógico que se verifique uma perda de poder semelhante ao ignorarmos duas ou mais quebras no teste de uma quebra.

Lee e Strazicich (2004) apresentam um teste endógeno de raiz unitária Lagrange Multiplier (LM) com uma quebra que não é afetado por quebras sob a hipótese nula e que explica uma mudança tanto na interseção como na interseção e inclinação. A data de quebra é determinada obtendo-se a estatística t mínima de LM em todas as regressões possíveis.

Lee *et al.* (2006) investigam as propriedades temporais de onze séries de preços reais de recursos naturais (combustível e metal) no período compreendido entre 1870 e 1990. Como metodologia, utilizam um teste de raiz unitária multiplicador de Lagrange que permite duas quebras estruturais determinadas endogenamente com e sem tendência quadrática, ou seja, aprofundam as metodologias econométricas e fornecem nova informação sobre os caminhos temporais dos preços dos recursos naturais.

Ignorar a presença de quebras estruturais pode ter efeitos dispendiosos sobre a gestão do risco financeiro e pode produzir inferências erradas sobre o risco de crédito (Andreou *et al.* 2006, 2009).

Chou (2006) utilizando a metodologia de bootstrap, elaborou um estudo sobre as propriedades de amostra finitas de dois testes de raiz unitária do tipo LM (Lagrange Multiplier) que antes haviam sido investigados através de dados de Nelson-Plosser (1982) com uma quebra sob a hipótese nula. Os autores anteriormente referidos, aplicaram os testes de raiz unitária de Dickey e Fuller para um total de 14 séries macroeconómicas americanas e concluíram que apenas em uma dessas séries a hipótese H_0 de raiz unitária foi rejeitada. Os valores críticos bootstrapped não são afetados por uma quebra (no modelo com uma quebra na interseção), o que apoia a propriedade de invariância dos testes LM de quebra endógena referida por Lee e Strazicich (2003). O teste LM mínimo é quase invariante para o modelo com quebras na interseção e na inclinação. A última conclusão apontada pelos pesquisadores refere-se ao modelo que apresenta a quebra na interseção. O facto de permitir esta quebra leva a que os dois testes de raiz unitária do tipo LM revelem uma evidência menor contra a hipótese nula da raiz unitária do que a revelada pela quebra endógena dos testes de raiz unitária do tipo Zivot-Andrews.

Lee e Strazicich (2006) apresentaram um teste de raiz unitária Lagrange Multiplier (LM) como alternativa ao teste ZA, enquanto que Lumsdaine e Papell (1997) propuseram um teste endógeno de raiz unitária do tipo LM que considera duas quebras como substituto ao teste de LP. O teste LM não é afetado por quebras sob a hipótese nula e explica uma mudança tanto na interseção, como na interseção e inclinação. Depois de incluírem quebras estruturais, encontraram evidências contra uma raiz unitária em cada uma das onze séries. Posteriormente à estimação de diferentes modelos de previsão, constataram que os modelos ARMA com quebras, quase sempre, superam os modelos ARIMA com quebras, o que é consistente com as suas expectativas pré-teste. Estes resultados demonstram a importância de considerar quebras estruturais na previsão económica. Os resultados do teste de raiz unitária são robustos - com ou sem tendências quadráticas os preços dos recursos naturais são estacionários em torno de tendências determinísticas com duas quebras estruturais na interseção e inclinação de tendência. Verificaram ainda que, quer o pré-teste, quer as quebras estruturais podem melhorar a precisão dos preços dos recursos naturais.

Narayan (2006), Lean e Smyth (2007a, 2007b) desenvolveram estudos nos quais aplicam o teste de raiz unitária do tipo LM com uma e duas quebras estruturais com o objetivo de analisar as propriedades de séries temporais de variáveis macroeconómicas.

Ferreira *et al.* (2013), perante um contexto de crise, procederam à análise de testes de raiz unitária de quebras estruturais entre 1999-2012 para a França, Reino Unido e Alemanha (mercados europeus sob tensão), tendo como referência os EUA. A presente análise tem como objetivo a procura de evidências de quebras estruturais e cointegração entre as taxas de juros e os preços dos mercados bolsistas nos mercados europeus desenvolvidos sob tensão. Os autores consideram importante que a teoria financeira, a teoria económica e a gestão de ativos práticos possam aferir se os mercados financeiros se encontram cointegrados ou não. A metodologia utilizada (teste de raiz unitária de Lumsdaine e Papell (LP)) considera os problemas gerados por quebras estruturais e permite mudanças na relação entre a média incondicional dos mercados de ações e a taxa de juros. LP utilizam uma versão modificada do teste ADF e incorporam duas quebras estruturais endógenas.

Lee e Strazicich (2013) estudam o teste mínimo de raiz unitária de Lagrange Multiplier com uma quebra estrutural na interseção e na tendência para complementar o seu estudo em 2003 que contemplava duas quebras. O teste atrás referido com uma quebra é válido na presença de uma quebra sob a hipótese nula e alternativa e livre de rejeições espúrias. O objetivo da combinação dos testes com uma e duas quebras é poder considerar com maior rigor o número exato de quebras em testes de raiz unitária.

Ferreira *et al.* (2013) procederam à análise de testes de raiz unitária de quebras estruturais no período compreendido entre 1999 e 2012 para cinco mercados da Europa, historicamente conhecidos por PIIGS (Portugal, Itália, Irlanda, Grécia e Espanha), utilizando os EUA como referência num contexto de crise. O teste de Dickey Fuller Aumentado (ADF) é o mais utilizado para identificar a estacionaridade de uma série temporal, apesar de existirem fortes evidências de que este teste tem tendência para o enviesamento da hipótese nula de um processo de caminho aleatório na presença de uma quebra estrutural numa série temporal. O teste de raiz unitária Zivot-Andrews apenas capta a quebra estrutural mais significativa em cada variável. Na primeira parte da sua investigação utilizaram todos estes testes com o intuito de detetar as quebras estruturais mais importantes no mercado de ações e a relação da taxa de juros de todos os mercados analisados. Foram detetadas múltiplas quebras estruturais com o teste de Bai e Perron (BP). O segundo momento da investigação consistia na exploração de uma possível relação de cointegração entre as taxas de juros e os preços do mercado de ações. Para o efeito, socorreram-se do modelo de mudança de regime de Gregory e Hansen (1996) que conduziu, como resultado, à identificação de quebras estruturais não significativas no final de 2010 e a rejeitar a hipótese nula de não cointegração. Os resultados revelaram a existência de uma relação entre as duas variáveis em todos os países analisados, o que implica importantes repercussões económicas. Os autores concluíram então que a condução da política monetária por meio do direcionamento de um agregado monetário exige estimativas quantitativas confiáveis da procura por moeda determinada pelo comportamento da taxa de juros.

2.2 Datas de Quebras Estruturais

Christiano (1988) argumenta que a data de quebra não deve ser tratada como conhecida (abordagem de Perron, 1989; 1990 a)) mas deve ser tratada como desconhecida *à priori*. Assim, se Banerjee *et al.* (1992) considerarem a existência de alguma quebra, a sua data será recolhida a partir dos dados.

Perron (1989); Banerjee *et al.* (1992) utilizaram métodos de séries temporais para obter estimativas das datas de quebras nas taxas médias de crescimento apesar das medidas formais de precisão dessas estimativas não se encontrarem disponíveis. Estimar o intervalo da data de quebra é mais útil para os economistas interpretarem o abrandamento do crescimento do que efetuar uma simples estimação sem medida de incerteza na amostra.

Existem evidências de uma quebra nas taxas de crescimento univariadas da produção para França, Alemanha e Itália e o modelo com uma única data de quebra comum é consistente com os dados (Banerjee *et al.* 1992). Os mesmos autores consideram um sistema multivariado com

apenas uma data de quebra comum e referem que o intervalo de confiança de 90% para a quebra se situa entre o 2º trimestre de 1972 até ao 2º trimestre de 1975. Quanto aos EUA, a estimativa univariada da data de quebra para o produto é imprecisa.

Banerjee *et al.* (1992) procederam à investigação da questão colocada por Perron (1989) e por Rapport e Reichlin (1989), de que as séries temporais económicas agregadas podem ser consideradas estacionárias em torno de quebras de tendência. O seu foco empírico diz respeito a padrões internacionais de persistência e possíveis mudanças permanentes nas tendências de crescimento. A abordagem adotada consiste no desenvolvimento de uma teoria de distribuição para uma série de estatísticas avaliadas em uma série de datas de quebras possíveis, o que permite analisar o máximo da sequência de estatísticas de teste de raiz unitária, uma para cada possível data de quebra.

Shigehara (1992), no seu estudo, procede à divisão dos anos do pós-guerra em vários períodos e calcula as taxas médias de crescimento dos países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico (OCDE). Os resultados que obtém, permitem-lhe concluir que a maior parte dos países da OCDE exibem uma desaceleração entre 1968 e 1975. Desaceleração essa que começou aproximadamente ao mesmo tempo que a primeira crise do petróleo em 1973. Depois de devidamente analisados os resultados, o pesquisador retirou algumas conclusões: cinquenta e quatro dos países apresentaram uma quebra significativa nas taxas de crescimento do período pós-guerra, enquanto vinte países não o fizeram. Em todos, exceto 8 dos 54 casos de quebras significativas, as quebras foram acompanhadas por uma desaceleração do crescimento. Contrariamente à percepção comum, os Estados Unidos não se encontram entre os países que apresentaram desaceleração do crescimento.

Embora a maioria dos países desenvolvidos remanescentes tenha sofrido uma desaceleração, foram os países em desenvolvimento que foram particularmente atingidos. A maioria deste último grupo, que tinha exibido taxas de crescimento médias positivas antes das suas respetivas quebras, passou a exibir taxas de crescimento médias negativas depois das quebras, daí o termo fusão do crescimento ser utilizado para enfatizar a gravidade das transformações. Enquanto a desaceleração para os países desenvolvidos começou por volta do momento do colapso do sistema de *Bretton Woods* e da primeira crise do petróleo, a crise para os países em desenvolvimento começou com o segundo choque do petróleo e o início da crise da dívida.

Por fim, o autor considerou imprescindível colocar os resultados alcançados na perspetiva correta. Apesar de corroborarem a percepção comum de que o abrandamento do pós-guerra foi bastante difundido, também documentam algumas características regionais claras, bem como características de desenvolvimento. Fornecem também uma indicação de onde essas

desacelerações estão a levar os respetivos países, enquanto nada fizer mudar esse processo. São encontradas evidências de que 54 dos 74 países já passaram por uma quebra significativa na sua função de tendência.

Banerjee *et al.* (1992) e Zivot e Andrews (1992) assumem a data de quebra como conhecida *a priori*.

Estudos que utilizam dados de longo prazo como Ben-David e Papell (1995) não conseguem determinar se e quando ocorrem desacelerações do pós-guerra porque as quebras são dominadas pelas Guerras Mundiais e pelo início da Grande Depressão. Estudos dos mesmos autores, três anos mais tarde, são incapazes de medir a magnitude dessas desacelerações numa perspetiva de longo prazo.

Liu, Wu e Zidek (1997) consideram, mudanças múltiplas em um modelo linear estimado por mínimos quadrados. Estudam a taxa de convergência das datas de quebra estimadas, bem como a consistência de seleção de um critério de informação do modelo de Schwarz modificado para determinar o número de quebras. Na análise apenas é considerado o modelo de mudança pura-estrutural onde todos os parâmetros se encontram sujeitos a mudanças.

Os resultados obtidos, dado serem de natureza assintótica, têm subjacente a necessidade de avaliar a qualidade das aproximações e o poder dos testes em amostras finitas por meio de simulações. Esse estudo de simulação é apresentado em um artigo complementar³.

De todos os tópicos a serem investigados, os autores dão primazia aos méritos relativos de diferentes métodos para selecionar o número de quebras estruturais. Há, naturalmente, muitas outras questões em aberto, como por exemplo, extensões dos procedimentos de teste para incluir testes que são ótimos em relação a alguns critérios e extensões de modelos não-lineares. Além disso, embora a consistência e a taxa de convergência para os pontos de quebra estimados se apliquem aos regressores de tendência, o limite das distribuições dos vários testes para mudanças estruturais continuam a ser estudadas na presença de regressores de tendências.

Ben-David e Papell (1997) sugerem um teste explícito para determinar a significância e o momento de desaceleração do crescimento económico durante o período pós-guerra de países em desenvolvimento e países industrializados.

Os autores definem desaceleração do crescimento, de um modo preciso: “Uma desaceleração é uma quebra estatisticamente significativa negativa na função de tendência do processo de crescimento”.

³ Artigo da autoria de Bai e Perron (1996).

Procedem então à determinação do tempo da quebra, desde que esta exista, na tendência de crescimento do PIB real per capita de 74 países para os anos entre 1950 e 1990. As quebras são determinadas através de testes $\text{Sup}F_t$ para detetar mudanças na função de tendência de uma série temporal dinâmica desenvolvida por Vogelsang (1997). Os testes anteriormente referidos permitem a correlação serial e possuem boa potência de amostra finita, permanecendo válidos mesmo que a série seja caracterizada por uma raiz unitária. Socorrem-se ainda de testes, desenvolvidos por Bai *et al.* (1997), que detetam quebras em modelos multivariados.

A metodologia utilizada foca-se no comportamento anual com a quebra na tendência de crescimento determinada endogenamente para cada país.

Bai e Perron (1998) realizaram um estudo onde revelam facetas relacionadas com múltiplas quebras estruturais, ocorrendo em datas desconhecidas, no modelo de regressão linear estimado por mínimos quadrados: as propriedades dos estimadores, incluindo as estimativas das datas de quebra e a construção de testes que permitem inferir sobre a presença de mudanças estruturais e o número de quebras.

O modelo utilizado (caso mais geral de um modelo de mudança estrutural parcial onde nem todos os parâmetros estão sujeitos a mudanças) pelos autores permite formas gerais de correlação serial e heterocedasticidade nos erros, variáveis dependentes desfasadas, regressores de tendência, bem como diferentes distribuições para os erros e os regressores entre os segmentos. São obtidas as taxas de convergência para os pontos de quebra estimados não apenas para as magnitudes fixas mas também para as reduzidas. Esta última é a base para a derivação de distribuições assintóticas viáveis e intervalos de confiança para as datas de quebra. O método de estimação utilizado calcula sucessivamente cada data de quebra, em vez da localização das quebras ser determinada simultaneamente. Como metodologia, é utilizado o teste do tipo sup Wald para a hipótese nula de nenhuma mudança versus uma hipótese alternativa contendo um número arbitrário de alterações e um teste onde a alternativa especifica um número desconhecido de mudanças até um máximo e um teste da hipótese nula de, digamos, l mudanças versus $l + 1$ mudanças.

Este último é particularmente útil na medida em que permite que uma estratégia específica de modelo geral determine consistentemente o número apropriado de alterações nos dados. Os testes podem ser construídos permitindo correlação serial diferente nos erros, distribuição diferente para os dados e os erros entre os segmentos ou impondo uma estrutural comum.

Os autores citados anteriormente abordam a estimativa das datas de quebra utilizando um algoritmo eficiente para obter minimizadores globais da soma dos resíduos quadrados que pode ser aplicado a modelos de mudança estrutural pura e parcial. Este algoritmo baseia-se no

princípio da programação dinâmica e requer no mínimo operações de mínimos quadrados de ordem $O(T^2)$ para qualquer número de intervalos. Investigam também a formação de intervalos de confiança, bem como a sua estimação para as datas de quebra sob várias hipóteses e o teste de múltiplas mudanças estruturais. O software utilizado é o programa GAUSS. Os autores derivaram a taxa de convergência, bem como o limite das distribuições dos pontos de quebra estimados e apresentam os resultados num quadro geral de mudanças estruturais parciais que permite que o subconjunto dos parâmetros não mude.

Foi realizada uma investigação por Bai e Perron (1998, 2003a) que abrange inúmeros aspetos no contexto de vários modelos de mudança estrutural: consistência das estimativas das datas de quebra, testes para mudanças estruturais, intervalos de confiança para as datas de quebra, número de quebras e algoritmos eficientes para calcular as estimativas. No entanto, os resultados que obtiveram são somente de natureza assintótica.

As simulações obtidas, permitem aos responsáveis por este estudo concluir que os testes, os procedimentos de seleção de modelos e a construção dos intervalos de confiança para as datas de quebra constituem instrumentos úteis para analisar modelos com quebras múltiplas.

Stock *et al.* (1998) desenvolveram técnicas aplicadas à taxa média de crescimento da produção em países europeus e à taxa média de crescimento do consumo, investimento e produção dos EUA com o propósito de aferir sobre intervalos de confiança, incluindo a estimativa de intervalos da data de quebra em séries temporais multivariadas. Os autores concluíram que a nível europeu e norte americano o uso de séries múltiplas estimulou a inferência sobre a existência e as datas das mudanças nos níveis médios. Nos dados europeus, há forte evidência de uma desaceleração das taxas médias de crescimento da produção real no início da década de 1970, com um intervalo de confiança que inclui o primeiro choque do petróleo da Organização dos Países Exportadores de Petróleo (OPEC). Este abrandamento parece ter ocorrido aproximadamente simultaneamente em França, Alemanha e Itália. A interpretação dos resultados para os EUA é, no entanto, menos clara. Embora a maioria das estatísticas de teste rejeite a hipótese nula de quebra nas quatro especificações trivariadas consideradas, o intervalo de confiança estimado é centrado em torno de 1969.

Bai e Perron (1998, 2001, 2003a e 2003b) usam um terceiro teste para confirmar a presença de quebras estruturais descobertas pelo teste de Zivot-Andrews. Este teste estima mudanças estruturais múltiplas em séries temporais, a sua magnitude e o tempo das quebras apesar da sua consistência depender do pressuposto de que as séries temporais são estacionárias num certo regime definido pelo investigador.

Surge uma análise extensa de simulação referente ao tamanho e potência dos testes. Uma estratégia útil é primeiro olhar para os testes UD_{\max} ou WD_{\max} para perceber se pelo menos uma quebra está presente. Se estes indicarem a presença de pelo menos uma quebra, então o número de quebras pode ser decidido com base em um teste sequencial das estatísticas $\sup F(l+1 | l)$ construídas usando minimizadores globais para as datas de quebra (ou seja, deve-se ignorar o teste $F(1 | 0)$ e selecionar m tal que os testes $\sup F(l+1 | l)$ sejam insignificantes para $l \geq m$). Este método leva a melhores resultados e é recomendado para aplicações empíricas. Os métodos são considerados adequados, em geral, mas deve-se ter cuidado na utilização de especificações particulares (Bai e Perron, 2000).

2.3 Cointegração

Gregory e Hansen (1996) desenvolveram testes de cointegração (extensões do teste ADF) baseados em resíduos que são válidos contra uma hipótese alternativa de que pode existir uma quebra no vetor de cointegração e não referem o momento em que ocorre a quebra. A hipótese nula, por sua vez, diz respeito à ausência de cointegração. Para o efeito, consideram três modelos alternativos: a) mudança de nível; b) mudança de nível com tendência; c) mudança de regime.

Os pesquisadores anteriormente referidos introduzem um modelo generalizado que permite uma mudança de tendência e uma mudança de regime apresentando os valores críticos próprios (uma vez que não há solução analítica para o limite das distribuições, os valores críticos são calculados por métodos de simulação) para testar esta alternativa. Gregory e Hansen relembram que o valor real destes testes só se pode estabelecer em estudos empíricos. Concluem que uma rejeição da hipótese nula não implica a existência de uma quebra no vetor de cointegração dado que os testes apresentam poder contra uma relação de cointegração invariante no tempo.

As quebras estruturais apresentam fortes implicações para a análise de cointegração na medida em que reduzem o poder dos testes de cointegração e conduzem à rejeição da hipótese nula de não cointegração. Erroneamente, pode-se concluir que as relações de cointegração não existem, apesar de estarem presentes com mudanças estruturais (Campos *et al.* 2005; Gregory e Hansen, 1996).

2.3.1 Cointegração Europeia

Serletis e King (1997), com base em dados trimestrais de 1971 a 1992, obtidos a partir dos indicadores económicos mensais da OCDE, analisaram as tendências estocásticas compartilhadas em dez mercados de ações da União Europeia socorrendo-se da metodologia

seguinte: extensão de máxima probabilidade (ML) de Johansen, teste de cointegração de Engle e Granger e uma técnica de parâmetro variável no tempo para medir o grau de convergência. Concluíram que existe um número reduzido de tendências estocásticas comuns entre os dez países da União Europeia em estudo. Apesar das ligações entre eles se reforçarem ao longo do tempo, ainda não se obteve uma convergência total.

Babetskii *et al.* (2007), utilizando como metodologia de convergência o beta e o sigma, elaboraram um estudo a nível nacional e a nível da indústria, socorrendo-se de dados de baixa frequência para medir o grau e a velocidade de convergência entre os mercados bolsistas da República Checa, da Hungria, da Polónia, da Eslováquia e da zona euro. O período de estudo decorre de Janeiro de 2001 a Junho de 2009. Encontraram evidências de integração entre estes países, mas os seus resultados não apontaram um grande impacto da adesão à União Económica no processo de integração.

No contexto da criação da União Económica e Monetária, em Janeiro de 1999 não era possível falar de um único mercado de ações da zona euro (Zhou *et al.* 2013).

Apesar de grande parte da literatura anterior à crise destacar os efeitos da introdução do euro na integração na Europa, até ao final de 2007, o euro não contribuiu significativamente para a integração. Além disso, o efeito da União Europeia não sofre alterações quando a introdução do euro se adiciona como um controle extra. Encontraram também evidências de que a adesão à União Europeia, exceto a adoção do euro, aumentou a integração financeira e económica entre os países europeus (Bekaert *et al.* 2013).

2.3.2 Cointegração Financeira

A crescente integração também contém aspetos negativos: a elevada consolidação num único mercado pode tornar difícil a concorrência e contribuir para a elevada interdependência económica transfronteiriça e transferência de choques. A importância de avaliar o grau de integração financeira na zona euro tem sido enfatizada pelo Banco Central Europeu (Baele *et al.* 2004).

Os autores responsáveis pela afirmação anterior elaboraram um estudo que avalia, através de simulações, a adequação dos vários métodos sugeridos.

Maurel (2004), no seu estudo, estima a regressão *Feldstein-Horioka* (FH) no período de 1989 a 2001 utilizando dados de painel econométricos em duas amostras separadas: na primeira considerou catorze países europeus (Áustria, Bélgica, Luxemburgo, Dinamarca, França, Alemanha, Grécia, Países Baixos, Portugal, Espanha, Suécia, Reino Unido, Finlândia e Irlanda)

e na segunda dez países da Europa Central e Oriental (CEECs) - Bulgária, República Checa, Estónia, Hungria, Letónia, Lituânia, Polónia, Roménia, Eslováquia e Eslovénia.

A metodologia utilizada pelo pesquisador anterior apresenta como limitação o facto de não existir referência entre os dois valores extremos do coeficiente de correlação para aferir acerca do grau de integração financeira, refere Flandreau e Rivière (1999).

Se se verificar uma integração reduzida dos mercados financeiros, predominam os choques locais (específicos do país), o que diminui a eficácia de uma política monetária comum. Deste modo, é de extrema importância proceder à análise da integração dos mercados financeiros dos países da Comunidade Económica e Europeia (CEE), particularmente com os da zona euro (Kalemli-Ozcan *et al.* 2009).

Boubakri *et al.* (2012) investigaram o nível de integração financeira de dez países da CEE com a zona euro na perspetiva da sua integração na União Económica e Monetária para o período 1995-2008. São eles: Bulgária, República Checa, Estónia, Hungria, Letónia, Lituânia, Polónia, Roménia, Eslováquia e Eslovénia. Com este objetivo, aplicaram a regressão Feldstein-Horioka (através da estimativa do coeficiente de correlação entre a taxa de poupança e a taxa de investimento) a um painel não estacionário e heterogéneo constituído por 10 países da CEE e da zona euro. Dado que o coeficiente poupança-investimento mede a alocação de poupança entre países, a sua avaliação pode ser particularmente relevante para os países que se desejam tornar membros da União Monetária.

Os pesquisadores, em vez de analisar em separado os países da zona euro e os países da CEE (Maurel, 2004), em primeiro lugar estimam a relação poupança-investimento para os países da zona euro e seguidamente adicionam os CEECs no painel a fim de analisar as consequências que esta inclusão vai ter sobre o valor do coeficiente de *Feldstein-Horioka*.

Utilizaram também técnicas econométricas de cointegração em painel (testes de raiz unitária), para fazer face a problemas empíricos subjacentes à metodologia atrás referida. O primeiro problema é que a regressão FH assume o mesmo grau de mobilidade internacional de capital entre os países do painel e o segundo prende-se com o facto da mesma pressupor um coeficiente de retenção de poupança constante para o período de tempo definido que se pode tornar irrealista durante um período longo.

Os autores concluíram, através dos resultados empíricos, que o processo de integração financeira dos CEECs com a zona euro não se encontra finalizado e que o mesmo se encontra relacionado como o acordo monetário institucional adotado por esses países (os países que já integram a zona euro ou já pertencem ao Mecanismo de Taxa de Câmbio (MTC) revelam um coeficiente de poupança-retenção mais reduzido e, assim, uma maior integração financeira). A

entrada dos países da CEE induz ao aumento do coeficiente poupança-retenção estimado para a zona euro. Pode-se concluir para os países da CEE que a sua participação no MTC II ou na área do euro, para alguns, tem difundido uma maior mobilidade do capital. Para estes países a concretização da sua integração monetária no MTC II aparenta ser um pré-requisito para reforçar o seu processo de integração financeira com a área do euro e integrar a União Económica e Monetária.

Bekaert *et al.* (2013), no seu estudo incorporaram os diferenciais de avaliação da indústria em todos os países europeus para analisar o impacto da adesão à União Europeia, bem como à zona euro, na integração económica e financeira. Utilizaram como metodologia avaliações de mercado de carteiras industriais em diferentes países para avaliar o grau de integração bilateral na Europa e o impacto da União Europeia. Consideraram uma amostra mensal até Julho de 2012, dividindo-a em duas sub-amostras: amostra antes da crise e amostra alargada (inclui a crise). À partida, os autores pressupõem que nos mercados integrados, as taxas de desconto e as oportunidades de crescimento esperadas devem ser semelhantes dentro de uma indústria, independentemente do país, o que afeta a redução dos diferenciais de valorização à medida que os países se tornam mais integrados.

Os pesquisadores separaram a taxa de desconto (integração dos mercados financeiros) dos efeitos do fluxo de caixa (integração económica). Estabeleceram que, entre 1990 e 2007, a adesão à União Europeia havia diminuído os diferenciais de rendimento médio dos rendimentos bilaterais em cerca de 150 pontos base na especificação geral.

Ao utilizarem uma abordagem empírica para medir separadamente os retornos esperados e as taxas esperadas de crescimento dos lucros, concluíram que a adesão à União Europeia deu origem a uma forte convergência de ambos, mas o efeito sobre as taxas de desconto foi o mais elevado.

No final de 2007, os diferenciais de avaliação bilateral na Europa ainda estavam significativamente acima dos níveis observados nos dados dos EUA, mas condicionando a adesão à União Europeia, tornaram-se indistinguíveis daqueles observados nos dados dos EUA em 2000. Com base nos resultados obtidos, os autores concluem que entre 1990 e 2007, as aprendizagens bilaterais apresentavam diferenças entre 80 e 140 pontos base se ambos os países fossem membros da UE. A adesão à UE reduziu significativamente tanto os diferenciais de taxas de desconto entre os países (integração financeira) como os diferenciais esperados da taxa de crescimento dos ganhos (integração económica).

Dunis *et al.* (2013) realizaram um estudo sobre a dimensão empírica da integração financeira entre os cinco mais recentes membros da União Monetária Europeia e a zona euro, que aderiram

à União Europeia no ano de 2004. Os responsáveis por esta análise, revelam que o período em estudo inclui a recente crise financeira, o que contribui para aferir acerca do papel do ambiente económico (agravou ou afetou) sobre o nível e a velocidade de integração dos países em estudo. Os países anteriormente referidos são: Chipre, Estónia, Malta, Eslováquia e Eslovénia. Esta investigação tem como objetivo principal o estudo do nível e da velocidade de integração entre os mercados de ações dos Estados-Membros da União Europeia e do resto da zona euro, avaliando assim o papel que o alargamento da União Europeia, o impulso à União Monetária Europeia e a adoção efetiva do euro executam no processo de integração dos mercados financeiros europeus.

Para fazer face aos objetivos deste estudo, os pesquisadores utilizaram várias metodologias tais como análise de correlação, testes de raiz unitária e análise de cointegração, beta-convergência e sigma convergência. As duas últimas metodologias enunciadas foram raramente aplicadas, de modo a detetar interdependências de longo e curto prazo e alcançar resultados consistentes. A amostra de dados, constituída pelos índices nacionais de mercado de valores de Chipre, da Estónia, de Malta, da Eslováquia e da Eslovénia e o índice DJES como representante da zona euro, abrangeu o período compreendido entre 18 de Março de 2003 e 31 de Maio de 2011 e foi dividido em três subperíodos.

Os cinco países analisados não partilham um desenvolvimento semelhante e não apresentam o mesmo grau de integração. Existe um gradual grau de integração para Eslovénia e Malta, enquanto se verifica segmentação para a Estónia. Malta torna-se mais integrada à medida que o processo de unificação vai mais longe e a Eslovénia apresenta um grau de integração durante todo o período da amostra que aumenta após a sua adesão à União Económica Monetária. Os testes de cointegração para Chipre e Eslováquia indicam uma relação de longo prazo com os mercados da área do euro após 2004, que foi eliminada após a adoção do euro. (Dunis *et al.* 2013).

Com base nas regressões de séries temporais e estimativas de espaço-estado utilizadas para implementar a análise de convergência beta que confirmou os resultados obtidos a partir de testes de cointegração mostrando que a convergência ocorre durante todo o período da amostra, mas a sua velocidade difere ao longo do tempo. A convergência sigma levou a conclusões semelhantes acerca do grau de integração.

Os mercados acionistas malteses e eslovenos parecem ser mais sensíveis aos choques dos mercados europeus maduros e seguem o progresso esperado, fato positivo em termos de resultados e de transmissão da política monetária. Por outro lado, os casos de Chipre, da Estónia e da Eslováquia devem ser cuidadosamente analisados, dado que aparentam ser segmentados

após a adoção da União Económica Monetária. Isso pode ser devido ao pequeno tamanho desses mercados de ações.

De um modo global, o processo de integração acelerou depois da adesão na União Europeia, mas a União Económica e Monetária não evidencia possuir o mesmo impacto positivo nela. Do ponto de vista do investidor, os mercados europeus emergentes de Chipre, Estónia e Eslováquia continuam a oferecer um benefício de diversificação. Em contrapartida, os investimentos nos mercados acionistas de Malta e da Eslovénia não melhorarão *à priori* o perfil risco-retorno de um investidor.

2.3.3 Cointegração do Mercado Bolsista

Bekaert *et al.* (2002); Karolyi e Stultz (1996); Longin e Solnik (1995, 2001) observaram que a integração dos mercados de ações internacionais é um conceito variável no tempo. Assim, estudos longitudinais devem ser realizados para obter resultados precisos.

Ratanapakorn e Sharma (2002), em um estudo inicial de investigação de dados de painel, investigaram a dinâmica de curto e longo prazo para cinco mercados regionais de ações (Ásia, Europa, Europa Oriental, Oriente Médio, América Latina e EUA) durante a crise pré asiática e o período de crise. Concluíram não haver relações de longo prazo antes da crise asiática. Contudo, observaram algumas evidências de longo prazo e significativas relações de curto prazo durante o período de crise. A principal inferência deste estudo é que o processo de integração entre esses mercados foi aumentado pela crise financeira asiática.

Yang *et al.* (2003) estudaram o efeito da União Económica e Monetária na integração das Bolsas Europeias e evidenciam o aumento das interdependências depois da sua criação. Apesar do número de vetores de cointegração se manter o mesmo nos períodos antes e depois da União Económica e Monetária, as relações de longo prazo entre os dez mercados europeus em estudo e os EUA são restabelecidas mais apressadamente depois de um choque no sistema no segundo período.

O sentimento do investidor prevê um corte transversal e o retorno das ações agregadas indicando que move os preços das ações e, deste modo, afeta os retornos esperados (Baker *et al.* (2007), Kumar e Lee (2006)).

Syriopoulos (2007) apresenta evidências de um vetor de cointegração entre os mercados de ações da Comunidade Económica Europeia (Polónia, República Checa, Hungria, Eslováquia) e os mercados desenvolvidos (Alemanha, EUA) em um subperíodo antes e depois da União Económica e Monetária, sem detetar nenhum choque dramático depois da União Económica e Monetária na dinâmica do mercado de ações.

Hooy e Goh (2007) decidiram compreender as forças motrizes para o processo de integração do mercado de ações, utilizando 26 mercados bolsistas de países associados a cinco blocos comerciais. Os resultados referem que os atributos do mercado, os fundamentos económicos e a informação mundial são significativos para explicar a integração do mercado mundial de ações. Pode considerar-se o processo de integração consideravelmente enfraquecido durante a recessão mundial em 2001. Os resultados apontam que o regionalismo devido ao bloco económico desempenha um papel importante na integração do mercado de ações. O nível de integração é mais elevado entre os mercados de ações dos países da União Europeia (UE), sendo que os da EFTA e da AFTA são considerados os mais segmentados.

Li e Majerowska (2008), baseando-se nos resultados obtidos, concluem que as interações entre os mercados emergentes de ações da Polónia e da Hungria e os mercados estabelecidos da Alemanha e dos EUA são fracos. Deste modo, referem a existência de benefícios de diversificação.

As ações de política monetária em períodos de mercado depressivos que apresentam um forte efeito sobre as ações podem revelar uma maior sensibilidade às mudanças no sentimento dos investidores e nas condições do mercado de crédito, concluiu Kurov (2010).

Graham *et al.* (2012) analisaram os co-movements de 22 mercados emergentes localizados na América, Ásia, Europa e Oriente Médio / África com o mercado de ações dos EUA utilizando como metodologia a análise wavelet. Os resultados obtidos sugerem que entre os EUA e os 22 mercados emergentes existe o maior grau de co-movements e que a força de co-movement difere de país para país. Os resultados sugerem ainda que os investidores podem obter benefícios de diversificação significativos investindo seletivamente nesses mercados, apesar de depender do horizonte de investimento.

O papel da crise política na explicação da mudança do grau de integração do mercado de ações em 19 mercados emergentes (das regiões da Europa Central e Oriental, da América Latina e da Ásia do Sul e do Leste) para o período entre 1991 a 2006 foi examinado por Frijns *et al.* (2012). Os autores concluíram que determinadas características das crises, particularmente a crise política e a sua gravidade e o envolvimento dos EUA no conflito podem, em geral, reduzir o nível de integração do mercado de ações.

A relação entre a taxa de juros (procura por moeda) e os mercados de ações estava sujeita a graves instabilidades de parâmetros que teve um impacto forte na captura de efeitos de mudanças de políticas. Os resultados identificaram quebras estruturais significativas no final do ano 2010, rejeitando a hipótese nula de não cointegração, que deu origem à sua disseminação dos EUA para o resto do mundo (Ferreira *et al.* 2013).

Petrovski (2013) e Dimpfl (2013) estudaram as relações de longo prazo enquanto Kim (2010) e Zhou *et al.* (2013) estudaram as relações de curto prazo entre os mercados de ações internacionais. Os estudos sobre cointegração revelam alguns conflitos que dependem dos seguintes fatores: mercado, períodos da amostra, frequência das observações e metodologia utilizada para aferir sobre a interdependência dos mercados de ações.

Dasgupta (2013) realiza um estudo que tem como objetivo investigar a integração relativa e as relações dinâmicas das economias emergentes em todo o mundo e os EUA com a Índia para encontrar as oportunidades de diversificação de carteira internacionais mais atraentes. Faz uso de um período temporal total entre 2003 e 2012 e dos períodos antes, durante e após a crise financeira dos EUA. Realiza testes de causalidade de Granger emparelhados, técnicas de cointegração de Johansen e Juselius e Engle-Granger, e regressões de modelos vetoriais autorregressivos para fazer face aos objetivos pretendidos. Os resultados permitem-lhe concluir que existem muitas relações causais unidirecionais, não bidirecionais, e alguma integração de longo prazo entre os mercados acima citados. Conclui que esses mercados de economias emergentes são os destinos de investimento mais favoráveis para os investidores americanos e globais, especialmente a China, o Brasil e a Índia.

Ferreira e Oliveira (2014) procederam à investigação da existência de relações de longo prazo entre o mercado português e outros mercados sob tensão, utilizando como metodologia os testes de cointegração de Gregory e Hansen. Esta metodologia além de considerar a hipótese de instabilidade nas relações de longo prazo, faz uma previsão da estimativa da data de mudança estrutural em vez de realizar uma suposição arbitrária da sua ocorrência, baseada na história do mercado. Os autores concluíram que o mercado de Espanha foi o único que não seguiu esta tendência e descobriram dois vetores de cointegração no grupo dos mercados emergentes europeus (Portugal, Itália e Irlanda) e quatro vetores de cointegração entre o mercado português e os mercados maduros (França, Reino Unido, Alemanha e Estados Unidos). É então fornecido um indicador mais forte nas relações de cointegração entre países europeus emergentes e mercados desenvolvidos, o que implica a existência de enormes benefícios de diversificação para investidores estrangeiros com extensos horizontes nesses mercados.

Ferreira *et al.* (2014), num contexto de crise estabelecido na Europa, procuraram evidências de quebras estruturais recorrendo à análise de testes estruturais de raiz unitária com quebra e exploram uma possível relação de cointegração entre as taxas de juros e os preços do mercado de ações. Para o efeito utilizaram o período temporal de 1999 a 2011 para seis mercados europeus sob tensão, usando os Estados Unidos da América, o Reino Unido e a Alemanha como referência.

Considerando a existência de fortes evidências de que o teste ADF apresenta tendência para a hipótese nula onde existe uma quebra estrutural numa série temporal, utilizaram como metodologia o teste de Zivot e Andrews e o teste de Lumsdaine e Papell para permitirem mudanças na relação entre a média incondicional dos mercados de ações e a taxa de juros. O teste de raiz unitária ZA capta apenas a quebra estrutural mais significativa em cada variável, enquanto o teste LP (versão modificada do teste ADF) incorpora duas quebras endógenas. O teste desenvolvido por Bai e Perron é também utilizado para estimar mudanças estruturais múltiplas em séries temporais, bem como a sua magnitude e o tempo das quebras. Caso se verifique que a série temporal não é estacionária, os testes BP podem detetar que a série apresenta quebras estruturais, o que significa que as quebras e as datas de quebra exatas apenas são estatisticamente fiáveis com este teste quando a série temporal é estacionária em torno de um nível constante ou um deslocamento.

A data de quebra é desconhecida e dependente dos dados. Ao interligarem a origem das quebras encontradas com alguns eventos económicos durante o tempo de análise, procederam à exploração de uma possível relação de cointegração entre as taxas de juros e os preços do mercado de ações utilizando para o efeito o modelo de mudança de regime de Gregory e Hansen com o objetivo de descobrir evidências de mudanças de regime estrutural que poderiam explicar a crise da União Europeia. Concluíram que as quebras estruturais mais significativas são encontradas no final de 2010 e rejeitam com consistência a hipótese H_0 que postula ausência de cointegração. Referem ainda que tanto o mercado de crédito regional, como o mercado de ações alcançaram uma integração quase total nos períodos pré e pós crise. Os mercados de ações atuais já não são os mercados nacionais; tornaram-se internacionais e interconectados (Ferreira *et al.* 2014).

Dasgupta (2016) procedeu à investigação das ligações dinâmicas de curto prazo e da integração de longo prazo de vinte sete países (forma de comportamento e relacionamento desses mercados e os impactos com todos os outros mercados dentro do mesmo painel) com base em acordos de comércio internacional, estatuto económico e dependência do mercado de ações baseados em painéis selecionados (sobretudo regionais) com a finalidade de descobrir as oportunidades de diversificação de carteira internacionais de maior interesse disponíveis aos investidores específicos de cada país.

O pesquisador considera os mercados de ações BRIC (Brasil, Rússia, Índia, China); SAARC [Associação Sul-asiática de Cooperação Regional] (Índia, Paquistão, Sri Lanka, Bangladesh); ASEAN [Associação das Nações do Sudeste Asiático] (Singapura, Indonésia, Malásia, Filipinas); UE [União Europeia] (Alemanha, Reino Unido, França, Espanha); NAFTA [Tratado

de Livre Comércio da América do Norte] (EUA, Canadá, México); LAFTA [Acordo de Livre Comércio da América Latina] (Argentina, Brasil, Chile, Peru); e MENA [Médio Oriente e Norte de África] (Egito, Emirados Árabes Unidos, Arábia Saudita e Irão).

O período da análise situa-se entre Janeiro de 2005 e Junho 2012 e para elaborar um estudo mais aprofundado encontra-se dividido em períodos antes (Janeiro de 2005 a Junho de 2007 [30 meses]), durante (Julho de 2007 a Dezembro de 2009 [30 meses]) e depois (Janeiro, 2010 - Junho, 2012 [30 meses]) da crise financeira dos EUA. Para fazer face aos objetivos do autor, esta investigação considerou os retornos mensais dos índices para todos os mercados de ações anteriormente referidos sob diferentes painéis.

A metodologia utilizada engloba apresentações gráficas, estatística descritiva (para verificar a natureza e normalidade das séries de dados), testes de correlação, testes Dickey-Fuller Aumentado (Dickey e Fuller 1979,1981) e testes Phillips-Perron (PP) (1988) (para descobrir se existem ou não raízes unitárias), testes de causalidade emparelhados de Granger (1969) e testes de cointegração de Johansen e Juselius (JJ) (1990).

Para a realização desta investigação, Dasgupta (2016) considerou as situações financeiras ocorridas no mercado de ações internacional. A queda do mercado de ações nos EUA em Outubro de 1987, as crises financeiras asiáticas de 1997, a explosão da bolha tecnológica em 2000 e a última crise sub-prime dos EUA em 2007-09 tiveram um impacto negativo na maioria dos mercados de ações internacionais num elevado número de países.

Tendo por base os resultados, o pesquisador concluiu que, nos sub-períodos, existe a presença de relações de curto prazo em vários mercados internacionais, poucas relações causais unidirecionais significativas, nenhuma relação causal bidirecional e a presença de alguns efeitos de integração de longo prazo. Contudo, no que se refere ao período total de estudo, a maioria destes resultados são contraditórios relativamente aos resultados do subperíodo, preferencialmente no longo prazo.

Os gráficos e os resultados estatísticos descritivos sugerem a não-normalidade e a volatilidade das séries de retornos de índices com painéis.

Os resultados dos testes de correlação indicam, em grande parte, a existência de relações significativas entre os mercados internacionais sob diferentes painéis durante o período de estudo global (exceto painéis SAARC e MENA), depois da crise (exceto os mercados MENA) e durante os períodos de crise. No entanto, no período anterior à crise, apenas os painéis da UE e do NAFTA revelaram fortes inter-relações entre os retornos de índices selecionados. Todos estes resultados implicam que existem poucas oportunidades de diversificação disponíveis

como os mercados de ações SAARC e MENA aos investidores regionais e internacionais no período global e nos períodos pré e pós-crise, mas não durante o período de crise.

Os resultados de cointegração de longo prazo revelam uma integração geral entre os mercados de ações existentes no painel que invalida as oportunidades de diversificação de carteira para os investidores internacionais dentro desses painéis/listas. Os resultados dos subperíodos também demonstram que esses mercados estão na sua maioria integrados, especialmente durante e após a crise. Deste modo, é possível concluir que oportunidades individuais estão disponíveis em regiões ou mercados semelhantes para que os investidores internacionais se diversifiquem, embora estes mercados com painéis não se encontrem interligados dinamicamente no curto prazo, mas apresentem a presença de integrações de longo prazo.

Os testes de causalidade de Granger revelam numerosas relações causais unidirecionais, mas não bidirecionais, entre esses mercados com painéis durante o período total do estudo e diferentes subperíodos.

Seguidamente, os testes de cointegração JJ, no longo prazo, evidenciam fortes relações de cointegração entre todos esses mercados para o período de estudo total em todos os painéis. Deste modo, não há margem para a diversificação internacional da carteira para os investidores internacionais em tais mercados baseados na região ou no estatuto económico.

Em termos gerais, conclui que, em comparação com outros mercados com painéis, os BRIC (isto é, o Painel A) e o LAFTA (isto é, o Painel F) são mais adequados para investidores internacionais, especialmente nos períodos antes e durante a crise. No período depois da crise, comprovou-se que a diversificação da carteira é praticamente inexistente.

CAPÍTULO 3

Enquadramento Metodológico

3.1 Processo estocástico

Uma série temporal é um agrupamento de variáveis aleatórias $\{Y_t\}$ e se este agrupamento for ordenado no tempo denomina-se processo estocástico univariado. É comum representar as variáveis aleatórias por $Y(t)$ ou Y_t , variáveis contínuas ou discretas, respetivamente.

Sob certas condições (Maddala e Kim, 1998), a estrutura probabilística do processo estocástico $\{Y_t\}$ é especificada pela distribuição conjunta:

$$F(Y_{t_1}, Y_{t_2}, \dots, Y_{t_n}) \quad (1)$$

para todos os valores de n (inteiro positivo) e qualquer subconjunto (t_1, t_2, \dots, t_n) de T . Dado que a definição baseada na distribuição conjunta é muito geral, o processo estocástico divide-se em primeiro e segundo momentos da distribuição de cada variável aleatória Y_t .

Representando as suas funções de distribuição e densidade por $F(Y_t)$ e $f(Y_t)$, respetivamente, a família de densidades é determinada pelos seguintes primeiro e segundo momentos (ambos função de t):

$$\text{Média: } \mu_t = E(Y_t)$$

$$\text{Variância: } \sigma_t^2 = \text{var}(Y_t)$$

$$\text{Auto-covariância: } \gamma_{t_1, t_2} = \text{cov}(Y_{t_1}, Y_{t_2}); \quad (2)$$

onde μ denota uma constante real e γ_t apresenta uma estrutura constante para cada t . Considerando em (2) $t = 0$ obtém-se a variância de Y_t dada por $\text{Var}(Y_t) = \gamma_0$. O termo γ_t é uma função de t e denomina-se na literatura por “função de autocovariância”. A “função de autocorrelação” (ACF) é, normalmente intitulada, por $\rho_t = \rho - t$. Esta função, tal como a média e a variância, desempenha um papel fundamental no estudo da estacionaridade de um processo estocástico. Esta função permite deter a extensão temporal e robustez da memória do processo, na medição da correlação do valor presente do processo com os seus valores históricos (Wei, 1990).

Uma das propriedades da função de autocorrelação é a de se enfraquecer à medida que t aumenta e exhibe comportamentos idênticos em muitos casos, o que dificulta a distinção entre processos de ordem diferente. A “função de autocorrelação parcial” (PACF) surge como ajuda nessa distinção.

Um processo estocástico denomina-se estritamente estacionário, ou estacionário em sentido forte se $\forall \{t_1, t_2, \dots, t_T\} \in Z, \forall k \in Z \wedge T = 1, 2, \dots$. Quer isto dizer que a sua distribuição de

probabilidade conjunta não varia com o decorrer do tempo, ou seja, a probabilidade de $\{Y_t\}$ fazer parte de um determinado intervalo é igual agora ou em qualquer outro momento temporal (Chan, 2002).

Se Y_t for normalmente distribuído (ou um processo Gaussiano), a distribuição de Y_t é completamente caracterizada pelos primeiro e segundo momentos.

As propriedades do processo $\{Y_t\}$ são frequentemente denominadas, na literatura existente, de propriedades de segunda ordem, o que conduz à definição de estacionaridade em covariância ou estacionaridade fraca (2).

Como os parâmetros desconhecidos $\mu_t, \sigma_t, \gamma_{t_1, t_2}$ se alteram com t , existem muitos parâmetros a serem estimados apesar de ter apenas uma única observação (realização) vista a reduzir o número de parâmetros a estimar, certas restrições podem ser impostas de duas formas:

- Estacionaridade: restrições quanto ao tempo de heterogeneidade do processo;
- Independência assintótica: restrições sobre a memória do processo.

3.1.1 Conceito de Estacionaridade

Em primeiro lugar vamos definir o conceito de estacionaridade utilizado neste estudo e investigar em que circunstâncias uma série temporal é ou não estacionária. A questão anterior revela-se essencial uma vez que circunscreve desde logo o tipo de modelos e a sua estimação a utilizar nesta investigação. Com isto pretende-se a verosimilidade dos resultados obtidos e que estes não sejam espúrios.

Uma série temporal é estritamente estacionária se a distribuição conjunta de $Y_{t_1}, Y_{t_2}, Y_{t_n}$ for igual à distribuição conjunta de $Y_{t_1+\tau}, Y_{t_2+\tau}, Y_{t_n+\tau}$ para todos os t_1, t_2, t_n e τ . Os parâmetros que caracterizam a distribuição do processo não são dependentes de t , dependem do desfasamento τ . Este conceito de estacionaridade é dificilmente verificável, uma vez que é definido em termos da função de distribuição, o que origina que o conceito de estacionaridade definido em termos dos momentos seja frequentemente adotado. O processo $\{Y_t\}$ denomina-se de segunda ordem, fraco; em sentido amplo ou covariante estacionário se a média e a variância de Y_t são constantes e as covariâncias dependem somente do desfasamento ou intervalo $\tau = t_1 - t_2$ não em t_1 e t_2 :

- Média: $E(Y_t) = E(Y_{t+\tau}) = \mu$;
- Variância: $\text{var}(Y_t) = \text{var}(Y_{t+\tau}) = \sigma^2$;
- Auto-covariância: $\text{cov}(Y_{t_1}, Y_{t_2}) = \text{cov}(Y_{t_1+\tau}, Y_{t_2+\tau}) = \gamma_{t_1, t_2} = \gamma_\tau$ (3)

Baseado nesta propriedade: $\text{cov}(Y_1; Y_5) = \text{cov}(Y_2; Y_7) = \text{cov}(Y_{50}; Y_{55}) = \dots$, onde $|\tau| = 5$.

O processo ruído branco é um caso particular de um processo fracamente estacionário. Neste processo a média é nula e a variância é finita: $\mu = \gamma_k = 0$ ($k \neq 0$) $\wedge \gamma_0 = \sigma^2$. No entanto, a média condicionada pela informação passada pode não ser nula. Isto é, $E(X_t | I_{t-1})$, onde I_{t-1} denota a história do processo até ao momento $t-1$, pode ser diferente de zero. É este o motivo que permite realizar uma previsão residual num processo ruído branco, apesar do mesmo não ser linearmente previsível (Hendry, 1996).

Ao longo de um processo ruído branco, caso se verifique que as variáveis aleatórias X_t são independentes e identicamente distribuídas, este designa-se por ruído branco forte. Por outro lado, se as variáveis aleatórias X_t não se encontrarem correlacionadas, designa-se então ruído branco fraco. Uma outra designação possível para o processo ruído branco forte é processo ruído iid⁴. Refere-se a um dos modelos estocásticos mais simples que pode surgir, apesar dos modelos apresentados jamais consumam a classe de processos estocásticos estacionários que podem ser encontrados quer na literatura teórica quer na caracterização empírica de fenómenos reais. Fica assim claro o conceito de estacionaridade subjacente à análise que este estudo desenvolve. É importante referir ainda que este conceito é determinante na modelação de perturbações aleatórias (erros) em qualquer modelo de regressão.

Se $\{Y_t\}$ segue uma distribuição normal multivariada, uma vez que esta é completamente caracterizada pelos primeiros e segundos momentos, ambos os conceitos de estacionaridade em sentido estrito e estacionaridade de segunda ordem são equivalentes. Isto constitui assim a principal razão pela qual se faz uso mais frequentemente da estacionaridade de segunda ordem. A estacionaridade reduz o número de parâmetros a estimar. Considerando um processo Gaussiano $\{Y_t\}$ e excluindo a hipótese de estacionaridade, a distribuição conjunta caracteriza-se pelo seguinte vetor de parâmetros:

$$\theta = [\mu_i, \text{cov}(Y_{i_1}; Y_{i_2})], \text{ para } i,j = 1, 2, \dots, n \quad (4)$$

que é um vetor $n + n + \frac{n(n-1)}{2} \times 1$: médias n , variâncias n e covariâncias $\text{Comb}(n,2) = \frac{n!}{2!(n-2)!} = \frac{n(n-1)}{2}$.

Por exemplo, se $n = 4$, existem 14 parâmetros para estimar:

- 4 médias: $\mu_1, \mu_2, \mu_3, \mu_4$;
- 4 variâncias: $\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \sigma_4^2$;

⁴ Processo igualmente e identicamente distribuído (iid).

- 6 covariâncias: $\text{cov}(Y_1;Y_2)$, $\text{cov}(Y_1;Y_3)$, $\text{cov}(Y_1;Y_4)$, $\text{cov}(Y_2;Y_3)$, $\text{cov}(Y_2;Y_4)$, $\text{cov}(Y_3;Y_4)$.

Ao adicionar a hipótese de estacionaridade o número de parâmetros reduz-se para $(n + 1)$.

Por exemplo, se $n = 4$, existem:

- 1 média: μ ;
- 1 variância: σ^2 ;
- 3 covariâncias: $\text{cov}(Y_1;Y_2)$, $\text{cov}(Y_1;Y_3)$, $\text{cov}(Y_1;Y_4)$, porque $\text{cov}(Y_2;Y_3) = \text{cov}(Y_3;Y_4) = \text{cov}(Y_1;Y_2) = \gamma_1$ e $\text{cov}(Y_2; Y_4) = \text{cov}(Y_1; Y_3) = \gamma_2$.

Deste modo, observa-se uma redução substancial no que se refere ao número de parâmetros a estimar.

3.2 Testes de Raiz Unitária

Como referido anteriormente, a decisão de diferenciar ou não uma série temporal antes de efetuar uma análise posterior depende se esta é de tendência estacionária (TSP) ou de diferença estacionária (DSP).

Se a série for estacionária, o processo gerador de dados (DGP) para y_t pode ser redigido como:

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_{1t} + \varepsilon_t \quad (5)$$

onde t é o tempo e ε_t é um processo ARMA estacionário. Se for de diferença estacionária, o DGP para y_t pode redigir-se do seguinte modo:

$$y_t = \alpha_0 + y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (6)$$

Caso os erros se encontrem não correlacionados em série, então é um processo de caminho aleatório com derivada α_0 .

Baseado em Bhargava (1986), os dois modelos podem ser compilados no seguinte modelo:

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + u_t, \quad u_t = \rho u_{t-1} + v_t \quad (7)$$

e

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + \rho [y_{t-1} - \gamma_0 - \gamma_1 (t-1)] + v_t, \quad (8)$$

onde v_t é um processo estacionário. Se $|\rho| < 1$, y_t é de tendência estacionária. Se $|\rho| = 1$, y_t é de diferença-estacionária. A última equação pode-se apresentar assim:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \rho y_{t-1} + v_t$$

ou

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 t + (\rho - 1)y_{t-1} + v_t \quad (9)$$

onde $\beta_0 \equiv \gamma_0(1-\rho) + \gamma_1\rho$ e $\beta_1 \equiv \gamma_1(1-\rho)$

3.2.1 Teste de Dickey Fuller Aumentado

Na literatura existe uma grande diversidade de testes que permitem analisar a questão da ordem de integração de uma série temporal observada x_t . Estes testes são usualmente denominados testes de não estacionaridade ou testes de raiz unitária. Por definição, uma variável $I(1)$ considera-se estacionária após uma primeira diferença e isso significa que deve conter uma raiz unitária. Com o objetivo de averiguar a presença de raízes unitárias nos diferentes processos tem sido apresentada uma panóplia diversificada de testes. Contudo, é notório que o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) é um dos testes mais utilizados pelos investigadores de entre todos os testes de raiz unitária. Também denominado de teste τ (Dickey-Fuller (1979,1981)), este teste baseia-se na seguinte regressão para a variável x_t :

$$\Delta x_t = \mu_0 + \mu_1 t + (\rho - 1) x_{t-1} + \sum_{k=1}^p \gamma_k \Delta x_{t-k} + \varepsilon_t, \quad (10)$$

onde a hipótese nula é $\rho = 1$ e utilizando para este efeito os valores críticos de Mac Kinnon (1991,1996). O número de desfasamentos do modelo é definido de modo a que os resíduos $\varepsilon_t \sim (0, \sigma^2)$. Importa referir que μ_0 é uma constante, $\mu_1 t$ uma tendência linear determinística e $(\rho - 1)x_{t-1}$ apreende uma eventual tendência estocástica.

Quer este teste, quer o teste DF simples são efetuados exatamente de acordo com a mesma lógica.

Nos testes ADF, o procedimento normal engloba o teste de hipótese nula $\rho=1$ (raiz unitária) para a variável em níveis (x_t) e em primeiras diferenças (Δx_t), que contém como hipótese alternativa $|\rho| < 1$ (estacionaridade). O referido teste pode incluir uma constante (τ_μ), uma constante e uma tendência linear ($\tau\tau$) ou nenhuma delas (τ), sendo todas componentes determinísticas do modelo ($\mu_0 + \mu_1 t$). Com o objetivo de controlar a autocorrelação residual, o modelo (10) pode conter termos autorregressivos da variável dependente Δx_t , para além do termo estocástico que contém o coeficiente de regressão ρ e da componente determinística. Pode surgir o caso da hipótese nula não ser rejeitada em níveis, mas ser em primeiras diferenças, e assim a variável $x_t \sim I(1)$ sendo $\Delta x_t \sim I(0)$.

Para estudar as hipóteses anteriormente descritas, Dickey e Fuller (1979,1981), apresentaram dois testes:

Baseado na distribuição limite da estimativa OLS de ρ , este teste apresenta a seguinte estatística de teste que obedece à forma usual dos testes t mas que não é assintoticamente normal nem simétrica:

$$t\tau = \frac{\hat{\rho} - 1}{s_{\hat{\rho}}^2} \quad (11)$$

Deste modo, os valores críticos usuais da distribuição t-Student são inválidos. Para fazer face a esta situação, os valores críticos adequados são apresentados por Fuller (1976), Dickey e Fuller (1981) e MacKinnon (1991,1996). A verdadeira distribuição dos testes ADF sob a hipótese nula é fornecida por (Dufrénot e Mignon, 2002):

$$t_{\rho(H_0)} \sim \frac{W^2(1)-1}{2\sqrt{\int_0^1 W^2(s)ds}}, \quad (12)$$

onde $W(\cdot)$ representa um processo de Wiener no intervalo $[0,1]$. No que respeita ao segundo teste, este é baseado na distribuição da estatística $T(\rho-1)$, onde T remete para a dimensão da amostra.

No teste de raiz unitária, frequentemente testa-se a hipótese $\rho = 1$ contra a alternativa $|\rho| < 1$. Contudo, não podemos usar o teste t porque sob a hipótese nula, y_t é $I(1)$, e, assim sendo, a estatística t não possui uma distribuição normal assintótica.

Dickey e Fuller (1979) propõem um teste de raiz unitária, frequentemente conhecido como teste Dickey-Fuller, que se baseia em uma autoregressão simples com ou sem tendência constante ou temporal. Os autores testam $\rho = 1$ nas equações:

$$\begin{aligned} y_t &= \rho y_{t-1} + v_t \\ y_t &= \beta_0 + \rho y_{t-1} + v_t, \\ y_t &= \beta_0 + \beta_1 t + \rho y_{t-1} + v_t. \end{aligned} \quad (13)$$

Para a implementação do teste DF utiliza-se a seguinte estratégia:

1. Observe-se a equação mais genérica:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \rho y_{t-1} + v_t \quad \text{ou} \quad \Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 t + (\rho - 1) y_{t-1} + v_t \quad (14)$$

2. Teste-se $H_0: \gamma = 0$, onde $\gamma = \rho - 1$ contra $\gamma < 0$.

Atente que o teste $\gamma = 0$ é equivalente ao teste $\rho = 1$. Se a hipótese nula for rejeitada, a série encontra-se estacionária em torno de uma tendência determinística (linear). Por outro lado, se o nulo não for rejeitado, assumimos que $\rho = 1$ e testa-se se a tendência é significativa.

Os testes ADF acarretam alguns problemas apesar da sua imensa popularidade, utilização e divulgação. As críticas mais frequentes assentam, sobretudo, no seu baixo poder de teste que se deve a duas razões: trata-se de um teste baseado num processo de inferência estatística aquando do julgamento da hipótese nula, o processo é sujeito a algumas incorreções; consiste no facto da hipótese H_0 testada expressar a raiz unitária igual a um. Isto faz com que seja definida a presença de uma raiz unitária em uma dada série cronológica e conseqüentemente a sua ausência de estacionaridade. “Alguns processos de raiz unitária apresentam em amostras finitas um comportamento mais próximo de um processo ruído branco do que de um processo

passeio aleatório. Pelo contrário, alguns processos estacionários em tendência apresentam um comportamento de forma aproximada ao passeio aleatório em amostras finitas (Blough, 1992).

3.2.2 Teste KPSS

Este teste foi desenvolvido por Kwiatkowski et al. (1992) e apresenta uma inovação pertinente relativamente ao teste ADF que consiste em inverter as hipóteses a testar. A hipótese nula postula que uma dada série cronológica é estacionária; por outro lado, na hipótese alternativa é estabelecida a suposição da mesma série ser integrada de ordem 1. Deste modo, este teste pode levar a que em termos práticos uma dada hipótese nula possa não ser rejeitada. Isto acontece devido à escassez de informação ou à ausência de potência em si mesmo.

Para a elaboração do teste KPSS, os autores procederam à representação de dois tipos de componentes de uma determinada série cronológica. São eles: componente estacionária e componente processo passeio aleatório. Consideraram ainda que o passeio aleatório apresenta uma variância igual a zero na hipótese nula.

Assim sendo, recorre-se à estimação de uma regressão que contenha a variável a ser analisada bem como uma contante, a fim de testar a hipótese de estacionaridade. Caso se verifique que a análise é detentora de um processo de tendência estacionária que lhe confere suporte, será ainda necessário a inclusão de uma tendência determinística.

O processo das somas parciais dos resíduos define-se como se segue:

$$S_t = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \quad (15)$$

onde ε_i denota os resíduos que advêm das regressões estimadas e que contêm uma constante (e um processo em tendência estacionário). A estatística do teste KPSS, permitindo que os resíduos se encontrem auto correlacionados, é a seguinte:

$$K = T^{-2} \sum_{i=1}^t \frac{S_i^2}{s^2(l)} \quad (16)$$

onde

$$s^2(l) = T^{-1} \sum_{i=1}^T \varepsilon_i^2 + 2T^{-1} \sum_{j=1}^l \mu(j, l) \sum_{t=j+1}^T \varepsilon_t \varepsilon_{t-j} \quad (17)$$

É importante apontar que $\mu(j, l)$ se calcula de acordo com a condição de Barlett, utilizando para o efeito a expressão $\mu(j, l) = 1 - j / (1 + l)$, sendo a dimensão do desfasamento a considerar representada por l .

O teste aqui apresentado é um teste unilateral direito e os respetivos pontos críticos encontram-se tabelados no artigo de Kwiatkowski et al. (1992).

3.3 Testes de Raiz Unitária na Presença de Quebras Estruturais

A validade dos testes ADF na presença de quebras estruturais é contestada por alguns autores (Perron (1989); Perron e Vogelsang, (1992)). Mais especificamente, quando se verifica a existência de quebras estruturais nas séries temporais, os testes ADF standard estão enviesados e tendem a não rejeitar a hipótese nula quando H_0 deveria ser rejeitada. Quer isto dizer que a ocorrência de quebras estruturais confunde os resultados dos testes ADF tradicionais e produz conclusões espúrias no que se refere à não estacionaridade e existência de raízes unitárias. Esta situação verifica-se quando o fenómeno da persistência resulta somente de choques profundos e pouco usuais. Os choques usuais e de dimensão reduzida conduzem a um rápido retorno à tendência determinística existente nos dados, como se verificou nos vários craches de curta duração que se têm verificado nos mercados bolsistas durante as décadas recentes.

“A determinação não endógena da data da quebra invalida a teoria distribucional subjacente aos testes convencionais. Os testes com quebras estruturais endógenas reduzem significativamente o enviesamento das estatísticas de teste” (Christiano, 1992).

De todos os testes de raiz unitária com quebras estruturais endógenas disponíveis na literatura, nesta dissertação vai ser utilizado apenas o teste de Zivot-Andrews (1992).

3.3.1 Teste de Zivot-Andrews

Zivot e Andrews (1992), no seu estudo, constataram que os testes Dickey e Fuller Aumentado e Phillips-Perron, podem sugerir incorretamente a existência de uma raiz unitária, quando, na verdade a série temporal é estacionária em torno de uma única quebra estrutural. Os autores fundamentam a sua constatação no facto dos testes tradicionais de raiz unitária serem facilmente revertidos determinando endogenamente a data da quebra estrutural.

É um teste sequencial baseado na amostra completa e que faz uso de uma variável *dummy* para cada possível data de quebra. Esta data é seleccionada no momento em que a estatística *t* do teste ADF é mínima, ou seja, quando atinge o seu valor mais negativo. Quer isto dizer que a selecção da data da quebra corresponde ao momento *T* menos benéfico à não rejeição da hipótese H_0 . Só se pode seleccionar uma data e é com base nesta que se calculam os valores da constante e da tendência determinística.

O teste endógeno de Zivot-Andrews (ZA) com quebras estruturais endógenas é semelhante ao teste ADF sem quebras estruturais em todos os aspetos, exceto nos seus valores críticos. ZA apenas considera uma quebra na hipótese alternativa, apesar de não o fazer na hipótese nula.

A hipótese H_0 presente em todos os testes propostos pelo autor mencionado anteriormente é:

$$y_t = \alpha + \theta_1 D_{1t}(\lambda) + \beta_t + \theta_2 D_{2t}(\lambda) + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \mu_t \quad (18)$$

Deste modo, variadas regressões sequenciais são calculadas com $D_{1t}(\lambda)$ e $D_{2t}(\lambda)$ se alteram ao longo do tempo. A estatística de teste (respeitante a $\gamma = 0$) calcula-se também em cada regressão.

Zivot e Andrews transformaram o teste de raiz unitária desenvolvido por Perron (condicional à mudança estrutural em uma data temporal conhecida) em um teste de raiz unitária incondicional. Postulam como hipótese nula um processo de raiz unitária isento de quebras estruturais exógenas, contra a hipótese alternativa de um processo de tendência estacionário que contempla uma possível mudança estrutural ao longo do tempo em uma data incerta. Através da utilização de distribuições assintóticas estimadas através de datas de quebras, os autores encontraram evidências menos conclusivas contra a hipótese de raiz unitária em comparação com as encontradas por Perron para variadas séries de dados.

3.4 Variáveis Integradas e Cointegração

A análise de séries temporais não se limita apenas a séries temporais estacionárias. Na verdade, a maioria das séries temporais são não estacionárias. Consideremos os seguintes processos:

$$x_t = \rho x_{t-1} + u_t, \quad |\rho| < 1, \quad y_t = y_{t-1} + v_t, \quad (19)$$

onde u_t e v_t são processos aleatórios puros: $u_t, v_t \sim \text{iid}(0; 1)$ de variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas com média zero e variância unitária).

Tanto x_t como y_t são modelos AR(1) e a diferença reside no facto de y_t constituir um caso especial de x_t , quando $\rho = 1$ sendo denominado de processo de caminho aleatório. Também é referido AR(1) com uma raiz unitária uma vez que a raiz da equação AR(1) é 1 (ou unidade). Ao analisar os dois primeiros momentos, concluímos que são completamente diferentes: embora ambos estejam na classe AR(1), x_t é um processo estacionário, enquanto que y_t é um processo não estacionário. Podem expressar-se os dois processos da seguinte forma:

$$x_t = \rho^t x_0 + \sum_{i=0}^{t-1} \rho^i u_{t-i}, \quad y_t = y_0 + \sum_{i=0}^{t-1} v_{t-i} \quad (20)$$

Considerando que as observações iniciais são zero, $x_t = 0$ e $y_t = 0$. As médias e as variâncias dos dois processos são, respetivamente:

$$E(x_t) = 0, \quad E(y_t) = 0$$

$$\text{var}(x_t) = \sum_{i=0}^{t-1} \rho^{2i} \text{var}(u_{t-i}) \rightarrow \frac{1}{1-\rho^2}, \quad \text{var}(y_t) = \sum_{i=0}^{t-1} \text{var}(v_{t-i}) = t, \quad (21)$$

onde a média converge assintoticamente (à medida que $t \rightarrow \infty$).

Os processos têm a mesma média, mas quando t aumenta a variância de y_t (o processo de caminho aleatório) aumenta, ao mesmo tempo que a variância de x_t (processo estacionário) converge para uma constante.

Se for adicionada uma constante ao modelo AR(1), as médias dos dois processos apresentam um comportamento distinto. Os processos AR(1) são refletidos com uma constante (ou derivação) como se apresenta seguidamente:

$$x_t = \alpha + \rho x_{t-1} + \mu_t, \quad |\rho| < 1, \quad y_t = \alpha + y_{t-1} + v_t. \quad (22)$$

Os rendimentos de substituição recursiva,

$$x_t = \rho^t x_0 + \alpha \sum_{i=0}^{t-1} \rho^i + \sum_{i=0}^{t-1} \rho^i \mu_{t-i}, \quad y_t = y_0 + \alpha t + \sum_{i=0}^{t-1} v_{t-i}. \quad (23)$$

Se y_t apresentar uma tendência (determinística) t e se as observações iniciais forem zero, $x_t = 0$ e $y_t = 0$, então as médias dos dois processos são:

$$E(x_t) = \frac{\alpha}{1-\rho} \quad e \quad E(y_t) = \alpha t \quad (24)$$

apesar das variâncias permanecerem as mesmas que as derivadas do modelo AR(1) sem a constante.

Pode concluir-se que ao inserir uma constante, tanto a média como as variâncias de y_t são variáveis no tempo, enquanto as de x_t são constantes.

Observa-se que o processo x_t converge em direção à média (ou seja, reverte-se a média) e flutua aleatoriamente em torno da média. Por outro lado, o processo y_t aumenta constantemente como $t \rightarrow \infty$ (às vezes diminui sistematicamente) e não há robustez para o deslocar em direção à sua média.

Dado que a variância das séries não estacionárias é não constante ao longo do tempo, a teoria assintótica convencional não se aplica para essas séries. Pode, contudo, transformarem-se as séries estacionárias através da diferenciação. Por exemplo, a série de caminho aleatório y_t pode ser transformada em estacionária ao determinar as primeiras diferenças:

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = (1-L)y_t = \varepsilon_t, \quad (25)$$

onde L é o operador do desfasamento:

$$y_{t-1} = Ly_t; y_{t-2} = L^2 y_t; y_{t-3} = L^3 y_t; \dots; y_{t-p} = L^p y_t \quad (26)$$

Como $\Delta y_t = \varepsilon_t$, a primeira diferença de y_t é estacionária: a média e a variância são constantes durante o período da amostra.

Quando a série se torna estacionária ao diferenciar-se uma vez, denomina-se integrada de ordem 1 e é representada por $I(1)$. Quando são necessárias k diferenças, a série intitula-se $I(k)$.

No exemplo em questão, y_t é $I(1)$ e x_t é $I(0)$, pois a primeira série precisa de uma diferenciação simples para se tornar estacionária e x_t já é estacionária. A série $I(k)$ também se denomina processo estacionário em diferença (DSP).

Existe também o processo estacionário em tendência (TSP): séries estacionárias em torno de uma tendência determinista. Para analisar este tipo de processos, consideremos a série z_t com média variável e variância constante:

$$z_t = \alpha + \beta_t + e_t. \quad (27)$$

Apesar da média não ser constante, pode ser calculável na perfeição se o valor de t dos parâmetros α e β for conhecido. Posto isto, esta é estacionária em torno da tendência determinista t e a série pode-se transformar em estacionária regressando no tempo.

Tanto o modelo aleatório com o processo estacionário de diferença (DSP) como o modelo TSP apresentam uma tendência linear, mas o método adequado para eliminar a tendência difere: diferenciação no primeiro caso e regressão da série no modelo TSP.

3.4.1 Cointegração

Se as séries que estão a ser estudadas não cumprem o requisito de estacionaridade, estabelecer uma relação causal entre elas assente em um modelo de regressão linear pode originar resultados espúrios (situação frequente se os pressupostos do modelo de regressão linear não se confirmarem).

Contudo, se os resíduos estimados forem estacionários, surge o conceito de cointegração. Conceito este que só se utiliza quando se está a investigar a relação entre variáveis não estacionárias. Na presença de variáveis estacionárias, o problema da cointegração não existe.

3.4.1.1 Metodologia de Engle-Granger

$$v_t = y_t - \beta x_t \quad (28)$$

Considerando y_t e x_t duas variáveis $I(1)$, concluímos que y_t e x_t são cointegrados se houver pelo menos uma combinação linear de y_t e x_t (28) que seja $I(0)$, isto é, existe um β tal que $y_t - \beta x_t$ é $I(0)$. Nesse caso, concluímos que y_t e x_t são $CI(1,1)$. O conceito de cointegração foi introduzido por Engle e Granger (1987). Em geral, se y_t é $I(d)$ e x_t é $I(b)$ então y_t e x_t são cointegrados de ordem $CI(d, b)$ se $y_t - \beta x_t$ é $I(d-b)$ com $b > 0$.

Se as variáveis forem cointegradas, a equação de regressão $y_t = \beta x_t + u_t$ faz sentido, uma vez que as variáveis não se distanciam muito das outras ao longo do tempo. Assim, existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas. Quando as variáveis não são cointegradas, $y_t =$

βx_t também é I(1) e y_t e x_t comportam-se de forma distinta ao longo do tempo e a relação que se obtém pela regressão y_t em x_t seria espúria.

β corresponde ao parâmetro cointegrante e $v_t \sim I(0)$ representa a variável aleatória residual obtida na regressão de y_t sobre x_t . Convém especificar que, se y_t e x_t se encontrarem cointegradas, o parâmetro cointegrante é estatisticamente diferente de zero. Na regressão (28), testar se y_t e x_t são cointegradas é equivalente a testar se $\beta \neq 0$. A interpretação do teste de cointegração assenta num teste à integração de mercados, neste caso, no índice de preços do mercado bolsista.

Na presença de cointegração, β revela-se muito consistente, ou seja, o seu estimador converge assintoticamente para o valor real a uma taxa muito mais acelerado do que o frequente estimador OLS com variáveis estacionárias (Stock, 1987).

A metodologia de Engle-Granger (EG) permitiu elucidar um conjunto de aspetos que respeitam à estimação de modelos com variáveis não estacionárias. Quando o sentido da causalidade entre as variáveis não é evidente, ou quando se verifica a existência de interações mútuas entre estas é difícil testar eficientemente hipóteses sobre os parâmetros do modelo uma vez que as estatísticas do teste EG não têm distribuições limite bem definidas.

3.4.1.2 Regressão Vetorial

Proceder à especificação de um modelo multivariado, no qual cada uma das variáveis endógenas surja no sistema como uma função dos seus valores desfasados e dos valores desfasados de todas as outras variáveis endógenas que figuram no sistema constitui uma alternativa aos modelos uniequacionais de Engle-Granger e de Gregory-Hansen.

O modelo multivariado, frequentemente denominado de modelo autorregressivo vetorial (VAR) possibilita a resolução de problemas de endogeneidade múltipla, permite a especificação de testes acerca dos parâmetros consistentes com teorias que se desejem testar através da utilização da metodologia de Johansen (Johansen (1988,1991); Johansen e Juselius (1990)).

A metodologia de Johansen assenta na especificação de um modelo autorregressivo vetorial do tipo que se representa seguidamente:

$$x_t = \sum_{i=0}^p A_i x_{t-i} + \mu + \varepsilon_t, \quad (29)$$

onde x_t diz respeito a um um vetor de dimensão k de variáveis endógenas não estacionárias dadas em níveis. A_i denotam p matrizes de ordem k de parâmetros do modelo, onde cada uma se associa a um vetor de dimensão k de variáveis endógenas desfasadas até à ordem p , μ é um vetor de constantes e ε_t representa um vetor de resíduos no qual $\varepsilon_t \sim iid(0, \Omega)$. Ω é a matriz de covariância definida positiva. Os resíduos ε_t podem estar contemporaneamente

correlacionados, contudo não se encontram autocorrelacionados se o respetivo processo dinâmico se mostrar concretamente especificado no sistema. Isto é, se forem considerados um adequado número de defasamentos ao longo do processo onde x_t depende, a matriz de covariâncias Ω , contém toda a informação sobre os efeitos contemporâneos do processo. O modelo VAR pode ser estimado por OLS, uma vez que é um modelo de forma reduzida (só descreve as variações de x_t em função dos valores defasados do processo).

O método de Johansen consiste, fundamentalmente, na investigação da característica cointegrante (r) do sistema VAR. Com esse objetivo, utiliza-se um modelo vetorial de correção do erro (VEC) que traduz o VAR representado em (29):

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta_{t-i} + \mu + \varepsilon_t, \quad (30)$$

onde $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$ e $\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$. Os símbolos que restam referem-se à definição anteriormente referida.

O Teorema de Representação de Granger postula a utilização do modelo VEC no âmbito da cointegração. O referido teorema define que “se existir um modelo dinâmico linear com perturbações estacionárias e os dados forem $I(1)$, então as variáveis estão cointegradas de ordem $CI(1,1)$ ”.

No que diz respeito à interpretação, a definição de cointegração transmite-nos que se um vetor de séries temporais se encontra ligado através de uma relação de equilíbrio de longo prazo, as variáveis envolvidas deslocam-se em conjunto ao longo do tempo, independentemente da existência de tendência estocásticas em cada uma delas, de maneira a que a diferença existente entre elas se revele estável. Um sistema convergente para o equilíbrio de longo prazo ao longo do tempo é reproduzido pelo conceito de cointegração. Os resíduos da relação de longo prazo fornecem-nos a medida da distância a que o sistema se encontra do equilíbrio em cada momento t . A impossibilidade dos agentes do sistema se ajustarem instantaneamente à nova formação que aparece no mercado resulta nesta situação de desequilíbrio. Dado que a variável dependente é determinada pelos efeitos contemporâneos de outras variáveis e pelos efeitos passados de todo o sistema, os custos de ajustamento revelam-se geralmente elevados. É notória a existência de um processo complexo de ajustamento no qual são envolvidas dinâmicas de curto, médio e longo prazo.

O modelo VEC incorpora a vantagem de consentir a divisão dos efeitos de curto e longo prazo envolvidos no processo de ajustamento. Quando, devido a um choque no sistema, uma das variáveis endógenas aumenta menos do que o previsto pela relação de longo prazo, os

mecanismos de ajustamento de curto prazo interligados com o mecanismo corretor do erro conduzem o retorno da variável à situação de equilíbrio. Os coeficientes da velocidade de ajustamento estão integrados na matriz Π .

Caso se verifique que $x_t \sim I(1)$, então $\Delta x_t \sim I(0)$ e $\Gamma_i \Delta x_{t-i} \sim I(0)$. O termo Πx_{t-1} refere-se a uma combinação linear de variáveis $I(1)$, sendo essa combinação $I(0)$ baseada nos pressupostos elaborados em relação às perturbações aleatórias do modelo de longo prazo. Pode fatorizar-se a matriz Π do seguinte modo: $\Pi = \alpha \beta'$, onde α denota a velocidade de ajustamento ao equilíbrio e β corresponde à matriz dos coeficientes de longo prazo, isto é, os vetores cointegrantes. Esta afirmação é válida quando existem r vetores cointegrantes com $0 < r < k$ que denotam o mecanismo de correção do erro no sistema VEC. Depois de definido o número de relações cointegrantes no sistema e estimadas as matrizes α e β , procede-se à estimação do modelo vetorial de correção do erro integrando essas relações cointegrantes.

As variáveis em níveis são estacionárias e podem-se utilizar os métodos normais para estimar o modelo, quando se verifica a igualdade $r = k$, ou seja, quando o número de variáveis endógenas no sistema é igual à característica cointegrante. Quando $r = 0$, então $\Pi = 0$. Deste modo, não se verifica a existência de nenhuma relação cointegrante entre as variáveis do sistema e só é exequível recorrer a um modelo em primeiras diferenças na ausência de elementos de longo prazo. Caso se verifique que $0 < r < k$, pode-se concluir que existe cointegração entre as variáveis do sistema, sendo r o número de vetores cointegrantes.

Johansen (1988,1991) apresentou dois testes que postulam a hipótese nula de que a característica cointegrante é r (menor do que k) no máximo. Os testes são os seguintes: teste do valor próprio máximo e teste do traço. Em ambos, os valores próprios são ordenados de forma decrescente.

O teste do valor próximo máximo baseia-se na estatística em baixo indicada:

$$\lambda_{\max} = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}), \quad (31)$$

onde λ_{r+1} exibe o valor próprio associado ao vetor próprio v_{r+1} de Π . A hipótese alternativa, H_1 , postula que a característica é $r + 1$.

Por outro lado, a estatística do teste do traço é:

$$\lambda_{tr} = -T \sum_{i=1}^K \ln(1 - \lambda_i), \quad (32)$$

onde λ_i denota o valor próprio associado ao vetor próprio v_i da matriz Π e T representa o número de observações. A hipótese H_1 é que a característica é k .

3.4.1.3 Metodologia de Gregory – Hansen

Tal como se verifica nos testes de raiz unitária, a metodologia de Engle-Granger leva a resultados enviesados na presença de quebras estruturais. A presença das quebras anteriormente referidas induz à redução da potência dos testes Engle-Granger e de outros baseados em sistemas lineares multiequacionais, o que origina a sobre-rejeição da hipótese nula de cointegração (Menezes *et al.* 2012).

Deste modo, como alternativa, utiliza-se a metodologia de Gregory e Hansen (1996) para aferir acerca da existência de cointegração na presença de quebras estruturais. Desta metodologia fazem parte os testes de Phillips (Z_t e Z_α) e o teste ρ_t . Gregory e Hansen sugerem testes de cointegração que comportam uma única quebra endógena para uma relação de cointegração subjacente. Poderá ou não ser uma tendência na regressão de cointegração e pode comportar uma quebra somente na interseção ou no total dos coeficientes. O ponto de quebra t_0 não é conhecido e determina-se ao encontrar o valor mínimo para a estatística ADF sobre os resíduos da regressão de cointegração com quebras estruturais. A hipótese nula postula, para estes testes, ausência de cointegração com quebras estruturais contra a alternativa de cointegração com uma quebra estrutural. A metodologia de Gregory - Hansen postulou quatro modelos com base em suposições alternativas acerca de quebras estruturais.

Inicialmente, os autores atrás referidos, apresentam um modelo padrão de cointegração, isento de mudança estrutural:

Modelo 1: Cointegração Padrão:

$$y_{1t} = \mu + \alpha^T y_{2T} + \varepsilon_t, t, \dots, n \quad (33)$$

Para este caso, se existir uma relação de longo prazo, μ e α definem-se como constantes. A metodologia Gregory e Hansen considera que esta relação de longo prazo se pode alterar para uma nova, com a introdução de um ponto de quebra desconhecido que produz mudanças na interseção μ e/ ou mudanças no declive α definindo os modelos 2 e 3.

Modelo 2: Mudança de nível (C):

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \alpha^T y_{2T} + \varepsilon_t, t, \dots, n \quad (34)$$

Este modelo representa uma mudança de nível na relação de cointegração e é expresso como uma mudança na variável de interseção μ . μ_1 e μ_2 denotam a interseção antes e no momento da mudança.

A definição de variável dummy é apresentada seguidamente para explicar a mudança estrutural:

$$\varphi_{t\tau} = \begin{cases} 0, & \text{se } t \leq \text{Int} [T\tau] \\ 1, & \text{se } t > \text{Int} [T\tau] \end{cases}, \quad (35)$$

onde $\tau \in [0,1]$ e $\text{Int} [T\tau]$ denota a parte inteira de $T\tau$. O parâmetro desconhecido τ representa o momento, em tempo relativo, em que ocorre a quebra.

Modelo 3: Mudança de nível com tendência (C/T):

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \beta_t + \alpha^T y_{2T} + \varepsilon_t, t, \dots, n \quad (36)$$

No modelo anteriormente referido, os autores amplificaram as hipóteses de introduzir uma tendência temporal β_t no modelo de mudança de nível.

Modelo 4: Mudança de regime (C/S):

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \alpha^T y_{2T} + \alpha^T y_{2T} \varphi_{t\tau} + \varepsilon_t, t, \dots, n \quad (37)$$

Por fim, este modelo engloba uma mudança no vetor de declive que permite uma rotação da relação de equilíbrio e uma mudança paralela. Nesta situação, α_1 representa o coeficiente de inclinação de cointegração antes da mudança de regime; α_2 denota a mudança nos coeficientes de declive; e $(\alpha_1 + \alpha_2)$ refere-se ao coeficiente de declive de cointegração depois da mudança de regime. O referido modelo traduz uma mudança de regime em que os coeficientes de interceção, tendência e declive mudam.

A única data de quebra nestes modelos é obtida de forma endógena e seleciona-se no local onde o valor absoluto da estatística de teste ADF se encontra no máximo.

Para este estudo, apenas vamos utilizar as três designações do modelo seguintes: se $\beta = \alpha_1 = 0$, o modelo designa-se por mudança de nível (C). C representa uma mudança na constante μ_0 ; se $\alpha_1 = 0$ e $\beta \neq 0$, o modelo designa-se por mudança de nível com tendência (C/T); se $\beta = 0$ e $\alpha_1 \neq 0$, o modelo assume a designação de mudança de regime (C/S). Neste caso, o declive é modificado em função do valor de $\varphi_{t\tau}$.

3.4.2 Regressão Espúria

Um acontecimento característico de regressão espúria verifica-se na regressão entre dois processos caminho aleatório não correlacionados a seguir apresentados:

$$x_t = x_{t-1} + u_t, u_t \sim \text{iid}(0, \sigma_u^2) \quad y_t = y_{t-1} + v_t, v_t \sim \text{iid}(0, \sigma_v^2). \quad (38)$$

O teste F e t da regressão, normalmente, não rejeitariam a hipótese H_0 . Devido à ausência de correlação, é esperado que o R^2 da regressão $y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t$ se aproxime de zero. Contudo,

isto não se verifica. Uma vez que ambas as séries crescem ao longo do tempo, estas podem ser correlacionadas mesmo que as variações em cada série não se encontrem correlacionadas. Pode-se concluir que não existe qualquer relação entre as variáveis. Por este motivo, é necessário alguma precaução ao interpretar as regressões com as variáveis $I(1)$. Este modelo apenas está a capturar a existência de uma tendência comum que não implica nenhuma relação de causalidade entre as variáveis do modelo.

As estatísticas t e F não seguem, respetivamente, distribuições t -Student e F -Snedcor.

Granger e Newbold (1974) referem que em um modelo de regressão linear que apresente variáveis ou vetores de variáveis y_t e x_t estacionárias, de modo geral, os testes estatísticos convencionais mantêm-se válidos. Por outro lado, se forem não estacionárias é possível deparar-nos com um problema de regressão espúria, caso os resíduos do modelo não obedeam às hipóteses do modelo usual de regressão linear. Quer isto dizer que os testes t e F não têm sentido algum.

Os mesmos autores descobriram que, ao considerar exemplos artificiais, a regressão de y_t em x_t apresentou um elevado R^2 , mas uma estatística de Durbin-Watson reduzida. Ao efetuar a regressão em "primeiras diferenças", o R^2 era próximo de zero e a estatística de Durbin-Watson aproximadamente 2, demonstrando a não existência de relação entre y_t e x_t e que o R^2 obtido era espúrio. É possível desconfiar da existência de uma regressão espúria sempre que se esteja na presença de uma estatística de *Durbin-Watson* com valor inferior ao valor do coeficiente de determinação do modelo ($DW < R^2$).

Phillips (1986) obteve os mesmos resultados, mas utilizou exemplos de dados reais. Apresentou evidências que comprovam que os estimadores dos parâmetros deste modelo não possuem convergência assintótica, como se verifica no caso da regressão entre variáveis estacionárias. Um processo passeio aleatório é um caso particular de um processo autorregressivo de primeira ordem com derivada:

$$x_t = \mu + \rho x_{t-1} + \sigma \varepsilon_t \quad (39)$$

onde $\varepsilon_t \sim iid(0,1)$, ou seja, diz respeito a uma sequência de variáveis aleatórias independentes e distribuídas de forma idêntica com média zero e variância unitária. μ denota uma constante e o termo σ é o desvio padrão dos resíduos. A estabilidade do processo é determinada por ρ (coeficiente de autoregressão). O processo intitula-se passeio aleatório se $\rho = \sigma = 1 \wedge \mu = 0$.

3.5 Tendência Determinista e Tendência Estocástica

As variáveis integradas apresentam uma variação sistemática:

- Se a variação for dificilmente previsível, apesar de ser sistemática, denomina-se Tendência Estocástica (ST);

- As tendências que são completamente previsíveis (coeficiente de tempo conhecido) denominam-se Tendências Deterministas (DT) e sua especificação pode ser qualquer forma funcional de tempo.

Exemplos de tendências determinísticas:

$$DT_t = \alpha + \beta t \quad (\text{tendência linear})$$

ou

$$DT_t = \sum_{i=0}^p \beta_i t^i \quad (\text{tendência polinomial}). \quad (40)$$

Considerando agora um modelo diferente:

$$y_t = \alpha + y_{t-1} + \varepsilon_t + \gamma \varepsilon_{t-1} \quad (41)$$

Se $y_0 = \varepsilon_0 = 0$ então y_t pode escrever-se do seguinte modo:

$$y_t = \alpha t + \underbrace{\sum_{i=1}^t \varepsilon_i}_{DT_t} + \underbrace{\gamma \sum_{j=1}^{t-1} \varepsilon_j}_{ST_t} = \alpha t + (1 + \gamma) \sum_{i=1}^t \varepsilon_i - \underbrace{\gamma \varepsilon_t}_{C_t} \quad (42)$$

onde C_t denota a componente cíclica.

A tendência estocástica incorpora todos os choques aleatórios (ε_1 a ε_t) que têm efeitos permanentes ao nível de y_t . A soma da tendência determinística e da tendência estocástica é a tendência geral e a componente permanente de y_t . Quando temos variáveis de tendência, pode surgir uma regressão espúria, dependendo se a tendência é determinística ou estocástica.

A Tabela (1) seguinte ilustra a validade das regressões de y_t em x_t :

Tabela 1 - Validade das Regressões

x_t / y_t	Tendência Determinística	Tendência Estocástica
Tendência Estocástica	Regressão Válida	Regressão Espúria
Tendência Determinística	Regressão Espúria	Regressão espúria, exceto se y_t e x_t forem cointegrados

Fonte: Dias Curto (2013, adap.)

CAPÍTULO 4

Aplicação e Resultados

4.1 Descrição dos Dados

No capítulo que agora se inicia, apresentam-se os dados a estudar. Os dados empregues na modelação empírica do problema em estudo abrangem nove séries diárias de índices de preços bolsistas de países da Zona Euro que representam diversos mercados mundialmente.

Com o objetivo de efetuar comparações internacionais, foram recolhidos, a partir da base de dados *DataStream*, as séries diárias dos índices de preços TOTMKxx (xx-código do mercado) dos seguintes mercados bolsistas: Itália (IT), França (FR), Portugal (PT), Espanha (ES), Irlanda (IR), Grécia (GR), Finlândia (FN), Bélgica (BG) e Áustria (OE). Os dados que estão a ser utilizados foram previamente logaritmizados.

As séries de dados abrangem o período compreendido entre 01/01/1993 e 31/01/2017, perfazendo 6283 observações diárias (são considerados cinco dias por semana). Toda a análise foi realizada com recursos aos softwares *Eviews* e *WinRats*.

Em seguida, procedeu-se à análise das medidas de estatística descritiva dos países/mercados estudados. Outra questão com foco semelhante 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: Zivot e Andrews (1992).

Tabela 2- Estatísticas descritivas para os índices bolsistas dos países/mercados estudados

Mercados	Média	Std. Dev.	CV	Assimetria	Curtoses	Jarque-Bera	p-value
Áustria	769,09	338,38	43,997	1,076	3,48	1273,52 **	0,000
Bélgica	850,22	328,44	38,630	0,426	2,49	256,29 **	0,000
Finlândia	488,97	251,39	51,412	0,714	4,35	1011,99 **	0,000
França	1734,09	586,11	33,799	-0,214	2,08	267,71 **	0,000
Grécia	1116,56	763,18	68,351	0,725	2,49	619,31 **	0,000
Irlanda	2163,57	908,96	42,012	0,300	2,36	200,69 **	0,000
Itália	1906,43	658,73	34,553	0,469	2,36	339,21 **	0,000
Espanha	355,94	133,81	37,593	-0,085	2,80	18,35 **	0,000
Portugal	157,30	53,12	33,770	0,537	2,87	306,61 **	0,000

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: Eviews). Período: 01/01/1993 a 31/01/2017.

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

As estatísticas descritivas para os nove índices bolsistas são apresentadas na Tabela 2. Com base nos resultados obtidos, é possível aferir acerca dos valores da média, desvio padrão, assimetria e curtose para a amostra total (1993-2017).

Dos inúmeros testes estatísticos utilizados para testar a normalidade dos resíduos do modelo estimado, destaca-se o teste de Jarque-Bera. A estatística do teste (43) anteriormente referido detém uma reduzida probabilidade de assinalar a normalidade quando as distribuições apresentam não normalidade. Quer isto dizer que ao aceitar a hipótese de normalidade, quando a hipótese alternativa de não normalidade é válida, se está a praticar o Erro Tipo II.

É calculada com base na expressão seguinte e segue uma distribuição do Qui-quadrado com dois graus de liberdade:

$$JB = N \left[\frac{A_3^2}{6} + \frac{(K_4-3)^2}{24} \right] \sim X_2^2 (\alpha = 5\%) \geq 5,99 \quad (43)$$

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

As hipóteses em teste são:

H_0 : Assimetria = 0 e Curtose = 3 (normalidade) e H_1 : Assimetria \neq 0 e Curtose \neq 3 (não normalidade)

Para retirar conclusões sobre este teste, é utilizada uma regra de decisão que indica que se o *p-value* apresentar um valor maior que o nível de significância de 5% (valor crítico igual a 5,99), é aceite a hipótese nula de não normalidade.

O teste Jarque-Bera é simples no que se refere à sua operacionalização, dado que é dependente de dois parâmetros que se podem calcular com base em dados históricos. Os parâmetros que estamos a referir são a curtose e a assimetria.

É notório, ao atentar para a Tabela 2, que ao longo do período compreendido entre 1993 e 2017, a média de cada uma das variáveis apresentou uma diferença considerável. Ao contrário, o coeficiente de variação (CV) regista uma diminuta variação ao longo do período.

A média mais elevada registou-se na Irlanda (2163,57) e a mais baixa verificou-se em Portugal (157,30). Importa notar que se trata de índices bolsistas relativos onde a base 100 diz respeito à primeira observação registada na amostra.

A Grécia apresenta o índice com maior dispersão relativa, transmitida pelo CV (68,351), seguida da Finlândia (51,412). As menores dispersões relativas surgiram em Portugal (33,770) e em França (33,799).

Relativamente aos testes de curtose, apresentam valores elevados globalmente, destacando-se países como Finlândia (4,35) e Áustria (3,48) com os maiores valores. As distribuições empíricas que estão a ser estudadas evidenciam a presença de leptocurtose.

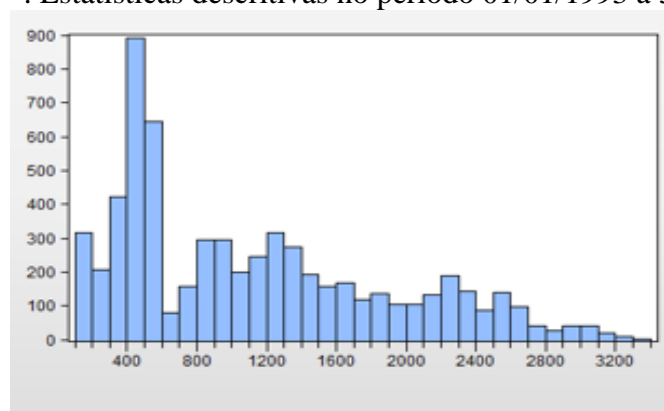
No que se refere aos testes de assimetria, verifica-se uma grande oscilação de valores. O maior valor regista-se para Áustria (1,076) e o menor é registado em França (-0,214).

Os testes de Jarque-Bera (1987) rejeitam, para todos os mercados em análise, a hipótese nula de distribuição gaussiana, verificando-se a ocorrência de *fat tails* (distribuições que aglomeram maior probabilidade nas suas caudas) nas distribuições das séries com um nível de significância inferior a 1% (o *p-value* é igual a 0 para todos os mercados).

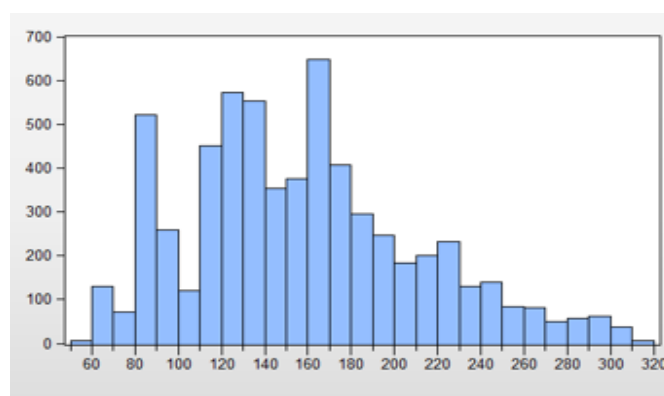
Depois das características fornecidas através das estatísticas descritivas, é fundamental proceder à análise da estabilidade das variáveis ao longo do período, isto é, testar a ocorrência de uma mudança ou quebra estrutural em algum momento ao longo do tempo, quer na média ou na variância da série.

A Figura 1 ilustra a representação gráfica dos histogramas para três dos nove mercados investigados.

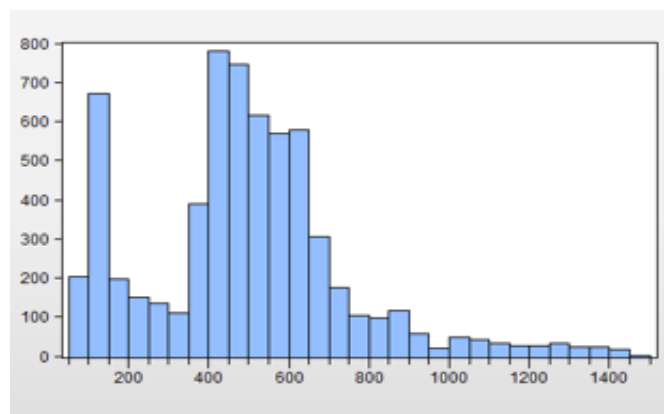
Figura 1 - . Estatísticas descritivas no período 01/01/1993 a 31/01/2017



Grécia



Portugal



Finlândia

4.2 Caracterização das variáveis

4.2.1 Testes de Raiz Unitária

A análise efetuada aos dados descritos na secção anterior evidencia possíveis problemas no que se refere à estacionaridade do processo de geração de dados responsável pelas amostras recolhidas. Deste modo, pode suspeitar-se que as séries são detentoras de potenciais indícios de não-estacionaridade. Assim sendo, torna-se fundamental analisar a presença de raízes unitárias nas séries em estudo, a fim de evitar resultados enviesados como prováveis regressões espúrias que revogam os pressupostos de que a média e a variância não variam ao longo do tempo.

É frequente encontrar processos não estacionários de dois tipos: processos estocasticamente não estacionários e processos deterministicamente não estacionários, sendo que a mesma série de dados pode conter ambos os tipos. Contudo, geralmente, a não estacionaridade estocástica apresenta um maior número de problemas.

4.2.1.1 Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

Como já foi referido anteriormente, um dos testes mais utilizados para detetar a existência de raízes unitárias é o teste de Dickey e Fuller Aumentado (ADF). Este teste, descrito no capítulo 3, postula como hipótese nula que a série é não estacionária. Os resultados deste teste encontram-se nas Tabelas 3 (para os índices bolsistas em níveis) e 4 (para a mesma variável em primeiras diferenças).

Atentando na versão aumentada da regressão de Dickey-Fuller, observam-se três termos importantes. O primeiro refere-se à existência de não estacionaridade determinística, o segundo visa detetar a presença de uma raiz unitária (não estacionaridade estocástica) e o terceiro é

responsável por controlar os efeitos da autocorrelação da variável dependente e assim sendo produzindo resíduos iid.

O número ótimo de defasamentos utilizado em cada equação foi obtido a partir de um processo de escolha automático com base no critério de informação bayesiano de Schwarz (SBC). Neste contexto, termos exógenos, uma constante e uma tendência determinística linear estão presentes nas equações utilizadas, com o objetivo de capturar a possível existência de não estacionaridade determinística. Quer isto dizer que, a hipótese alternativa do teste em questão presume a existência de um processo estacionário em tendência (TSP), sempre que o número de defasamentos da variável dependente for zero.

Tabela 3 - Testes ADF (raiz unitária) para os índices bolsistas em níveis

		t-Stat	Lags
Mercados			
Áustria	OE	-1,384	1
Bélgica	BG	-1,065	0
Finlândia	FN	-2,276	0
França	FR	-1,694	0
Grécia	GR	-1,225	1
Irlanda	IR	-1,63	1
Itália	IT	-2,006	0
Espanha	ES	-2,027	0
Portugal	PT	-1,938	1

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: EViews). Período: 01/01/1993 a 31/01/2017.

Notas: ** significativo ao nível de 1%. * significativo ao nível de 5%.

Valores críticos de MacKinnon (1996): -3,43 (1%) e -2,86 (5%). H_0 : a variável tem uma raiz unitária.

Com base na análise da Tabela 3, que apresenta os índices de preços bolsistas em níveis dos nove mercados em análise, verifica-se que a hipótese nula de existência de uma raiz unitária não é rejeitada a 1% para nenhum dos países presentes nesta análise. Ou seja, todos os mercados apresentam uma série de dados financeiros, que são em geral não estacionários.

Investigações tais como Nelson e Plosser (1982) e Engle e Granger (1987) também não rejeitam a hipótese nula de existência de uma raiz unitária.

Tabela 4 - Testes ADF (raiz unitária) para os índices bolsistas em primeiras diferenças

		t-Stat		Lags
Mercados				
Áustria	OE	-74,478	**	0
Bélgica	BG	-74,366	**	0
Finlândia	FN	-48,600	**	2
França	FR	-78,563	**	0
Grécia	GR	-69,508	**	0
Irlanda	IR	-73,846	**	0
Itália	IT	-79,830	**	0
Espanha	ES	-77,634	**	0
Portugal	PT	-72,505	**	0

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: EViews). Período: 01/01/1993 a 31/01/2017.

Notas: ** significativo ao nível de 1%. * significativo ao nível de 5%. Valores críticos de MacKinnon (1996): -3,43 (1%) e -2,86 (5%). H_0 : a variável tem uma raiz unitária.

A não estacionaridade em níveis detetada quase na totalidade dos resultados apresentados na Tabela 3 não permite determinar por si só a ordem de integração das variáveis não estacionárias. Assim sendo, é necessário realizar os testes de raiz unitária aplicados aos índices bolsistas em primeiras diferenças (Tabela 4). Os resultados obtidos indicam que a hipótese nula de existência de uma raiz unitária é rejeitada a 1% para a totalidade dos índices de preços bolsistas em primeiras diferenças. Assim sendo, estes são estacionários em tendência ou fracamente estacionários.

Quando se verifica que a hipótese nula não é rejeitada para as variáveis em níveis mas é rejeitada em primeiras diferenças, a variável diz-se integrada de primeira ordem, isto é, $I(1)$. Para os eventos em que tal não aconteça, a variável surge como $I(0)$.

Em suma, os resultados dos testes ADF sugerem que os índices de preços bolsistas que estão a ser estudados são não estacionários e integrados de primeira ordem, $I(1)$.

4.2.1.2. Teste KPSS

Outro dos testes utilizados para detetar a existência de raízes unitárias, e que se encontra descrito no capítulo 3, é o teste de Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS). Este teste, postula como hipótese nula que a série é estacionária; por outro lado, a hipótese H_1 determina que a mesma série é integrada de ordem 1. Os resultados do referido teste encontram-se nas Tabelas 5 (para os índices de preços bolsistas em níveis) e 6 (para os mesmos índices em primeiras diferenças).

Tabela 5 - Testes KPSS (raiz unitária) para os índices bolsistas em níveis

KPSS			
		LM-stat	Bandwidth
Mercados			
Áustria	OE	4,319	63
Bélgica	BG	5,359	63
Finlândia	FN	2,186	63
França	FR	4,801	63
Grécia	GR	1,854	63
Irlanda	IR	2,214	63
Itália	IT	1,430	63
Espanha	ES	4,821	63
Portugal	PT	1,375	63

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: EViews). Período: 01/01/1993 a 31/01/2017.

Notas: ** significativo ao nível de 1%. * significativo ao nível de 5%. Valores críticos de MacKinnon (1992, tabela 1): 0,739 (1%) e 0,463 (5%).

Atendendo à informação resultante deste teste presente na Tabela 5, que apresenta os índices bolsistas em níveis para os nove mercados em análise, verifica-se que a hipótese nula de estacionaridade não é rejeitada para nenhum dos índices bolsistas da totalidade dos mercados em análise.

Tabela 6 - Testes KPSS (raiz unitária) para os índices bolsistas em primeiras diferenças

KPSS				
		LM-stat		Bandwidth
Mercados				
Áustria	OE	0,122	*	17
Bélgica	BG	0,092	*	6
Finlândia	FN	0,097	*	13
França	FR	0,081	*	22
Grécia	GR	0,377	*	19
Irlanda	IR	0,169	*	1
Itália	IT	0,204	*	15
Espanha	ES	0,127	*	5
Portugal	PT	0,274	*	19

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: EViews). Período: 01/01/1993 a 31/01/2017.

Notas: ** significativo ao nível de 1%. * significativo ao nível de 5%. Valores críticos de MacKinnon (1992, tabela 1): 0,739 (1%) e 0,463 (5%).

Tal como se verificou no teste ADF, é essencial executar os testes de raiz unitária aplicados às variáveis em primeiras diferenças. Os resultados obtidos, na Tabela 6, indicam que a hipótese nula de estacionaridade é rejeitada a 1% para a totalidade dos índices bolsistas em primeiras diferenças.

4.2.2 Teste de Raiz Unitária com Quebras Estruturais

Determinar a quebra estrutural é importante, já que apresenta um efeito potencialmente semelhante ao das raízes unitárias. Ao existirem quebras estruturais ao longo do período em que está a ser realizado o estudo, o efeito da estacionaridade pode ser dissimulado e podem surgir resultados espúrios. Estes, são geralmente mitigados, em função do tipo e da forma da quebra que se verificar. Vários estudos existentes na literatura (Perron e Vogelsang, 1998) comprovam o enfraquecimento da potência do teste ADF, na presença de quebras estruturais. Nesta secção será, de seguida, apresentado um teste de raiz unitária com quebras estruturais, já exposto no capítulo anterior: o teste de Zivot-Andrews (1992).

4.2.2.1 Teste de Zivot-Andrews

Em primeiro lugar, importa referir que o ponto de quebra é determinado de forma endógena a partir dos dados por este teste.

Tabela 7 - Testes de raiz unitária com quebras estruturais ZA (Zivot-Andrews, 1992) para os índices bolsistas

Mercados		t-Stat	Data da Quebra
Áustria	OE	-3,036	28-10-2003
Bélgica	BG	-4,163	06-05-2008
Finlândia	FN	-3,813	12-12-2000
França	FR	-3,251	13-12-2007
Grécia	GR	-2,964	24-02-1998
Irlanda	IR	-4,785	09-10-2007
Itália	IT	-3,260	01-11-2007
Espanha	ES	-3,449	21-05-2008
Portugal	PT	-2,911	04-12-1996

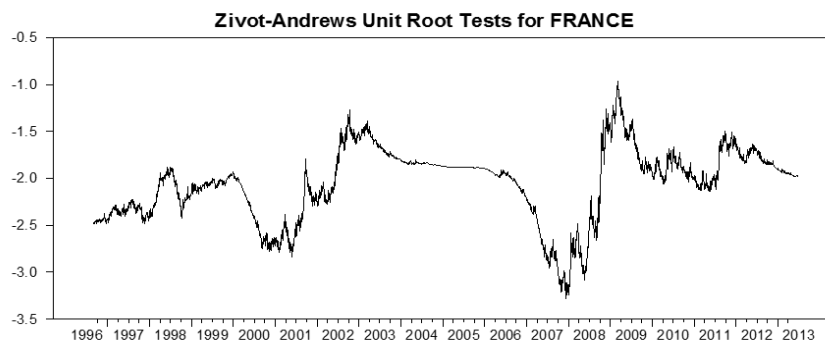
Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: WinRats). Período: 01/01/1993 a 31/01/2017.

Notas: ** significativo ao nível de 1%. * significativo ao nível de 5%. Valores críticos de Zivot-Andrews (1992): -5,57 (1%) e -5,08 (5%). H_0 : a variável tem uma raiz unitária.

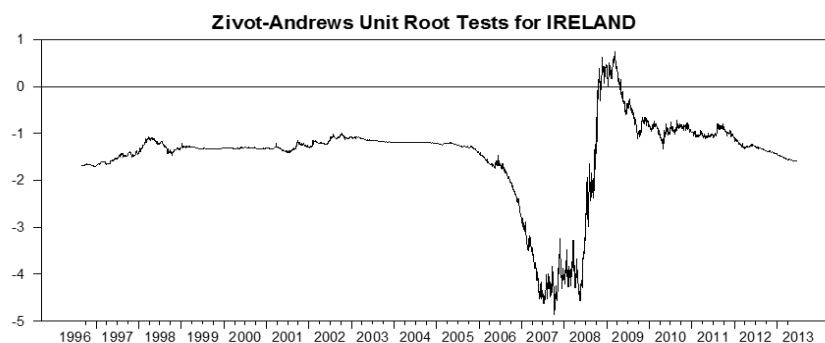
A Tabela 7 contém os resultados obtidos neste teste. O teste de Zivot-Andrews (1992) registou a existência de quebras estruturais no total das séries que se encontravam em análise (nove). Relativamente à hipótese nula de existência de raiz unitária, esta não foi rejeitada para nenhum dos índices bolsistas em análise, o que sugere a evidência de não estacionaridade nos índices de preços nos mercados bolsistas.

As datas das quebras reportadas verificam-se entre Dezembro de 1996 e Maio de 2008, sendo que 2007 (França, Irlanda e Itália) e 2008 (Bélgica e Espanha) são os anos que apresentam o maior número de países onde se registaram as quebras. Não é por acaso que tal acontece, as datas onde estas quebras estruturais ocorrem correspondem ao período entre a crise do *sub-prime* e a crise da dívida soberana. O período em questão assinala, de certa forma, uma modificação relevante no comportamento dos índices de preços bolsistas. São portanto, as quebras estruturais significativas no mercado bolsista.

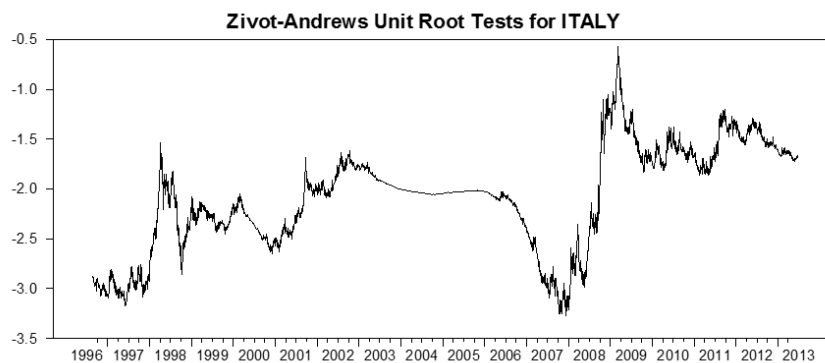
Figura 2 - Testes de Raiz Unitária Com Quebras Estruturais (Zivot-Andrews, 1992), no período 01/01/1993 a 31/01/2017.



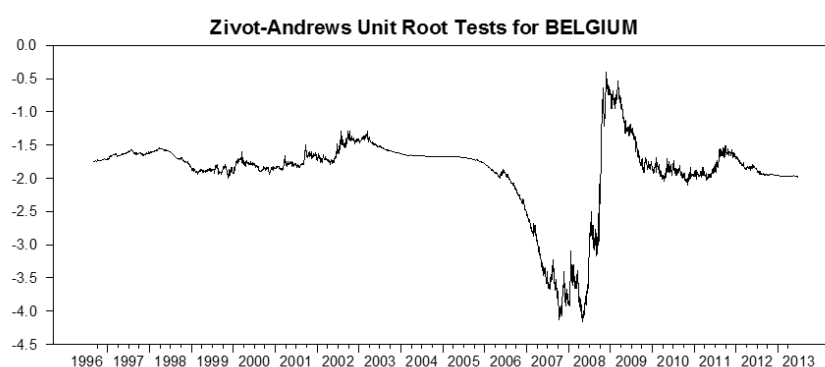
França



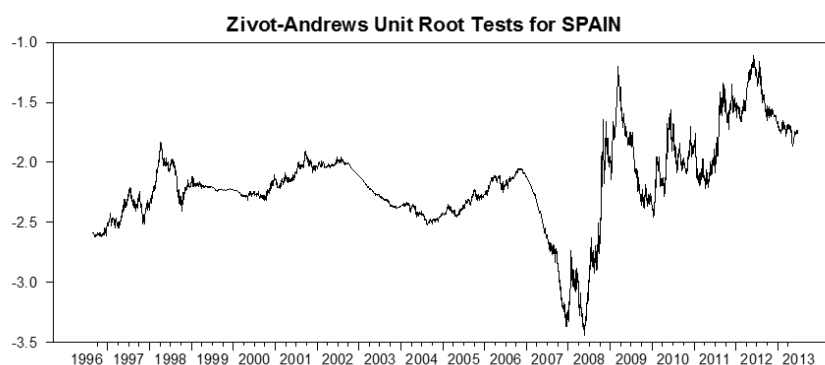
Irlanda



Itália



Bélgica



Espanha

A Figura 2 ilustra a deteção do momento da quebra de estrutura obtida pelo teste de Zivot-Andrews (1992) para os mercados onde a mesma se registou no período entre as crises anteriormente referidas.

4.3 Resultados dos Testes de Cointegração

Na secção 4.2. analisaram-se as propriedades estatísticas das variáveis que representam os índices de preços bolsistas dos nove mercados que estão a ser estudados. É importante agora

analisar a relação que esses mercados apresentam uns com os outros, ou seja, como interagem entre si.

Em primeiro lugar, sabendo *à priori* que estamos na presença de variáveis que, de um modo geral, apresentam a característica de não estacionaridade e são detentoras de quebras de estrutura no período em que esta análise se desenvolve. Deste modo, esta questão pressupõe a utilização de modelos de cointegração com quebras estruturais uniequacionais e multiequacionais. Relativamente aos primeiros tipos de modelos anteriormente apontados, fez-se uso do modelo de regressão de Gregory-Hansen (1996). A metodologia de Johansen (1988, 1991) aplicada a sistemas VAR faz face aos modelos restantes. A utilização de modelos do tipo VAR permite considerar *à priori* a totalidade das variáveis do sistema como endógenas. Contudo, os modelos são apresentados na forma reduzida. As quebras estruturais são adquiridas por variáveis *dummy* que representam o período total em cada país, sendo posteriormente as amostras decompostas em períodos pré e pós-quebra.

Este capítulo encontra-se estruturado da seguinte forma. Na secção 4.3.1. será analisada a questão da cointegração entre os índices bolsistas dos nove mercados selecionados para investigação nesta dissertação no âmbito de quebras de estrutura. São revelados e analisados os resultados dos testes de Gregory – Hansen, relativamente aos três modelos previamente expostos no terceiro capítulo: a) Mudança de nível (C); b) Mudança de nível com tendência (C/T); c) Mudança de regime (C/S).

Na secção 4.3.2. são expostos os resultados dos testes de cointegração de Johansen (multiequacionais), dividindo a amostra em períodos pré e pós- crise com base nas datas das quebras obtidas nos testes de raiz unitária dos índices bolsistas - 2008 (ver secção 4.2.2.1).

4.3.1 Cointegração com Quebra Estrutural – Teste de Gregory e Hansen

Uma vez que as variáveis que se encontram a ser analisadas são, frequentemente, não estacionárias, é necessário averiguar se estão integradas com o objetivo de ser possível criar relações de causa-efeito entre elas. Ao verificar-se que não existe cointegração, as variáveis presentes no modelo estabelecem entre si relações espúrias. A acrescentar a isto, os modelos que estão a ser utilizados devem permitir a distinção da inexistência de cointegração, no caso de se verificar, se dever à ausência de uma relação causal entre as variáveis ou resultar de fenómenos extremos que originam a mudança no comportamento e estrutura das variáveis. Existe a possibilidade do efeito da quebra estrutural se sobrepor à ausência de relação causal entre as variáveis, e neste caso, os efeitos que realmente resultam da primeira são conferidos à

segunda. O teste de Gregory- Hansen (1996) é um dos testes mais utilizados para proceder à deteção de cointegração quando se verifica a existência de quebras estruturais.

As Tabelas 8, 9 e 10 apresentam os resultados deste teste de cointegração com quebra estrutural para os índices de preços bolsistas. A primeira Tabela (8) evidencia o modelo com mudança de nível com tendência (C/T); a Tabela seguinte (9) denota o modelo com mudança de nível (C); por fim a Tabela 10 ilustra o modelo com mudança de regime (C/S).

As Figuras 3,4 e 5 ilustram a deteção do momento da quebra de estrutura obtida pelo teste de Gregory e Hansen, respetivamente para os modelos, mudança de nível com tendência (C/T); mudança de nível (C); mudança de regime (C/S). A data da quebra de estrutura é determinada de forma endógena.

Os modelos de Gregory e Hansen que estão a ser testados fazem uso dos índices bolsistas de cada mercado como variáveis endógenas. Em cada teste são utilizados dois índices bolsistas e é assim investigada a relação de cointegração entre os países a que se referem os mesmos.

Nas três tabelas a hipótese nula postula a ausência de cointegração na presença de mudança de nível com tendência, mudanças de nível e mudança de regime testada contra a hipótese alternativa de cointegração.

Tabela 8 - Testes de GH (Gregory-Hansen, 1996) – cointegração com quebra estrutural (mudança de nível com tendência (C/T)) para os índices bolsistas

Mercados Séries		Data	Estatística t	
Áustria	Bélgica	06-05-2004	-3,167	
Áustria	Finlândia	29-01-1999	-2,994	
Áustria	França	06-05-2004	-3,184	
Áustria	Grécia	30-04-1998	-2,956	
Áustria	Irlanda	12-01-2005	-3,798	
Áustria	Itália	16-04-1998	-3,750	
Áustria	Espanha	06-05-2004	-3,161	
Áustria	Portugal	06-05-2004	-2,962	
Bélgica	Finlândia	27-07-1999	-3,981	
Bélgica	França	20-07-1999	-3,886	
Bélgica	Grécia	23-03-1999	-3,086	
Bélgica	Irlanda	17-07-2008	-5,642	**
Bélgica	Itália	20-07-1999	-4,083	
Bélgica	Espanha	05-12-2011	-3,760	
Bélgica	Portugal	17-04-2013	-3,209	
Finlândia	França	27-07-1999	-4,599	
Finlândia	Grécia	25-08-2003	-3,81	
Finlândia	Irlanda	27-07-1999	-3,258	
Finlândia	Itália	25-08-2003	-3,852	
Finlândia	Espanha	27-07-1999	-3,346	
Finlândia	Portugal	27-07-1999	-3,150	
França	Grécia	13-06-2013	-3,698	
França	Irlanda	27-09-2007	-3,031	
França	Itália	15-05-2002	-4,092	
França	Espanha	11-10-2002	-3,199	
França	Portugal	12-06-2013	-2,961	
Grécia	Irlanda	14-06-2013	-2,690	
Grécia	Itália	19-11-2007	-4,096	
Grécia	Espanha	12-02-1999	-4,708	
Grécia	Portugal	26-03-1999	-4,937	
Irlanda	Itália	02-05-2008	-3,245	
Irlanda	Espanha	04-10-2011	-3,502	
Irlanda	Portugal	17-04-2013	-2,706	
Itália	Espanha	24-08-2006	-4,263	
Itália	Portugal	17-09-2007	-3,952	
Espanha	Portugal	17-05-2013	-4,187	

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: WinRats). Período: 01/01/1993 a 31/01/2017.

Notas: ** significativo ao nível de 1%. * significativo ao nível de 5%. Valores críticos de Gregory-Hansen (1996): -5,450 (1%), -4,990 (5%). Analisado o tipo de quebra com mudança de nível com tendência (C/T), utilizando 6 lags. H_0 : os índices bolsistas dos Mercados não estão cointegrados. Datas calculadas endogenamente.

Os resultados presentes na Tabela 8 tornam claro a ausência de cointegração entre as trinta e seis relações possíveis dos nove índices bolsistas representativos de cada um dos mercados em estudo. Apenas existe cointegração entre uma relação: Bélgica e a Irlanda.

Tabela 9 - Testes de GH (Gregory-Hansen, 1996) – cointegração com quebra estrutural (mudança de nível (C)) para os índices bolsistas

Mercados Séries		Data	Estatística t
Áustria	Bélgica	27-05-2013	-1,972
Áustria	Finlândia	26-08-1998	-2,697
Áustria	França	06-05-2004	-1,921
Áustria	Grécia	06-05-2004	-2,716
Áustria	Irlanda	06-05-2004	-2,301
Áustria	Itália	13-07-2005	-2,224
Áustria	Espanha	21-07-1997	-2,539
Áustria	Portugal	06-05-2004	-2,605
Bélgica	Finlândia	29-01-1999	-2,659
Bélgica	França	08-02-1999	-3,000
Bélgica	Grécia	11-10-2012	-2,702
Bélgica	Irlanda	08-06-2009	-4,719 *
Bélgica	Itália	17-01-2012	-3,003
Bélgica	Espanha	29-04-2013	-3,152
Bélgica	Portugal	17-04-2013	-3,144
Finlândia	França	06-02-2013	-3,637
Finlândia	Grécia	23-06-2010	-3,347
Finlândia	Irlanda	08-02-1999	-2,855
Finlândia	Itália	01-09-2008	-3,675
Finlândia	Espanha	08-01-2004	-3,153
Finlândia	Portugal	27-07-1999	-3,079
França	Grécia	07-03-2011	-3,011
França	Irlanda	17-01-2008	-3,086
França	Itália	30-06-2010	-3,260
França	Espanha	01-05-2013	-2,650
França	Portugal	12-06-2013	-2,841
Grécia	Irlanda	14-06-2013	-2,732
Grécia	Itália	13-06-2013	-3,967
Grécia	Espanha	16-01-2006	-2,985
Grécia	Portugal	29-04-2010	-3,522
Irlanda	Itália	22-04-2013	-3,043
Irlanda	Espanha	08-12-2005	-2,986
Irlanda	Portugal	17-04-2013	-2,570
Itália	Espanha	24-08-2006	-4,093
Itália	Portugal	13-01-1999	-2,796
Espanha	Portugal	17-05-2013	-3,143

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: WinRats). Período: 01/01/1993 a 31/01/2017. Notas: ** significativo ao nível de 1%. * significativo ao nível de 5%. Valores críticos de Gregory-Hansen (1996): -5,130 (1%), -4,610 (5%). Analisado o tipo de quebra com mudança de nível (C), utilizando 6 lags. H_0 : os índices bolsistas dos Mercados não estão cointegrados. Datas calculadas endogenamente.

No que respeita à Tabela 9, os resultados apresentados são semelhantes aos da Tabela anterior. Não existe cointegração em nenhuma das relações testadas, à exceção de um caso: novamente entre a Bélgica e a Irlanda verifica-se a existência de cointegração.

Tabela 10 - Testes de GH (Gregory-Hansen, 1996) – cointegração com quebra estrutural (mudança de regime (C/S)) para os índices bolsistas

Mercados Séries		Data	Estatística t	
Áustria	Bélgica	15-03-2005	-4,704	
Áustria	Finlândia	12-04-2001	-4,072	
Áustria	França	15-03-2005	-4,735	
Áustria	Grécia	24-02-2000	-3,919	
Áustria	Irlanda	14-02-2005	-4,566	
Áustria	Itália	01-10-2001	-4,207	
Áustria	Espanha	16-04-2004	-3,860	
Áustria	Portugal	28-02-2001	-3,652	
Bélgica	Finlândia	27-07-1999	-3,816	
Bélgica	França	20-07-1999	-3,750	
Bélgica	Grécia	22-07-2010	-2,950	
Bélgica	Irlanda	07-08-2007	-6,360	
Bélgica	Itália	28-12-1999	-4,220	
Bélgica	Espanha	22-08-2007	-4,695	
Bélgica	Portugal	23-10-2008	-4,083	
Finlândia	França	24-08-2000	-5,587	**
Finlândia	Grécia	02-02-2005	-4,013	
Finlândia	Irlanda	12-04-2001	-3,584	
Finlândia	Itália	30-11-2000	-4,286	
Finlândia	Espanha	23-04-2001	-3,414	
Finlândia	Portugal	12-04-2001	-3,319	
França	Grécia	29-12-2009	-3,855	
França	Irlanda	26-07-2001	-3,631	
França	Itália	02-11-2004	-5,079	*
França	Espanha	08-08-2006	-3,526	
França	Portugal	24-10-2008	-3,429	
Grécia	Irlanda	03-12-2007	-3,341	
Grécia	Itália	19-11-2007	-4,412	
Grécia	Espanha	28-12-1998	-4,810	
Grécia	Portugal	18-01-1999	-5,418	*
Irlanda	Itália	17-07-2008	-4,874	
Irlanda	Espanha	01-10-2007	-5,786	**
Irlanda	Portugal	03-12-2007	-4,547	
Itália	Espanha	31-10-2006	-4,479	
Itália	Portugal	22-03-2007	-4,022	
Espanha	Portugal	18-03-2009	-5,077	*

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: WinRats). Período: 01/01/1993 a 31/01/2017.

Notas: ** significativo ao nível de 1%. * significativo ao nível de 5%. Valores críticos de Gregory-Hansen (1996): -5,450 (1%), -4,990 (5%). Analisado o tipo de quebra com mudança de regime (C/S), utilizando 6 lags.

H₀: os índices bolsistas dos Mercados não estão cointegrados. Datas calculadas endogenamente.

Por fim, a Tabela 10, fornece informação que comprova a existência de cointegração em cinco das trinta e seis relações exequíveis entre os índices bolsistas dos países que estão a ser investigados. As relações que são cointegradas, anteriormente referidas, são: Finlândia/ França;

França/Itália; Grécia/Portugal; Irlanda/Espanha e Espanha/Portugal. Todas as outras relações apontam para a ausência de cointegração.

Estes resultados podem derivar de um problema de especificação do modelo, já que o teste de Gregory e Hansen é uniequacional e obriga que as variáveis endógenas e exógenas sejam previamente definidas.

Os gráficos apresentados nas Figuras 3, 4 e 5 apontam para a existência de quebras estruturais acentuadas na totalidade dos mercados investigados. De todos os gráficos obtidos, são apresentados aqueles que fornecem maior destaque ao período 2007-2011. Este período engloba o período de ocorrência da crise de 2008. Estes gráficos, que contêm a data de quebra de estrutura no período afeto à crise, correspondem à minoria dos gráficos obtidos. Tal acontece porque, na realidade, as datas das quebras não aparentam estar relacionadas com a data da ocorrência da crise, como veremos de seguida.

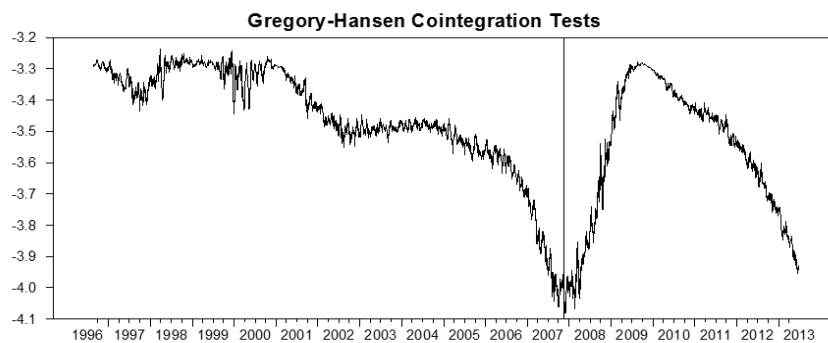
Em suma, as quebras estruturais obtidas através do teste Gregory-Hansen para os três modelos testados não correspondem ao que seria de esperar. As quebras de estrutura em nenhum dos modelos apresentam um número significativo para o ano da crise (2008), nem para os anos anteriores ou seguintes.

Relativamente à Tabela 8, modelo de mudança de nível com tendência (C/T), são observadas onze quebras estruturais no ano de 1999, enquanto que os anos restantes ostentam um número idêntico de quebras estruturais a variar entre uma e seis quebras.

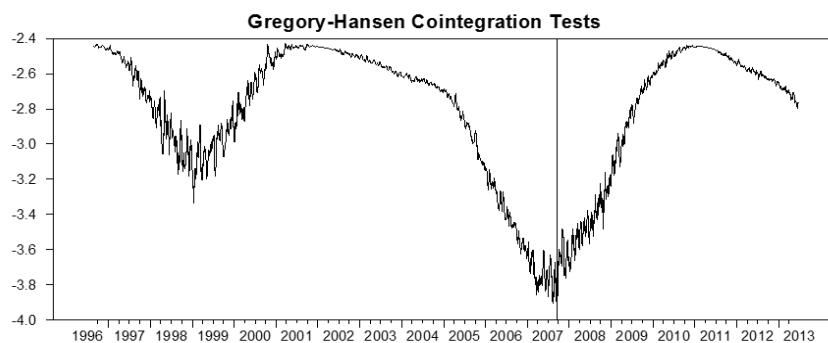
Na Tabela 9, modelo com mudança de nível (C), registaram-se onze quebras estruturais no ano de 2013 e todos os outros anos apresentaram um número de quebras semelhante, a variar entre uma e cinco quebras.

Por fim, na Tabela 10, modelo com mudança de regime (C/S), ambos os anos 2001 e 2007 apresentaram o mesmo número de quebras estruturais (sete). Os restantes anos exibiram um número de quebras pouco variável entre uma e quatro quebras.

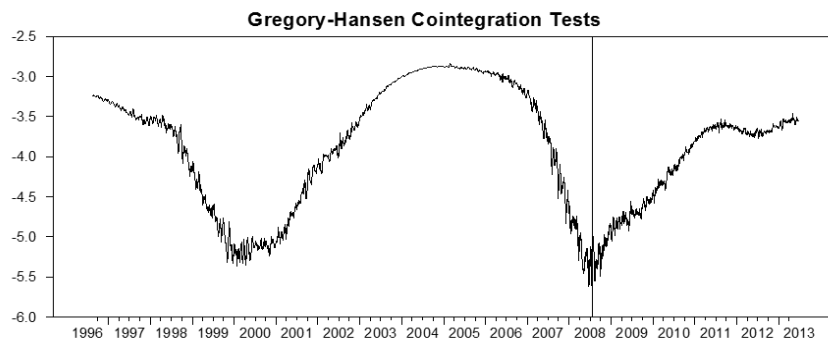
Figura 3 - Testes de cointegração de Gregory-Hansen (1996) com uma quebra estrutural. Modelo de mudança de nível com tendência (C/T), no período 01/01/1993 a 31/01/2017.



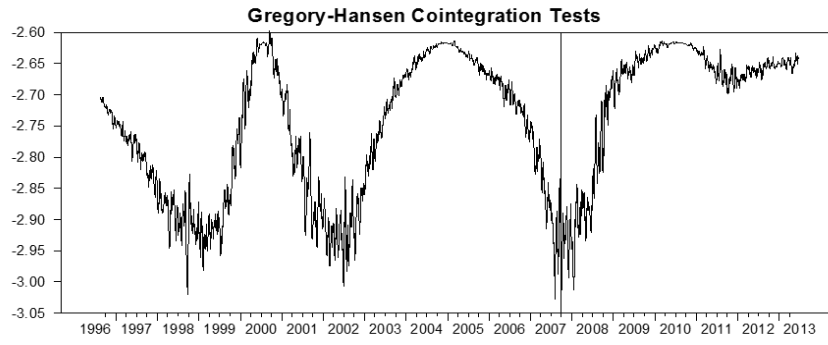
Grécia e Itália



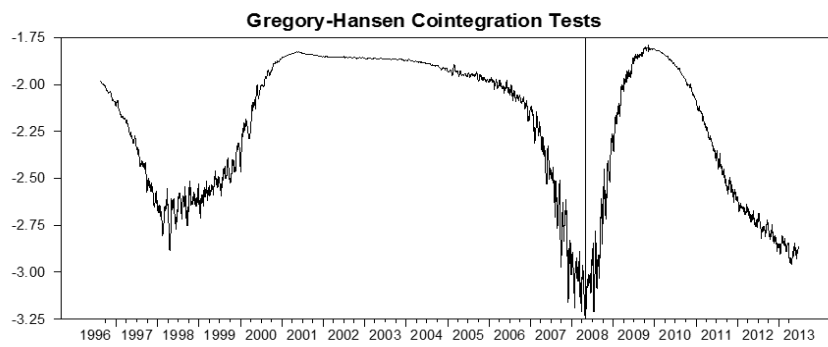
Itália e Portugal



Bélgica e Irlanda

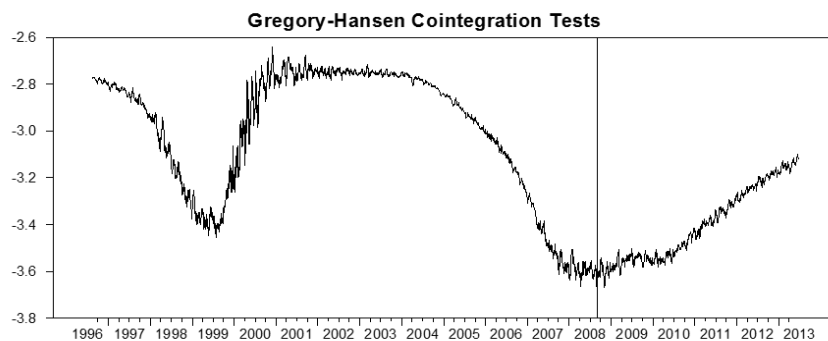


França e Irlanda

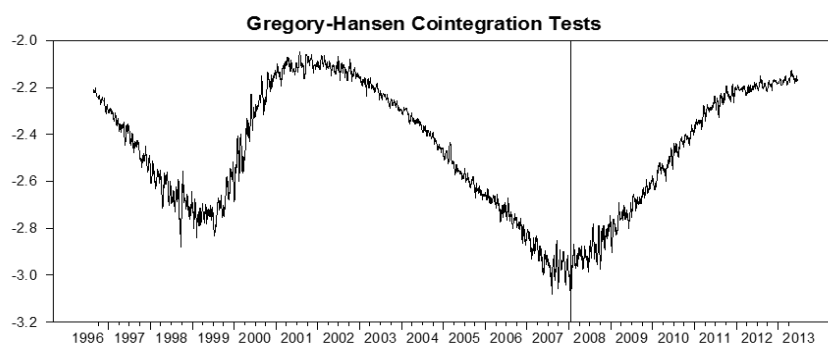


Irlanda e Itália

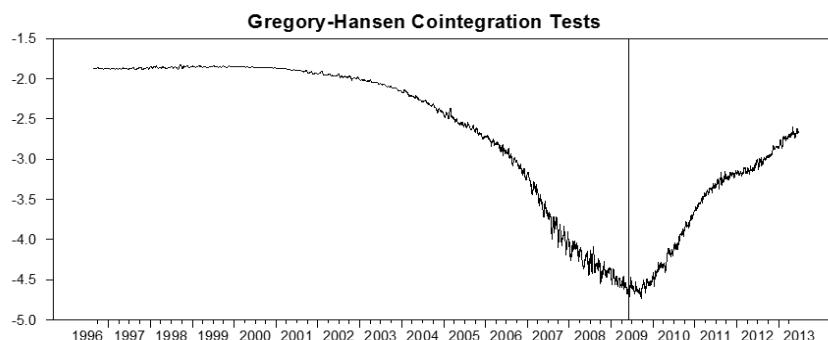
Figura 4 - Testes de cointegração de Gregory-Hansen (1996) com uma quebra estrutural. Modelo de mudança de nível (C), no período 01/01/1993 a 31/01/2017.



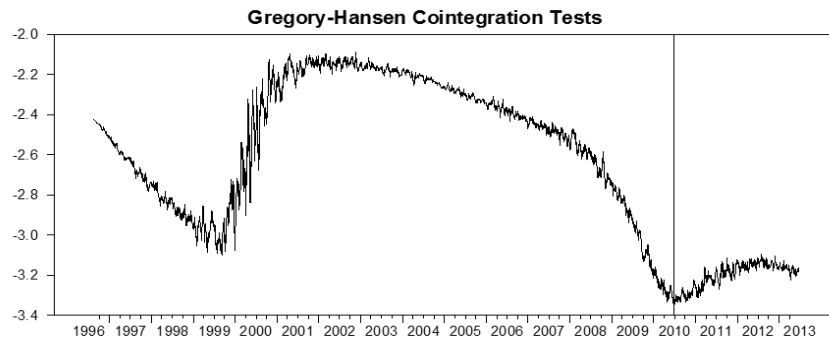
Finlândia e Itália



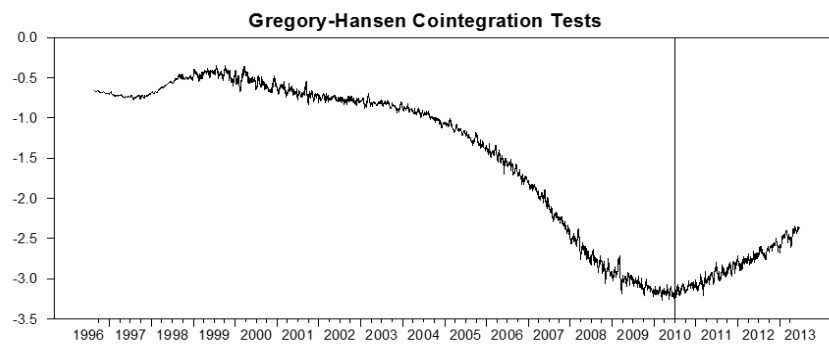
França e Irlanda



Bélgica e Irlanda

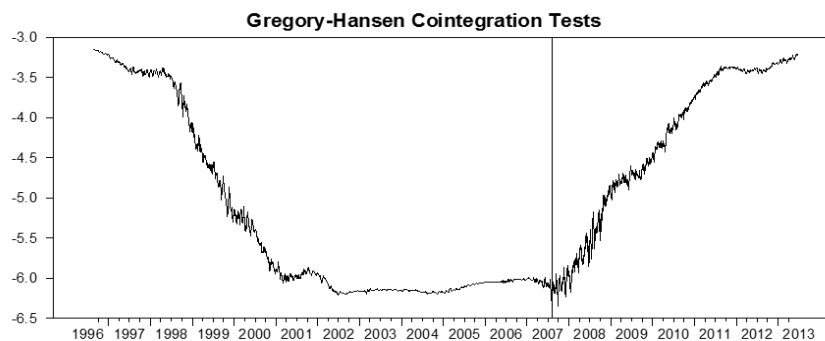


Finlândia e Grécia

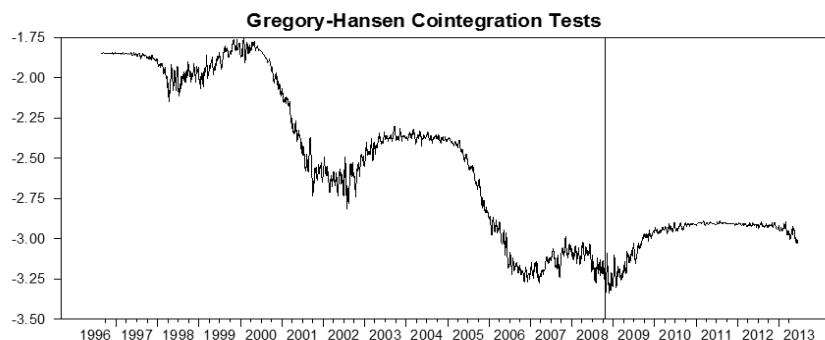


França e Itália

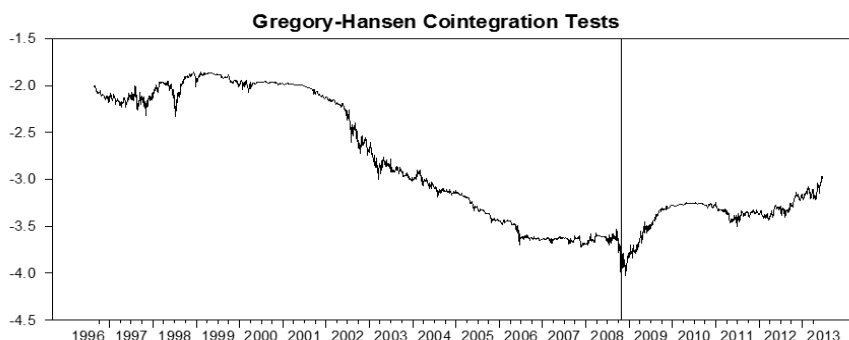
Figura 5 - Testes de cointegração de Gregory-Hansen (1996) com uma quebra estrutural. Modelo de mudança de regime (C/S), no período 01/01/1993 a 31/01/2017.



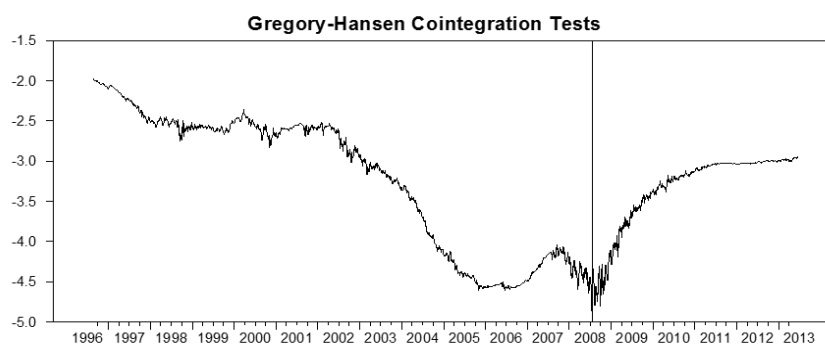
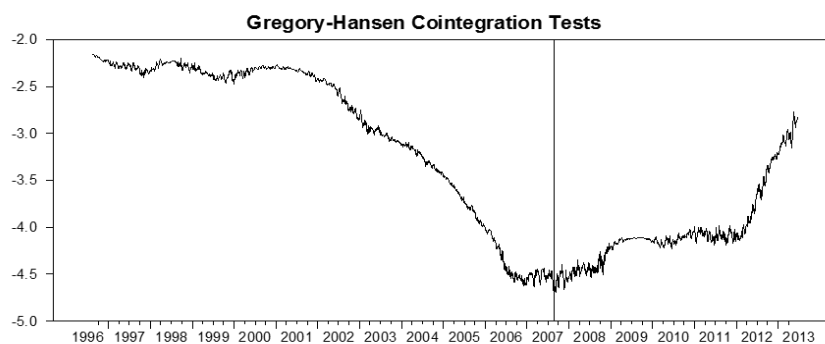
Bélgica e Irlanda



França e Portugal



Bélgica e Portugal

**Irlanda e Itália****Bélgica e Espanha**

4.3.2 Cointegração de Johansen

Depois de analisar os resultados do teste de cointegração de Gregory-Hansen, que detinham o objetivo de dividir os efeitos antes e após a quebra de estrutura (que se pensava inicialmente) ser provocada pela crise em 2008, é agora abordada nesta secção a metodologia de Johansen (1990, 1991). Ao fazer uso desta metodologia pretende-se testar a hipótese de cointegração e estimar um vector cointegrante, para cada par de variáveis ou mercados.

O teste em questão, desenvolvido por Johansen e Juselius (1990) permite verificar a existência de equilíbrio ou de alguma relação entre os índices de preços bolsistas no longo prazo. Apresenta também algumas vantagens em relação aos testes de Engle e Granger, descrito no capítulo 3. Apesar dos testes de Engle e Grange apenas permitirem verificar se as variáveis são cointegradas ou não, esta metodologia possibilita determinar o número de vetores de cointegração existentes entre as variáveis. A acrescentar a isto, os testes de Johansen não estabelecem a definição *à priori* de uma única variável endógena. Estes testes são baseados em

um modelo VAR, no qual as variáveis do sistema são, caso geral, todas endógenas. Podem, contudo, existir variáveis exógenas puras. No presente estudo, a quebra estrutural obtida em cada mercado não foi utilizada como referência, como já foi apontado anteriormente, para dividir a amostra em duas: a) a amostra que denota o período pré-crise (1993-2008) e b) a amostra que abrange o período pós-crise (2008-2014). Esta divisão foi efetuada com base no ano em que se verificou a crise, com o objetivo de continuar a averiguar se esta desempenhou algum papel nas relações que os mercados estabelecem entre si ou não.

A Tabela 11 apresenta os resultados dos testes de cointegração de Johansen entre os trinta e seis pares de mercados sustentados pelos índices de preços bolsistas dos nove países em análise.

Para o período pré-crise e pós-crise consideram-se modelos VAR autónomos e obtêm-se o número ótimo de defasamentos para cada especificação recorrendo-se a um teste de Portmanteau. O critério de informação bayesiano de Schwarz (SBC) permitiu determinar para a totalidade dos modelos a especificação da componente determinística (lag). Na sua maioria, os modelos foram estimados com um número de *lags* a variar entre um e três.

Conjectura-se, para este estudo, que os índices bolsistas de cada relação de mercados (trinta e seis relações) interajam entre si ao longo do tempo.

Tabela 11 - Testes de cointegração de Johansen (1988, 1991) com amostras separadas em Pré-Crise e Pós Crise: índices bolsistas

Mercados		H ₀	Pré- crise		Pós- crise	
Séries	Traço		VPM _{max}	Traço	VPM _{max}	
Áustria	Bélgica	$r=0$	-	-	18,495 *	15,571
Áustria	Finlândia	$r=0$	-	-	-	-
Áustria	França	$r=0$	-	-	-	-
Áustria	Grécia	$r=0$	-	-	22,014 *	16,243 *
Áustria	Irlanda	$r=0$	-	-	20,172 *	16,722
Áustria	Itália	$r=0$	-	-	-	-
Áustria	Espanha	$r=0$	-	-	-	-
Áustria	Portugal	$r=0$	-	-	18,589 *	10,431
Bélgica	Finlândia	$r=0$	-	-	19,900 *	13,066
Bélgica	França	$r=0$	-	-	20,928 *	14,352
Bélgica	Grécia	$r=0$	12,125	12,037 *	22,737 *	16,697 *
Bélgica	Irlanda	$r=0$	26,243 *	22,827 *	21,604 *	13,265
Bélgica	Itália	$r=0$	-	-	21,644 *	13,339
Bélgica	Espanha	$r=0$	-	-	19,962 *	13,325
Bélgica	Portugal	$r=0$	-	-	19,635 *	13,335
Finlândia	França	$r=0$	-	-	21,048 *	14,200
Finlândia	Grécia	$r=0$	31,350 *	27,008 *	20,426 *	16,557 *
Finlândia	Irlanda	$r=0$	-	-	-	-
Finlândia	Itália	$r=0$	-	-	19,390 *	10,467
Finlândia	Espanha	$r=0$	-	-	19,070 *	10,151
Finlândia	Portugal	$r=0$	-	-	-	-
França	Grécia	$r=0$	17,611 *	14,985 *	22,384 *	17,510 *
França	Irlanda	$r=0$	-	-	21,931 *	13,963
França	Itália	$r=0$	11,454	11,429 *	35,784 *	25,765 *
França	Espanha	$r=0$	-	-	25,909 *	18,335 *
França	Portugal	$r=0$	-	-	22,499 *	15,128
Grécia	Irlanda	$r=0$	11,710	11,362 *	12,432 *	11,318 *
Grécia	Itália	$r=0$	-	-	21,241 *	17,236 *
Grécia	Espanha	$r=0$	-	-	22,570 *	12,221
Grécia	Portugal	$r=0$	-	-	13,492 *	13,041 *
Irlanda	Itália	$r=0$	-	-	19,969 *	11,030
Irlanda	Espanha	$r=0$	13,421 *	12,227 *	21,015 *	12,324
Irlanda	Portugal	$r=0$	-	-	-	-
Itália	Espanha	$r=0$	-	-	23,196 *	16,618 *
Itália	Portugal	$r=0$	-	-	-	-
Espanha	Portugal	$r=0$	19,657 *	18,324 *	-	-

Fonte: Dados trabalhados pelo autor (software: Eviews). Período pré- crise: 01/01/1993 a 29/09/2008., período pós- crise: 30/09/2008 a 31/01/2017

Notas: ** significativo ao nível de 1%. * significativo ao nível de 5%. MacKinnon-Haug-Michelis (1999) *p-values*. Teste realizado com índices bolsistas. O número ótimo de desfasamentos em cada especificação foi obtido automaticamente pelo teste.

Uma vez que neste estudo estamos perante testes de cointegração bivariados, é adoptado um procedimento que considera matrizes Π de segunda ordem, o que implica que $r \leq 2$.

O teste que aqui se apresenta contempla duas hipóteses nulas significativas: $r = 0$ e $r \leq 1$. Estamos perante relações de cointegração quando existe um vetor cointegrante que liga as duas

variáveis endógenas do sistema à medida que o tempo passa. Na prática, isto acontece quando se rejeita $H_0: r = 0$ e não se rejeita $H_0: r \leq 1$. No nosso caso, foram utilizados os testes do traço e do valor próprio máximo (VP Max) e considerou-se que * e ** significam que as relações de cointegração são identificadas através de uma significância estatística de 5% e 1%, respetivamente. O uso do sinal, -, na Tabela denota a ausência de relações de cointegração.

Com base na Tabela 11, observa-se que durante o período pré-crise, a maioria dos pares de mercados submetidos ao teste não apresentam relações de cointegração, ou seja, $H_0: r = 0$ é rejeitada, enquanto que $H_0: r \leq 1$ não. Contudo, neste mesmo período existem oito relações de mercados em que se verifica o contrário. França/Grécia, Grécia/Irlanda, Espanha/Portugal, Finlândia/Grécia, Irlanda/Espanha, Bélgica/Grécia, França/Itália e Bélgica/Irlanda estabelecem relações de cointegração entre si. Neste caso, a hipótese nula $r = 0$ é rejeitada ao nível de significância de 5% no teste do traço para os seguintes pares de mercados: Bélgica/Irlanda, Finlândia/Grécia, França/Grécia, Irlanda/Espanha e Espanha/Portugal. No teste do valor próprio máximo, a mesma hipótese rejeita-se a 5% para: Bélgica/Grécia, Bélgica/Irlanda, Finlândia/Grécia, França/Grécia, França/Itália, Grécia/Irlanda, Irlanda/Espanha e Espanha/Portugal.

Relativamente ao período pós-crise, observa-se que vinte e sete dos testes realizados rejeitam $H_0: r = 0$ e não rejeitam $H_0: r \leq 1$. Isto é, a grande parte dos pares de mercados neste período são detentores de relações de cointegração. Espanha/Portugal, Áustria/Finlândia, Itália/Portugal, Áustria/França, Finlândia/Irlanda, Irlanda/Portugal, Áustria/Itália, Finlândia/Portugal e Áustria/Espanha são as únicas relações de países que demonstraram estar isentas de relações de cointegração. Neste caso, a hipótese nula $r = 0$ é rejeitada ao nível de significância de 5% no teste do traço em todos os casos. No teste do valor próprio máximo só é rejeitada ao nível de significância de 5% para dez pares de mercados: Áustria/Grécia, Bélgica/Grécia, Finlândia/Grécia, França/Grécia, França/Itália, França/Espanha, Grécia/Irlanda, Grécia/Itália, Grécia/Portugal e Itália/Espanha.

CAPÍTULO 5

Conclusões, Recomendações, Limitações e Investigação Futura

5.1 Principais Resultados e Limitações da Aplicação

O capítulo de encerramento da presente dissertação traduz uma síntese das conclusões obtidas nos capítulos anteriores.

Este estudo teve como objetivo analisar em que medida era o mercado bolsista integrado para os mercados da zona euro. Para o efeito, aplicaram-se variados testes a nove índices bolsistas representativos dos seguintes mercados: Portugal, Espanha, França, Itália, Irlanda, Grécia, Finlândia, Bélgica e Áustria.

Neste estudo elegemos a utilização de dados objetivos e que permitissem uma parametrização simples. Uma vantagem da utilização deste tipo de dados reside no facto de não apresentarem tão grande polémica e não serem sujeitos a condicionalismos por parte da disponibilidade de dados e de quem se encontra a realizar a investigação. Deste modo, todos os dados que se utilizaram para o presente estudo dizem respeito a séries temporais diárias dos índices bolsistas divulgadas por entidades legais ou organismos conceituados, como por exemplo a base de dados *Datastream* publicada pela *Thomson Reuters*. A informação presente nas referidas séries apresenta um elevado potencial e possibilita resultados consistentes obtidos por modelos especificamente direcionados para apreender os efeitos que esta análise acarreta, expurgando assim todos os outros efeitos conjuntos que podem levar a resultados erróneos. Os resultados erróneos surgem frequentemente sempre que em uma análise não é possível efetuar o isolamento dos efeitos específicos de um dado fator, sendo atribuído ocasionalmente a outro ou outros os efeitos que eram direcionados para o fator não identificado ou isolado convenientemente. Nesta investigação, foi identificado um efeito conjunto e por isso selecionou-se a metodologia apresentada no terceiro capítulo, que expurga os resultados de todo o género de subjetividade.

Iniciámos esta investigação com o propósito de decifrar a questão dos mercados bolsistas se encontrarem cointegrados entre si e de serem afetados ou não pela crise que se fez sentir no ano 2008.

Ao longo do capítulo 3 foram ensaiadas diferentes metodologias com diferentes pressupostos. Testou-se a existência de raízes unitárias e conseqüente ausência de estacionaridade nas séries temporais, a presença de quebras estruturais e de relações de cointegração. Duas ou mais variáveis declararam-se cointegradas quando combinações lineares de séries não estacionárias são estacionárias. Conceptualmente, indica que as diferenças entre as séries temporais

apresentam uma média e uma variância que são constantes, o que significa que as séries caminham juntas ao longo do tempo, ou seja, têm uma tendência estocástica comum. Para efetuarmos a análise de cointegração foi necessário previamente verificar se as séries cronológicas eram estacionárias ou apresentavam a mesma ordem de integração. Para tal efetuou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), cujos resultados se apresentaram no capítulo 4.

Finalizados e interpretados estes testes e para identificar o número de relações de cointegração que existia entre cada conjunto de séries surgiram o teste de cointegração de Johansen e o teste de cointegração na presença de quebras estruturais de Gregory-Hansen. Como já foi mencionado, um conjunto de séries são cointegradas se partilham uma mesma tendência estocástica. É esta tendência que se pretendia testar para os trinta e seis pares de mercados detentores da combinação de dois índices bolsistas, cada. As relações de cointegração fornecem-nos o equilíbrio de longo prazo dos índices de preços bolsistas, ou seja, os valores para os quais os índices convergem no longo prazo.

No capítulo anterior encontram-se descritos e caracterizados os “elementos” fundamentais utilizados neste estudo: os índices de preços bolsistas. A totalidade dos índices bolsistas que se utilizaram nesta investigação referem-se a índices relativos nos quais a base 100 diz respeito à primeira observação da série dentro do período no qual se insere a amostra.

Os testes de Jarque-Bera (1987) rejeitam, para todos os mercados em análise, a hipótese nula de distribuição gaussiana, verificando-se a ocorrência de *fat tails* nas distribuições das séries com um nível de significância inferior a 1%.

Seguidamente, procedeu-se à verificação da existência de raízes unitárias. De modo similar, pode referir-se que se investigou a presença de não estacionaridade nas séries temporais. Em caso afirmativo, a utilização dos métodos de estimação usuais pode induzir à obtenção de resultados espúrios se os índices bolsistas forem cointegrados. Foi esse o comportamento que adotámos. Assim sendo, se existirem raízes unitárias, deve testar-se se as variáveis se encontram ou não cointegradas.

Os resultados dos testes ADF em níveis apontam para a não estacionaridade de todos os mercados financeiros presentes neste estudo. O mesmo teste, em primeiras diferenças, apresenta resultados que comprovam que a hipótese nula de existência de uma raiz unitária é rejeitada.

No que se refere ao teste KPSS em níveis, a hipótese nula de não estacionaridade não se rejeita para nenhum dos nove índices bolsistas afetos a esta análise. Aplicando depois o presente teste a primeiras diferenças, os resultados obtidos são os opostos aos anteriores.

Para determinar se duas ou mais séries temporais são cointegradas, as duas séries devem ser não estacionárias de ordem $I(1)$ e é necessário que exista pelo menos uma combinação linear das séries temporais que torne o resíduo da regressão entre elas estacionário. Observando que ambas as hipóteses se encontram satisfeitas, poder-se-á afirmar que existe uma relação de cointegração nas séries temporais envolvidas.

Em caso afirmativo, podem ser estabelecidas relações de causalidade entre elas, em situação de endogeneidade simples ou múltipla. Posto isto, torna-se necessário proceder à especificação de um modelo uniequacional ou multiequacional. Previamente, deve atentar-se à existência de quebras estruturais nos dados e a mesma não pode ser confundida com a questão da não estacionaridade em si mesma, o que se verifica regularmente.

Dos inúmeros testes de não estacionaridade na presença de quebras estruturais que já foram estudados e que são parte integrante da literatura existente, nesta dissertação foi utilizado o teste de Zivot-Andrews. O teste de ZA permite a deteção endógena de uma quebra em uma série não estacionária. Uma vez que o objetivo é responder à pergunta de investigação “A crise originou alguma quebra estrutural perturbadora do equilíbrio das relações cointegrantes?”, este teste de apenas uma quebra é suficiente. Contudo, é possível a existência de variadas quebras na mesma série. Os resultados reportados no capítulo 4 sugerem que este teste registou a existência de quebras estruturais em todas as séries que se encontravam em análise e a hipótese nula de existência de raiz unitária não foi rejeitada para nenhum dos índices bolsistas considerados. É então clara a existência de não estacionaridade nos índices de preços bolsistas. As datas das quebras reportadas verificam-se entre Dezembro de 1996 e Maio de 2008, sendo que 2007 e 2008 são os anos que apresentam um registo superior de quebras de estrutura.

O teste de Gregory-Hansen (1996) analisa as quebras estruturais. Os autores sugerem testes de cointegração que contêm uma única quebra endógena para uma relação de cointegração subjacente. A hipótese nula postula, para estes testes, ausência de cointegração com quebras estruturais contra a alternativa de cointegração com uma quebra estrutural. A metodologia de Gregory - Hansen postulou três modelos com base em suposições alternativas acerca de quebras estruturais: modelo de mudança de nível (C), modelo de mudança de nível com tendência (C/T) e modelo de mudança de regime (C/S).

Os resultados do modelo (C/T) exibem ausência de cointegração entre as trinta e seis relações possíveis dos nove índices bolsistas representativos de cada um dos mercados em estudo. Bélgica e a Irlanda é o único par de mercados que contraria os resultados obtidos.

No que respeita aos resultados do modelo (C), não é rejeitada a hipótese H_0 em nenhuma das relações testadas, à exceção do par Bélgica/Irlanda no qual se verifica uma relação cointegrante.

Por último, o modelo (C/S) denota a existência de cointegração em cinco das trinta e seis relações exequíveis entre os índices bolsistas dos países que estão a ser investigados. Os pares de mercados que apresentam relações de cointegração são: Finlândia/França; França/ Itália; Grécia/Portugal; Irlanda/Espanha e Espanha/Portugal. Todas as outras relações apontam para a ausência de cointegração.

Em suma, nosso caso, a maior parte dos testes aplicados comprovou a ausência de cointegração para os pares de mercados em estudo.

Este teste permite a estimação endógena da data da quebra mas contém duas desvantagens: a equação a estimar não apresenta termos dinâmicos e é definida *à priori* apenas uma variável endógena apesar de poder coexistir uma endogeneidade múltipla. Verificadas estas condições, os testes GH são considerados pouco consistentes e é possível que forneçam resultados pouco fiáveis e sem robustez.

Para fazer face a esta questão, foi especificado um modelo vetorial dinâmico do tipo VAR/VEC com amostras separadas. As amostras foram separadas com base na data de ocorrência da crise (2008) com o intuito de aferir se a mesma era causadora de alguma mudança nos resultados obtidos: período pré-crise e período pós-crise. Este tipo de modelos vetoriais aplicam-se sempre que os testes de Johansen atestem que existe cointegração. Isto é, no presente estudo podemos utilizar os referidos modelos se nos sistemas que testámos se verificar que existe um único vetor cointegrante. Isto apenas é possível se num sistema de duas variáveis endógenas a característica da matriz de informação de longo prazo for igual a um.

Os resultados obtidos evidenciam que durante o período pré-crise, a maioria dos pares de mercados submetidos ao teste não apresentam relações de cointegração. França/Grécia, Grécia/Irlanda, Espanha/Portugal, Finlândia/Grécia, Irlanda/Espanha, Bélgica/Grécia, França/Itália e Bélgica/Irlanda são os pares de mercados que estabelecem relações de cointegração entre si.

No que respeita aos resultados do período pós-crise, observa-se que vinte e sete dos pares de mercados são detentores de relações de cointegração. Espanha/Portugal, Áustria/Finlândia, Itália/Portugal, Áustria/França, Finlândia/Irlanda, Irlanda/Portugal, Áustria/Itália, Finlândia/Portugal e Áustria/Espanha são os únicos pares de países que demonstraram estar isentos de relações de cointegração.

Em suma, na primeira amostra (pré-crise:1993-2008) são reveladas reduzidas relações de cointegração e na amostra seguinte (pós-crise: 2008-2017) observa-se o contrário. As relações de cointegração aumentam após a ocorrência da crise.

O período total considerado na elaboração da presente dissertação, sobre o qual incidiu a grande maioria dos testes realizados e a partir do qual foram construídos os modelos de hipóteses, compreende aproximadamente vinte e cinco anos de história das economias e dos mercados, onde se incluí a grave crise económica que assolou o mundo a partir de 2007. Encontra-se ainda incluída neste período a explosão da bolha tecnológica que pode ser responsável por determinados comportamentos.

Assim, a possibilidade de existirem quebras estruturais nos dados é elevada o que poderá influenciar alguns dos resultados aqui obtidos.

5.2 Síntese dos Principais Contributos da Investigação

Concluídos os testes e as respetivas análises, estão agora reunidas todas as condições para dar resposta às questões de investigação formuladas no capítulo I: Estão ou não os nove índices bolsistas dos Mercados integrados?; A crise originou alguma quebra estrutural perturbadora do equilíbrio das relações cointegrantes?.

Os índices de preços bolsistas em estudo não se encontram todos integrados. As seguintes relações são exemplo disso: Áustria/Finlândia, Áustria/França, Áustria/Itália, Áustria/Espanha, Finlândia/Irlanda, Finlândia/Portugal, Irlanda/Portugal, Itália/Portugal e Espanha/Portugal. Os índices bolsistas de todos os pares de mercados anteriormente apontados não estabelecem qualquer relação de cointegração no período antes ou após a crise. Existem relações de índices que só são cointegrados no período antes da crise (por exemplo, Espanha e Portugal), pares de índices que apenas estabelecem relações de cointegração no período após a crise (por exemplo, Itália e Espanha) e ainda outros que apresentam fortes indícios de cointegração na totalidade do período em estudo (por exemplo, França/Itália e Grécia/Irlanda).

Em suma, à exceção da relação entre Espanha e Portugal, observou-se um fortalecimento nas relações de cointegração entre os mercados bolsistas no período pós-crise relativamente ao período pré-crise. Pode então afirmar-se que a crise de 2008 provocou efeito nas relações de cointegração dos mercados em estudo.

No que se refere à segunda questão de investigação, é notório que durante o período da crise ocorreram algumas quebras de estrutura e que estas perturbaram de forma muito reduzida o equilíbrio das relações cointegrantes. Contudo, o impacto da crise nas quebras estruturais não foi tão considerável como seria de esperar. Existem anos que contemplam um maior número de quebras, do que os anos afetos ao período de crise, como já foi devidamente exposto na secção 4.3.1. Afirma-se que as quebras estruturais perturbaram de forma pouco significativa o equilíbrio das relações cointegrante porque os pares de mercados que contêm quebras que

datam do período de crise não correspondem aos pares de mercados onde não se verificam relações de cointegração. Existem duas exceções, Irlanda/Portugal e Itália/Portugal são os únicos pares de mercados onde as quebras de estrutura podem ter influenciado o equilíbrio das relações de cointegração. Para estes pares de mercados, a data da quebra estrutural corresponde com a data da crise e ambos não apresentam cointegração. Contudo, não é possível ter a certeza que tal facto se deve à existência de quebras, uma vez que antes da crise estes países também não exibiam relações de cointegração.

5.3 Linha para Futura Investigação

Esta investigação pode ser o passo inicial para muitos outros tipos de estudo ou para expandir o mesmo a outras dimensões. As dimensões apresentadas representam uma amostra muito reduzida das faculdades deste tipo de análises. O número de países testados revela uma parte ínfima de todos os possíveis países que se podem submeter a este teste. Por outro lado, muitos outros tipos de teste podem ser aplicados para efetuar a mesma análise. Seria interessante averiguar quais os acontecimentos económicos e financeiros que podem estar por trás dos valores obtidos nos testes de cointegração para os diferentes mercados. Poderia também introduzir-se neste estudo outras variáveis não utilizadas na presente investigação, como por exemplo, taxas de juro e parâmetros de evolução macroeconómica dos diferentes países. Não há dúvida que existirão muitas outras faculdades que não foram mencionadas. Espera-se que este estudo constitua mais do que um ponto de partida, uma ferramenta útil e necessária a investigações futuras. A apresentação desta dissertação é motivada por esta suposição.

Referências Bibliográficas

- Alves, P., e Ferreira, M. A. 2003. *New approach to financial integration: importance of size*. Working paper, ISCTE Business School , Lisboa.
- Ahrens, W. A., Sharma, V. R. 1997. Trends in natural resource commodity prices: deterministic or stochastic?. *Journal of Environmental Economics and Management*, 33: 59-74.
- Andreou , E., Ghysels, E. 2006. Monitoring disruptions in financial markets. *Journal of Econometrics*, 135(1-2): 77-124.
- Andreou , E., Ghysels, E., Kourtellos, A. 2009. *Should macroeconomic forecasters look at daily financial data?* University of North Carolina, Mimeo.
- Andrews, D. & Zivot, E. 1992. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10 (3): 251-270.
- Babetskii, I., Komarek, L. & Komarkova, Z. 2007. Financial integration of stock markets among new EU member states and the euro area. *Finance a uver – Czech Journal of Economics and Finance*, 57 (7-8): 341-362.
- Baele, L., Ferrando, A., Hordahl, P., Krylova, E., Monnet, C. 2004. *Measuring financial integration in the euro área*. ECB Occasional Paper Series 14, European Central Bank.
- Bai, J., Perron, P. 1996. *Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models*. Manuscript in Preparation, Université de Montréal.
- Bai, J., Lumsdaine, R., Stock, J. 1997. Testing for and dating common breaks in multivariate time series. *Review of Economic Studies*.
- Bai, J. & Perron, P. 1998. Estimating and testing linear models with multiple structural Changes. *Econometrica*, 66: 47-78.
- Bai, J. & P. Perron. 2000. *Multiple structural change models: a simulation analysis*. Unpublished manuscript, Department of Economics, Boston University.
- Bai, J., Perron, P. 2001. *Multiple structural changer models: A simulation analysis*. Manuscript, Boston University.
- Bai, J., Perron, P. 2003a. Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, 18: 1-22.
- Bai, J., Perron, P. 2003b. Critical values for multiple structural change tests. *Econometrics Journal*, 6: 72-78.
- Baker, M., Nagel, S., Wurgler, J. 2007. *The Effect Of Dividends On Consumption*. Brookings Papers on Economic Activity, Economic Studies Program, The Brookings Institution, 38(1): 231-292.

- Banerjee, A., Lumsdaine, R.L., Stock, J.H. 1992. Recursive and sequential tests of the unit root and trend break hypotheses: Theory and international evidence. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10: 271-287.
- Bhargava, A. 1986. On the theory of testing for unit roots in observed time series. *The Review of Economic Studies*, 53 (3): 369-384.
- Ben-David, D., Papell, D.H. 1995. The great wars, the great crash, and steady state growth: some new evidence about an old stylized fact. *Journal of Monetary Economics*, 36: 453-475.
- Ben-David, D., Papell, D. H. 1997. Slowdowns and Meltdowns: Postwar Growth Evidence From 74 Countries. *National Bureau of Economic Research Working Paper*, 6266: 1-20.
- Ben-David, D., Lumsdaine, R.L., Papell, D.H.. 2003. Unit roots, postwar slowdowns and long-run growth: evidence from two structural breaks. *Empirical Economics*, 28: 303-319.
- Bekaert, G., Harvey, C. R. & Lumsdaine, R. L. 2002. Dating the integration of the world equity markets. *Journal of Financial Economics*, 65: 203-247.
- Bekaert, G., Harvey, C. R., Lundblad, C. T., Siegel, S. 2013. The european union, the euro, and equity market integration. *Journal of Financial Economics*, 109: 583-603.
- Berck, P., Roberts, M. 1996. Natural resource prices: will they ever turn up? *Journal of Environmental Economics and Management*, 31: 65-78.
- Blough, S. R. 1992. The relationship between power and level for generic unit root tests in finite samples. *Journal of Applied Econometrics*, 7 (3): 295-308.
- Boubakri, S., Couharde, C., Guillaumin, C. 2012. Assessing the financial integration of central and eastern european countries with the euro area: evidence from panel data cointegration tests. *International Economics*, 131: 105-120.
- Campbell, J. Y., Mankiw, N. G. 1987. Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations. *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 77, 111-117.
- Campbell, J. Y., Mankiw, N. G. 1988. Are output fluctuations transitory?. *Quarterly Journal of Economics*, 102: 875-880.
- Campos, J. F., Ericsson, N. R. & Hendry, D. F. 2005. *General-to-specific modelling: An Overview and Selected Bibliography*. FRB International Finance Discussion Paper no. 838.
- Chan, N. H. 2002. *Time series: applications to finance*. John Wiley & Sons.
- Chou, W. L. 2006. Performance of LM-type unit root tests with trend break: A bootstrap approach. *Economics Letters*, 94: 76-82.
- Christiano, L. J. 1988. *Searching for a Break in GNP*. Working paper no. 416, Federal Reserve Bank of Minneapolis.

- Christiano, L. J. & Eichenbaum, M. 1989. *Unit Roots in Real GNP: Do We Know, and Do We Care?* Discussion Paper no. 18, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Institute for Empirical Macroeconomics.
- Christiano, L. J. 1992. Searching for a break in GNP. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10 (3): 237-250.
- Cochrane, J. H. 1988. How big is the random walk in GNP?. *Journal of Political Economy*, 96: 893-920.
- Cogley, T. 1990. International evidence on the size of the random walk in output. *Journal of Political Economy*, 98: 501-518.
- Curto, J. D. 2013. *Forecasting methods*. Working paper, ISCTE-IUL, Business School.
- Dasgupta, R. 2013. India's integration and dynamic linkages with world emerging economies and the US – opportunities for portfolio diversification. *International Research Journal of Finance and Economics*, (117): 225-245.
- Dasgupta, R. 2016. Integration and dynamic linkages in international stock markets in light of the recent US financial crisis-an introspect. *Journal of Economics and Economic Education Research*, 17(2): 29-55.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. 1979. Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of American Statistical Association*, 74 (366a): 427-481.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49: 1057-1072.
- Dimpfl, T. 2013. A note on cointegration of international stock market indices. *International Review of Financial Analysis*.
- Dufrénot, G. & Mignon, V. 2002. *Recent Developments in Nonlinear Cointegration with Applications to Macroeconomics and Finance*. Dordrecht, NL: Kluwer Academic Publishers.
- Dunis, C., Sermpinis, G. & Karampelias, M. 2013. Stock market linkages among new EMU members and the euro area. Implications for financial integration and portfolio diversification. *Studies in Economics and Finance*, 30 (4): 370-388.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. 1987. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55.
- Evans, G. W. 1989. Output and unemployment dynamics in the United States: 1950-1985. *Journal of Applied Econometrics*, 4: 213-237.
- Ferreira, N., Menezes, R. & Oliveira, M. 2013. Structural breaks and cointegration analysis in the EU developed markets. *International Journal of Latest Trends In Finance & Economic Sciences*, 3(4): 652-661.

- Ferreira, N., Menezes, R. & Bentes, S. 2014. Cointegration and structural breaks in the EU sovereign debt crisis. *International Journal of Latest Trends in Finance & Economic Sciences*, 4(1): 680-690.
- Ferreira, N. & Oliveira, M. 2014. An analysis of equity markets cointegration in the european sovereign debt crisis. *Open Journal of Finance*, 1 (1): 40-48.
- Flandreau, M. & Rivière, C. 1999. La grande “retransformation?” contrôles de capitaux et intégration financière internationale 1880-1996. *Economie Internationale*, 78: 11-58.
- Frijns, B., Tourani-Rad, A. & Indriawan, I. 2012. Political crises and the stock markets integration of emerging markets. *Journal of Banking and Finance*, 36: 644-653.
- Fuller, W. A. 1976. *Introduction to Statistical Time Series*. New York: John Wiley.
- Graham, M., Kiviaho, J. & Nikkinen, J. 2012. Integration of 22 emerging stock markets: a three-dimensional analysis. *Global Finance Journal*, 23: 34-47.
- Granger, C. W. J. 1969. Investigating causal relationships by econometric models and cross spectral methods. *Econometrica*, 37: 425-435.
- Granger, C. W. J. & Newbold, P. 1974. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2 (2): 111-120.
- Gregory, A., Hansen, B. 1996. Practitioners corner: tests for cointegration in models with regime and trend shifts. *Oxford Bulletin of Economics And Statistics*, 58(3): 555-560.
- Hendry, D. F. 1996. On the constancy of time-series econometric equations. *Economic and Social Review*, 27 (5): 401-422.
- Hooy, C.-W. & Goh, K.-L. 2007. The determinants of stock market integration: a panel data investigation proceedings of the 15th annual conference on pacific basin finance. Economics, Accounting and Management, 1-32.
- Johansen, S. 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2-3): 231-254.
- Johansen, S. & Juselius, K. 1990. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2): 169-210.
- Johansen, S. 1991. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian autoregressive models. *Econometrica*, 59 (6): 1551-1580.
- Kalemli-Ozcan, S., Manganelli, S., Papaioannou, E., Peydró, J. L. 2009. Financial integration and risk sharing: the role of monetary union, in: Mackowiak, B., Mongelli, F. P., Noblet, G. & Smets, F. (Eds.), *The euro at ten: lessons and challenges*: 116-155. European Central Bank.

- Karolyi, G. A. & Stultz, R. M. 1996. Why do markets move together? An investigation of US-Japan stock return comovement. *Journal of Finance*, 51: 951-986.
- Kim, H. 2010. *Dynamic causal linkages between the US stock market and the stock markets of the East Asian economies*. Working Paper no. 236, Royal Institute of Technology, CESIS-Centre of Excellence for Science and Innovation Studies.
- Kumar, A. & Lee, C. M. C. 2006. Retail investor sentiment and return comovements. *The Journal of Finance*, 61(5): 2451-2486.
- Kurov, A. 2010. Investor sentiment and the stock market's reaction to monetary policy. *Journal of Banking & Finance*, 34:139-149.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. & Shin, Y. 1992. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54: 159-178.
- Labson, B. S., Crompton, P. L. 1993. Common trends in economics activity and metals demand: cointegration and the intensity of use debate. *Journal of Environmental Economics and Management*, 25: 147-161.
- Lean, H. H., Smyth, R. 2007a. Do Asian stock markets follow a random walk? Evidence from LM unit root tests with one and two structural breaks. *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 10(1): 15-31.
- Lean, H. H., Smyth, R. 2007b. Are Asian real exchange rates mean reverting? Evidence from univariate and panel LM unit root tests with one and two structural breaks. *Applied Economics*, 39: 2109-20.
- Lee, J., 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, J., Strazicich, M. C. 2003. Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4): 1082-1089.
- Lee, J., Strazicich, M.C. 2004. *Minimum LM unit root test with one structural break*. Working Paper no. 04-17, Department of Economics, Appalachian State University.
- Lee, J., List, J.A., Strazicich, M.C. 2006. Non-renewable resource prices: deterministic or stochastic trends? *Journal of Environmental Economics and Management*, 51(3): 354-370.
- Lee, J., Strazicich, M. 2013. Minimum LM unit root test with one structural break. *Economics Bulletin*, 33(4): 2483-2492.
- Li, H. & Majerowska, E. 2008. Testing stock market linkages for Poland and Hungary: a multivariate GARCH approach. *Research in International Business and Finance*, 22 (3): 247-266.

- Liu, J., Wu, S., Zidek, J. V. 1997. On segmented multivariate regressions. *Statistica Sinica*, 7: 497-525.
- Longin, F. & Solnik, B. 1995. Is the correlation in international equity returns constant: 1960-1990? *Journal of International Money and Finance*, 14(1): 3-26.
- Longin, F. & Solnik, B. 2001. Extreme correlations of international equity markets. *Journal of Finance*, 56(2): 649-676.
- Lumsdaine, R. L., Papell, D. H. 1997. Multiple trend breaks and the unit root hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, 79(2): 212-218.
- MacKinnon, J. G. 1991. Critical values for co-integration tests. In Engle R. F. & Granger, C. W. J. (Eds.), *Long-Run Economic Relationships*: 267-276. Oxford: Oxford University Press.
- MacKinnon, J. G. 1996. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*: 11 (6): 601-618.
- Maddala, G. S., Kim, In-Moo. 1998. *Unit roots, cointegration, and structural changes*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Maurel, M. 2004. Intégration financière et régimes de change dans les pays candidats. *Economie Et Prévision*, 163: 17-32.
- Menezes, R., Dionísio, A. & 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.
- Menezes, R., Ferreira, N., Bentes, S. 2013. Cointegration and structural breaks in the PIIGS economies. *International Journal of Latest Trends In Finance & Economic Sciences*, 3(4): 611-617.
- Narayan, P.K. 2006. The behavior of US stock prices: evidence from a threshold autoregressive model. *Mathematics and Computers In Simulation*, 71:103-108.
- Nelson, C. R., Plosser, C. I. 1982. Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10: 139-162.
- Nunes, L., Newbold, P., Kuan, C. M. 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(4): 435-448.
- Perron, P. 1988. The Hump-shaped Behavior of Macroeconomic Fluctuations. *Unpublished Manuscript, Université De Montréal, Dept. of Economics*.
- Perron, P. 1989. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57: 1361-1401.

- Perron, P. 1990a. Testing for a unit root in a time series with a changing mean. *Journal of Business and Economic Statistics*, 8: 153-162.
- Perron, P. & 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.
- Perron, P. 1994. Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. In Rao BB (Eds.), *Cointegration for the Applied Economist*. London: Macmillan.
- Perron, P. 1997. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*, 80: 355-385.
- Perron, P. & Vogelsang, T. 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.
- Petrovski, D. & Horvath, R. 2013. International stock market integration: Central and South Eastern Europe compared. *Economic Systems*, 37 (1): 81-91.
- Phillips, P. C. B. 1986. Understanding spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 33 (3): 311-340.
- Phillips, P. C. B. & Perron, P. 1988. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2): 335-346.
- Raj, B. 1992. International evidence on persistence in output in the presence of an episodic change. *Journal of Applied Econometrics*, 7: 281-293.
- Rappoport, P. & Reichlin, L. 1989. Segmented trends and non-Stationary time series. *Economic Journal*, 99: 168-177.
- Ratanapakorn, O. & Sharma, S. C. 2002. Interrelationships among regional stock indices. *Review of Financial Economics*, 11: 91-108.
- Schmidt, P., Phillips, P. C. B. 1992. LM tests for a unit root in the presence of deterministic trends. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3): 257-287.
- Serletis, A. & King, M. 1997. Common stochastic trends and convergence of european union stock markets. *Manchester School of Economic Social Studies*, 65: 44-57.
- Shapiro, M., Watson, M. 1988. Sources of business cycle fluctuations. *National Bureau Of Economic Research Macroeconomics Annual*, 3: 111-148.
- Shigehara, K. 1992. Causes of Declining Growth in Industrialized Countries. Policies for Long-Run Economic Growth. *Federal Reserve Bank of Kansas City*, 15-39.
- Slade, M. E. 1988. Grade selection under uncertainty: least cost last and other anomalies. *Journal of Environmental Economics and Management*, 15: 189-205.
- Stock, J. H. 1987. Asymptotic properties of least squares estimation of cointegration vectors. *Econometrica*, 55 (5): 1035-1056.

Stock, J. H., Lumsdaine, R. L. & Bai, J. 1998. Testing for and dating common breaks in multivariate time series. *Review of Economic Studies*, 65: 395-432

Syriopoulos, T. 2007. Dynamic linkages between emerging European and developed stock markets: has the EMU any impact? *International Review of Financial Analysis*, 16: 41-60.

Vogelsang, T. 1997. Wald-Type Tests for Detecting Breaks in the Trend Function of a Dynamic Time Series. *Econometric Theory*.

Wei, W. W. S. 1990. *Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods*. Addison-Wesley Publishing Company.

Yang, J., Min, I. & Li, Q. 2003. European stock market integration: does EMU matter? *Journal of Business Finance & Accounting*, 30 (9-10): 1253-1276.

Zhou, H., Guoping, L. & Wanfa, L. 2013. A Study on the relationship between short-term international capital flow and the volatility of china's stock market. *Annals of Economics and Finance*, 14-2 (A): 587-608.

Apêndice

Exemplos de *Outputs*

Neste apêndice são apresentados alguns exemplos dos *outputs* obtidos pelos softwares de modelação que foram utilizados neste estudo, nomeadamente, *EViews* 8 e *WinRats* 8.3. Para não tornar esta dissertação demasiado extensiva e maçadora, apenas serão aqui apresentados exemplos alusivos a um dos mercados submetidos aos testes. O país sobre o qual recaem os seguintes exemplos, a título ilustrativo, para os testes de raiz unitária é a Itália. Para os testes de cointegração, são apresentados exemplos do par de mercados França/Grécia. Os *outputs* de todos os outros mercados são do mesmo género.

EIEWS 8

Tabela 12 - Estatísticas Descritivas: Índices Bolsistas

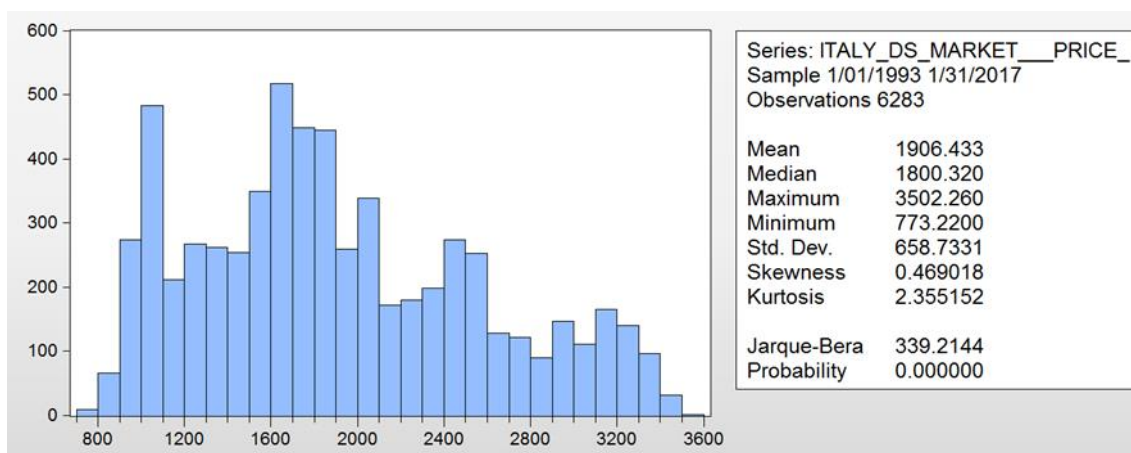


Tabela 13 - Testes ADF em Níveis: Índices Bolsistas

Null Hypothesis: ITALY_DS_MARKET__PRICE_ has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=33)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.006413	0.2842
Test critical values:		
1% level	-3.431212	
5% level	-2.861806	
10% level	-2.566954	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Tabela 14 - Testes ADF em Primeiras Diferenças: Índices Bolsistas

Null Hypothesis: D(ITALY_DS_MARKET___PRICE_) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=33)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-79.82989	0.0001
Test critical values:		
	1% level	-3.431212
	5% level	-2.861806
	10% level	-2.566954

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Tabela 15 - Teste KPSS em Níveis: Índices Bolsistas

Null Hypothesis: ITALY_DS_MARKET___PRICE_ is stationary

Exogenous: Constant

Bandwidth: 63 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.	
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	1.430181	
Asymptotic critical values*:		
	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Tabela 16 - Teste KPSS em Primeiras Diferenças: Índices Bolsistas

Null Hypothesis: D(ITALY_DS_MARKET___PRICE_) is stationary

Exogenous: Constant

Bandwidth: 15 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.	
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.203778	
Asymptotic critical values*:		
	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Tabela 17 - Teste de Johansen (Pré-Crise): Índices Bolsistas

Sample (adjusted): 1/06/1993 9/29/2008
 Included observations: 4104 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: FRANCE_DS_MARKET__PRICE GREECE_DS_MARKET__PRICE
 Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.003645	17.61077	15.49471	0.0237
At most 1	0.000640	2.625715	3.841466	0.1051

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.003645	14.98505	14.26460	0.0384
At most 1	0.000640	2.625715	3.841466	0.1051

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Tabela 18 - Teste de Johansen (Pós-Crise): Índices Bolsistas

Sample (adjusted): 10/02/2008 1/31/2017
 Included observations: 2174 after adjustments
 Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)
 Series: FRANCE_DS_MARKET__PRICE GREECE_DS_MARKET__PRICE
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.008022	22.38399	20.26184	0.0251
At most 1	0.002240	4.874474	9.164546	0.2975

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.008022	17.50952	15.89210	0.0277
At most 1	0.002240	4.874474	9.164546	0.2975

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

WINRATS 8.3

Tabela 19 - Teste de ZA: Índices Bolsistas

Zivot-Andrews Unit Root Test, Series ITALY				
Allowing for Break in both Intercept and Trend				
Breaks Tested for 1996:08:23 to 2013:06:24				
Including 8 Lags of Difference				
Selected by User				
Sig Level	Crit Value			
1%(**)	-5,57000			
5%(*)	-5.08000			
Breakpoint	TestStat			
2007:11:01	-3.26011			
Linear Regression - Estimation by Zivot-Andrews---Selected Regression				
Dependent Variable DY				
Daily(5) Data	From 1993:01:14 To 2017:01:31			
Usable Observations	6274			
Degrees of Freedom	6261			
Centered R ²	0.0078175			
R-Bar ²	0.0059159			
Uncentered R ²	0.0078528			
Mean of Dependent Variable	0.151968441			
Std Error of Dependent Variable	25.483999102			
Standard Error of Estimate	25.408506817			
Sum of Squared Residuals	4042052.8811			
Regression F(12,6261)	4.1109			
Significance Level of F	0.0000019			
Log Likelihood	-29192.8308			
Durbin-Watson Statistic	2.0005			
Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. ITALY{1}	-0.002365756	0.000725667	-3.26011	0.00111962
2. Constant	3.000429840	1.092155231	2.74726	0.00602682
3. TREND	0.001226360	0.000531345	2.30803	0.02102983
4. DY{1}	-0.003957700	0.012625113	-0.31348	0.75392772
5. DY{2}	0.017928649	0.012628340	1.41972	0.15574032
6. DY{3}	-0.018607280	0.012629063	-1.47337	0.14070162
7. DY{4}	0.037791843	0.012621864	2.99416	0.00276280
8. DY{5}	-0.037951164	0.012622147	-3.00671	0.00265138
9. DY{6}	0.014662327	0.012629133	1.16099	0.24568928
10. DY{7}	-0.008302647	0.012628961	-0.65743	0.51092920
11. DY{8}	0.025688847	0.012629409	2.03405	0.04198864
12. BREAKI	-5.670044600	1.568875845	-3.61408	0.00030378
13. BREAKTREND	-0.000035733	0.000955451	-0.03740	0.97016798

Tabela 20 - Teste de GH - mudança de nível com tendência (C/T): Índices Bolsistas

Gregory-Hansen Cointegration Test	
Variables	
GREECE	
FRANCE	
Break in Intercept. Trend Included	
Using fixed lags 6	
Minimum T-Statistic	-3.698
Achieved At	2013:06:13
1% Critical Value	-5.450
5% Critical Value	-4.990

Tabela 21 - Teste de GH - mudança de nível (C): Índices Bolsista

Gregory-Hansen Cointegration Test	
Variables	
GREECE	
FRANCE	
Break in Intercept. No Trend	
Using fixed lags 6	
Minimum T-Statistic	-3.011
Achieved At	2011:03:07
1% Critical Value	-5.130
5% Critical Value	-4.610

Tabela 22 - Teste de GH - mudança de regime (C/S): Índices Bolsistas

Gregory-Hansen Cointegration Test	
Variables	
GREECE	
FRANCE	
Full Structural Break. Trend Included	
Using fixed lags 6	
Minimum T-Statistic	-3.855
Achieved At	2009:12:29
1% Critical Value	-6.020
5% Critical Value	-5.500