

ISCTE  **IUL**
Instituto Universitário de Lisboa

Escola de Ciências Sociais e Humanas

Departamento de Economia Política

Impacto da alteração das taxas directoras do BCE nos mercados de Obrigações de Tesouro e Acções
no período 2000-2011

Filipa Garcia Pereira da Fonseca

Dissertação submetida como requisito parcial para obtenção do grau de

Mestre em Economia Monetária e Financeira

Orientador:
Professor Dr. Luis Filipe Sousa Martins,
Instituto Superior Ciência do Trabalho e Empresa – Instituto Universitário de Lisboa (ISCTE-IUL)

Outubro, 2012

Escola de Ciências Sociais e Humanas

Departamento de Economia Política

Impacto da alteração das taxas directoras do BCE nos mercados de Obrigações de Tesouro e Acções
no período 2000-2011

Filipa Garcia Pereira da Fonseca

Dissertação submetida como requisito parcial para obtenção do grau de

Mestre em Economia Monetária e Financeira

Orientador:
Professor Dr. Luis Filipe Sousa Martins,
Instituto Superior Ciência do Trabalho e Empresa – Instituto Universitário de Lisboa (ISCTE-IUL)

Outubro, 2012

Agradecimentos

Agradeço à minha família e amigos pelo grande incentivo à elaboração e conclusão do meu projecto.

Agradeço ao professor Luís Filipe Martins pela constante disponibilidade e incansável apoio e dedicação ao projecto. Agradeço também pela partilha dos seus conhecimentos que foram essenciais para a realização deste trabalho. Foi uma grande honra tê-lo como orientador.

Resumo

Neste trabalho são estudados os impactos das taxas directoras do Banco Central Europeu nos mercados obrigacionistas e accionistas e os efeitos da crise financeira através da aplicação de métodos econométricos. Este impacto é analisado em vinte e uma variáveis que incluem obrigações de diferentes maturidades e índices de cotação de acções para três países (Portugal, Espanha e Alemanha), utilizando dados diários, no período de 2000 a 2011. Nos modelos, pela sua volatilidade e correlação com as taxas de referência, foi utilizada a Eonia. Os resultados da análise uniequacional sugerem que a crise não é relevante para grande parte dos instrumentos. Nas obrigações espanholas e alemãs, a teoria de uma resposta de sinal positivo revela-se verdadeira. Nas OT portuguesas, onde a crise é considerada, notam-se respostas de sinal contrário na presença ou não de uma recessão. Nesta análise não existem evidências de que o impacto diminua com o aumento das maturidades. O resultado da análise multiequacional, tomando a Eonia como exógena ao sistema, demonstra que o mercado obrigacionista, no período de estabilidade, detinha uma resposta positiva ao aumento desta, mas que com o surgimento da crise algumas obrigações portuguesas e espanholas acabam por dar uma resposta negativa. Num segundo modelo (Eonia como endógena), o mercado obrigacionista não apresenta resultados semelhantes não havendo assim nenhum padrão definido. Quanto ao impacto no mercado accionista, no segundo modelo denota-se uma clara diminuição nos índices Ibex e Dax e um evidente aumento no Psi20 com a presença de uma recessão. No entanto, ao contrário do sugerido na teoria, os índices bolsistas apresentam em todas as análises uma resposta positiva a alterações na Eonia.

Palavras-chave: Bilhetes de Tesouro, Obrigações de Tesouro, Acções, EONIA, Taxa de Refinanciamento, Taxa de facilidade de depósito, Taxa de facilidade de cedência de liquidez.

JEL Classification System

E52 - Monetary Policy

G12 - Asset Pricing; Trading volume; Bond Interest Rates

Abstract

This is a study about the impact of the European Central Bank interest rates in bond and stock markets and the financial crisis effects through the usage of econometric methods. This impact is analyzed in twenty-one variables that include different maturities bonds and share price indices for three countries (Portugal, Spain and Germany) using daily data during the period of 2000-2011. In models, it was used Eonia for its volatility and correlation with the ECB key interest rates. The single-equation analysis suggests that economic crisis is not relevant to most of the instruments. For Spanish and German bonds the theory of a positive signal response reveals to be real. For the Portuguese bonds - where the crisis is considered - responses of opposite sign are noticed in the presence or absence of a recession. In this analysis there is no evidence that the impact decreases with the maturities. In multi-equation model, taking Eonia as exogenous in the system, the results show that during the stability period, the bond market had a positive response to an Eonia raise. However, with the emergence of the crisis, some Portuguese and Spanish bonds end up giving a negative answer. In a second system, where Eonia is also endogenous, the bond market does not present similar results; consequently there is no define pattern. As for the impact on stock market is concerned in model two, it denotes a clear decrease in Ibex Dax indices and an evident increase in PSI20 with the presence of a recession. However, as in the other analyses, and unlike the theory suggested, the stock market indices show a positive response to changes in Eonia in all cases.

Key Words: Treasury Bill, Treasury Bonds, Stock, EONIA, Main refinancing operations interest rate, Deposit facility interest rate, lending facility interest rate

JEL Classification System

E52 - Monetary Policy

G12 - Asset Pricing; Trading volume; Bond Interest Rates

Índice

Agradecimentos	II
Resumo	III
Abstract.....	IV
Índice	V
Lista de Figuras	VI
Lista de Anexos	VII
Glossário de siglas	VIII
INTRODUÇÃO	1
1. ENQUADRAMENTO TEÓRICO E RESUMO DE LITERATURA.....	3
1.1 Política Monetária do BCE	3
1.2 Crise financeira e atitude do BCE.....	5
1.3 Taxas de juro do Mercado Monetário Interbancário	7
1.4 Efeito de alterações nas taxas directoras	8
1.4.1. Efeitos das taxas directoras no MMI.....	9
1.4.2. Efeitos das taxas directoras no mercado das Obrigações de Tesouro	11
1.4.3. Efeitos das taxas directoras no mercado de Acções	15
2. ESTUDO ECONOMÉTRICO	17
2.1. Levantamento de dados e estudo das variáveis	17
2.2. Metodologia e selecção dos modelos.....	22
2.3. Resultados Empíricos	31
2.3.1. Análise Uniequacional	32
2.3.2. Análise Multiequacional	36
CONCLUSÃO	46
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	49
ANEXOS.....	51

Lista de Figuras

Figura 1. 1- Relação entre as taxas de mercado e Federal Funds Rate Target	13
Figura 2. 1- Obrigações de Tesouro Portugal.....	17
Figura 2. 2- Bilhetes e Obrigações de Tesouro Alemanha	18
Figura 2. 3- Bilhetes e Obrigações de Tesouro de Espanha	18
Figura 2. 4- Comportamento das taxas oficiais e Eonia	20
Figura 2. 5- Obrigações de curto e longo prazo, dados em nível, por maturidade.	32
Figura 2. 6-Funções Impulso Resposta-CenárioII: 3 meses	40
Figura 2. 7-Funções Impulso Resposta-CenárioII: 6 meses	41
Figura 2. 8-Funções Impulso Resposta-CenárioII: 12 meses	42
Figura 2. 9-Funções Impulso Resposta-CenárioII: 2 anos.....	43
Figura 2. 10-Funções Impulso Resposta-CenárioII: 5 anos	44
Figura 2. 11-Funções Impulso Resposta-CenárioII:10 anos	44
Figura 2. 12-Funções Impulso Resposta-CenárioII: 30 anos	45

Lista de Tabelas

Tabela 2. 1- Correlação entre as taxas oficiais e Eonia	20
Tabela 2. 2- Descrição das variáveis de estudo.....	21
Tabela 2. 3- Teste de Engle-Granger aos resíduos das equações Rjx e S (inst)	25
Tabela 2. 4- Modelos uniequacionais de coítegração e em primeiras diferenças	28
Tabela 2. 5- Teste Johansen para os Cenários I e II.....	30
Tabela 2. 6- Análise multiequacional – Impacto da variação de 1 p.p. da Eonia no mercado accionista e obrigacionista.....	34
Tabela 2. 7- Análise multiequacional – Impacto da variação de 1 p.p. da Eonia nas obrigações segundo a maturidade.....	35
Tabela 2. 8- Análise multiequacional – Cenário I - Impacto da variação de 1 p.p. da Eonia no mercado accionista e obrigacionista.....	37

Lista de Anexos

Anexo A. 1- Testes Raízes Unitárias	51
Anexo B. 1- Tabela de valores críticos de Engle-Granger	52
Anexo B. 2- Teste de Engle-Granger às equações (sem <i>dummy</i>)	52
Anexo B. 3- Cointegração: Modelo de Mecanismo de Correção de Erros.....	53
Anexo B. 4- Espúria: Estimação da equação em variações.....	54
Anexo C. 1 - Cenário 1: Número de defasagens (p-ótimo)	55
Anexo C. 2 - Cenário 2: Número de defasagens (p-ótimo)	56
Anexo C. 3 - Cenário 1: Teste Johansen.....	57
Anexo C. 4 - Cenário 2: Teste Johansen.....	60
Anexo D. 1- Taxas directoras do Banco Central Europeu (BCE).....	64
Anexo D. 2- Cenário1: Resultados da estimação VECM e VAR	65

Glossário de siglas

ADF – Augmented Dickey Fuller

BCE – Banco Central Europeu

BT – Bilhete do Tesouro

DF– Dickey-Fuller

DSP – Difference Stationary Process

FED – Federal Reserve

KPSS – Kwiatkowski Phillips Schmidt Shin

MMI – Mercado Monetário Interbancário

OT – Obrigação do Tesouro

PP – Phillips-Perron

TSP – Trend Stationary Process

VAR – Vector Autorregressive

VECM – Vector Error Correction Model

INTRODUÇÃO

Em teoria, alterações de política monetária têm impacto nas taxas de juro dos títulos de Tesouro (OT e BT) e nos preços das acções. Para Leão, Leão e Lagoa (2009), uma alteração das taxas de juro directoras tem um impacto positivo nas taxas das obrigações de curto e longo prazo enquanto o preço das acções reage de forma inversa.

Ao longo do tempo, muitos autores têm vindo, por diversos métodos, a estudar a influência das alterações das taxas de juro referenciais nos instrumentos financeiros.

Cook e Hahn (1989), num *event study*, apresenta a reacção das taxas de curto, médio e longo prazo a alterações das taxas de referência do Federal Reserve Bank (FED) no período de 1974-1979 e encontra uma resposta positiva das taxas de juro das obrigações para todas as maturidades sendo a dimensão da resposta diminuída com o aumento da maturidade. Kuttner (2001) encontra no seu estudo de 1989 a 2000 uma resposta idêntica à encontrada pelos autores anteriores, sendo o impacto, no entanto menor. Este autor aponta como possível causa a maior possibilidade dos intervenientes em antecipar as decisões devido à mais recente transparência de dados e decisões dos bancos centrais e acrescenta que as reacções apenas acontecem quando os investidores se deparam com acções não antecipadas.

Lobo (2002) utiliza o modelo exponencial GARCH para estudar os retornos do S&P500 entre 1988 e 2001 encontrando uma relação inversa entre os retornos e as alterações do FED. As boas notícias têm um efeito significativo na média condicional da variação de preços de acções e as más notícias na variância.

Tanto quanto foi possível identificar não existem até à data estudos de análise simultânea de acções e obrigações específicas para os países seleccionados nesta investigação (Portugal, Espanha e Alemanha) sendo que grande parte da literatura existente é referente à política monetária do FED.

Visto que as decisões do BCE afectam todos os países da moeda única, considerou-se interessante comparar Portugal com outro país inserido nesta União. Assim, e uma vez que no período de análise (de 2000 a 2011) encontramos uma época de grande recessão tornou-se relevante comparar países que se encontram em extremos opostos no que diz respeito à confiança detida pelos mercados, pelo que se abrangeu o estudo à Alemanha, por ser o país dentro da União Europeia no qual, contrariamente a Portugal, os mercados ainda investem. Também devido à existência de uma recessão no período analisado, tornou-se interessante

ingressar no estudo uma variável *dummy* que dividisse o período de estudo em crise e pré-crise (não crise) para a possível identificação de diferenças de reacção.

Dada a impossibilidade de recolha de dados de instrumentos de curto prazo para Portugal e perseverando a ideia de estudar os mesmos, introduziu-se também a Espanha por ser o país que mais se poderá assemelhar a Portugal pela sua localização e situação económica (apesar da recessão espanhola ter sido reconhecida pelos mercados mais tardiamente).

Com o intuito de investigar a existência de relação entre as acções de política monetária do BCE e os mercados financeiros (acções e obrigações) de Espanha, Portugal e Alemanha, tendo por base a teoria exposta por Leão, Leão e Lagoa, esta dissertação encontra-se dividida da seguinte forma: a secção 2 apresenta conceitos e estudos já realizados para o tema; a secção 3 apresenta os dados, métodos e resultados obtidos; e a secção 4 concluirá o estudo.

1. ENQUADRAMENTO TEÓRICO E RESUMO DE LITERATURA

Neste capítulo pretende-se, de um modo sumário, definir alguns conceitos essenciais ao entendimento do estudo realizado, bem como rever alguns estudos já existentes no âmbito desta matéria.

Assim abordar-se-á primeiramente a política monetária adoptada pelo Banco Central Europeu expondo os seus objectivos e os instrumentos utilizados para o seu alcance. Sendo as taxas de juro directivas do BCE os instrumentos principais de política monetária deste organismo, serão identificadas as taxas utilizadas e o modo como são empregues. De seguida é realizada uma pequena síntese sobre a crise financeira que se encontra reflectida no período de estudo em causa.

Os pontos 3 e 4 têm como objectivo dar a conhecer o conceito de taxas de juro do Mercado Monetário Interbancário (MMI), uma vez que será esta taxa que acabará por ser alvo de estudo e apresentar um resumo à literatura existente relativa ao tema central do efeito de alterações das taxas do BCE nas taxas MMI, no mercado obrigacionista e accionista.

1.1 Política Monetária do BCE

O Sistema Europeu de Bancos Centrais (SEBC), constituído pelo Banco Central Europeu e Bancos Nacionais, tem como objectivo primordial o de manter a estabilidade de preços e, sem prejuízo do propósito principal, deve dar suporte às políticas económicas da Comunidade contribuindo para que estas realizem os objectivos de elevado nível de emprego, crescimento sustentável não inflacionista, elevado grau de competitividade e convergência de comportamentos das diversas economias (Art. 105 e Art.2 do Tratado da União Europeia).

O BCE, para atingir o seu propósito definiu que a inflação dos países, medida pelo Índice Harmonizado de Preços no Consumidor (IHPC), deverá estar controlada tendo um valor a médio prazo abaixo, mas próximo, dos 2%.

Sempre focado na estabilidade de preços, o BCE recorre a dois tipos de análise de avaliação de risco para a sua tomada de decisão. Na análise económica, os decisores estudam os riscos de curto prazo observando dados microeconómicos e macroeconómicos de forma a avaliar a evolução económica de cada país e as suas condições financeiras. No que diz respeito aos dados microeconómicos, a análise é feita aos mercados de bens, serviços, factores

produtivos e mercados financeiros de forma a averiguar se existe alguma anomalia na evolução, procurando se esta será permanente ou temporária e se afecta as expectativas dos investidores. No lado macroeconómico são observados diversos indicadores como o PIB real, política orçamental, riqueza das famílias entre outros, e examinado o poder negocial dos empresários face aos consumidores e face aos trabalhadores, para analisar o grau de utilização da capacidade instalada em função da procura agregada. Na análise monetária, o BCE procura ver o risco de inflação de longo prazo e por essa razão dá grande ênfase à massa monetária impondo aos países que mantenham uma média anual de crescimento do agregado M3 nos 4,5%.

Após analisados todos estes indicadores, reportados obrigatoriamente pelos países pertencentes à União Europeia, o Conselho do BCE composto por seis membros da Comissão Executiva do BCE e os Governadores dos BCN, tomam as decisões da política monetária a seguir.

O BCE recorre a operações de *open market* (operações principais de refinanciamento (OPR), operações de refinanciamento de prazo alargado (ORPA) e operações ocasionais de regularização de liquidez), às facilidades permanentes de cedência de liquidez e de depósito e às reservas mínimas das instituições de crédito.

As OPR são operações semanais onde o Eurosistema toma a iniciativa de colocar à disposição das OIFM (Outras Instituições Financeiras Monetárias) liquidez com maturidade de uma semana de acordo com as necessidades estimadas pelos bancos e comunicadas ao BCE. Entre 2000 e 2008, os bancos propunham o montante desejado e a taxa a que estavam dispostos a pedir emprestado, sendo que a taxa mínima de proposta aplicável era a taxa de refinanciamento definida pelo BCE e eram aceites as propostas por ordem decrescente de acordo com a mais elevada taxa oferecida. No final de 2008, para ajudar o sistema financeiro, foi adoptado o sistema de leilão de taxa fixa onde todas as propostas são aceites e a taxa é ditada pelo BCE.

As operações de refinanciamento de prazo alargado são semelhantes às OPR, mas realizam-se mensalmente e as maturidades são de três meses. São realizados leilões de taxa variável não havendo limites de taxa proposta. No entanto, com a crise foram feitas as operações com maturidades mais longas (6 e 12 meses) e em 2008, tal como as OPR, passaram a realizar-se leilões de taxa fixa onde todos os pedidos são satisfeitos.

Operações ocasionais de regulação de liquidez são operações, tal como o nome indica, que suavizam os efeitos nas taxas decorrentes de variações inesperadas na liquidez, gerindo as

condições de liquidez e influenciando as taxas de juro do mercado monetário. Estas operações não têm datas pré definidas de realização.

As facilidades permanentes são operações que se destinam à cedência e absorção de liquidez por um prazo de um dia (*overnight*), sem limite de montante, a uma taxa de cedência/depósito de liquidez ditadas pelo BCE. As facilidades permanentes de depósito destinam-se aos bancos que se encontram em posição de excedente de reservas que, não conseguindo emprestar a outros bancos através do mercado interbancário, fazem o depósito no BCE. A taxa a que são remunerados os depósitos é definida pelo BCE e estabelece um limite máximo à variação da taxa de juro *overnight* de mercado (Eonia). Do mesmo modo as facilidades permanentes de cedência de liquidez não têm limite de quantidades no entanto destinam-se a momentos em que os bancos estão deficitários. Este tipo de operação tem menos procura que a de depósito uma vez que é possível obter empréstimos junto do banco central a uma taxa inferior através das operações de *open market* apesar destas não se encontrarem disponíveis todos os dias. A taxa cobrada para este tipo de empréstimo é a taxa de facilidade permanente de cedência de liquidez que vai estabelecer o limite mínimo à Eonia.

Sumariamente, são nestas operações que o Banco Central Europeu define as suas taxas directoras: a taxa de refinanciamento, taxa de facilidade permanente de cedência de liquidez e taxa de facilidade permanente de depósito, sendo que estas últimas duas definem uma “parede” limite às taxas do mercado *overnight*.

1.2 Crise financeira e atitude do BCE

A crise financeira teve início nos EUA em 2007 devido a problemas no sector imobiliário, derivados essencialmente do chamado “Subprime”¹ que despoletou uma crise no sector financeiro em geral.

Em 2001 assistiu-se a uma expansão acelerada do mercado imobiliário devido aos juros baixos impostos pelo Banco Central Americano com o objectivo de recuperar a economia depois de uma crise no sector empresarial denominada “pontocom”, presenciando-se posteriormente, em 2005, o “boom” no mercado imobiliário.

¹ O Subprime é um crédito de alto risco, pois são empréstimos a clientes com menos garantias. O risco, neste caso, de não ser pago é maior. No entanto oferece uma taxa de retorno mais alta, de modo a compensar este risco.

Em 2007 a “bolha especulativa” do mercado imobiliário rebentou. O aumento dos juros levou a dificuldades no pagamento das prestações dos créditos de casa, acumulando os incumprimentos de crédito nos bancos. Ao “Subprime” somaram-se outras variáveis que deterioraram as condições económicas tais como o agravamento do preço dos combustíveis e a fragilização das entidades financeiras. Uma vez que estas instituições se financiavam através de empréstimos concedidos junto de outros bancos e através de CDO’s (Collateralized Debt Obligations)², os bancos acabavam por dispersar o risco de crédito, o que pela impossibilidade de avaliar o risco do produto financeiro, levou a uma perda de confiança que conduziu à redução de empréstimos entre si, gerando, juntamente com o facto de terem as suas carteiras cheias de CDO’s, uma crise de liquidez e o sistema acabou por entrar em colapso.

Uma das instituições mais afectadas, pois tal como outros bancos viu nos créditos “Subprime” uma fonte de receita excepcional, foi a Lehman Brothers, o 4º maior banco de investimentos dos E.U.A. que, quando a crise rebentou, atingiu os maiores prejuízos de sempre.

Tendo os E.U.A. uma forte influência mundial, o encerramento desta instituição provocou um efeito “dominó” pelo resto do mundo. A grande parceria comercial entre a economia americana e europeia levou a que, em poucas horas, a Europa fosse atingida. Os Governos, na tentativa de salvar o sistema financeiro e evitar a falência de instituições começaram a injectar sucessivamente dinheiro em meados de 2008, o que levou ao agravamento dos défices orçamentais, já bastante elevados, e inevitavelmente ao aumento da dívida dos Estados.

A dúvida na capacidade de cumprimento das dívidas por parte de alguns países europeus surgiu especialmente nos chamados PIGs (Portugal, Irlanda, Grécia e Espanha, sendo recentemente substituída a Irlanda pela Itália) por serem os países que actuaram de forma mais indisciplinada nos gastos públicos e se endividaram de forma descomedida. A junção dos défices elevados com as dívidas detidas por estes países levaram os mercados a cobrar taxas e spreads bastante elevados dificultando o acesso ao crédito. É assim, devido à desconfiança dos mercados nestes países, agravada pelas notas negativas dadas pelas agências de rating, que em meados de 2010, a crise na Europa passou a ser conhecida pela crise da dívida soberana.

Países como Portugal e Grécia, e mais recentemente a Espanha, depararam-se com uma degradação das condições económicas difícil de resolver. A queda do crescimento do PIB,

² Produto financeiro estruturado cujas garantias são as dívidas dos clientes ao banco.

aumento do desemprego, défices excessivos, escassez de crédito, fuga de capitais, entre outros, são os indicadores que mais se destacam e que levaram os países a ter de recorrer a ajudas financeiras. Por outro lado, países como França e principalmente a Alemanha conseguiram manter a confiança nos mercados, chegando até a atingir nível excepcionais como o caso das taxas de obrigações alemãs terem valores negativos, querendo isto dizer que os investidores chegaram a pagar para ceder créditos à Alemanha.

Em situações de grande crise os países muitas vezes recorrem às taxas de câmbio como forma de tentar amenizar a situação. Todavia, uma vez pertencentes a uma moeda única, este mecanismo não é possível. O BCE acaba por ter em mãos um trabalho árduo aquando da sua tomada de decisão, pois terá de medir os efeitos das suas medidas e acções tentando, tal como é seu objectivo, dar apoio aos países mais debilitados tendo em conta que poderá prejudicar aqueles menos fragilizados e não deixando escapar o objectivo central de estabilidade de preços.

As atitudes do BCE para fazer face à crise têm sido visíveis. As alterações nas condições dos leilões, como a alteração de taxas variáveis para taxas fixas de forma a cobrir toda a procura de liquidez e a possibilidade de empréstimo a uma maior variedade de maturidades possibilitaram a redução do risco de dívidas excessivas. A descida no valor das taxas oficiais no período de crise foi notável. Assim que o BCE viu uma descida da pressão inflacionista, pois nunca perdeu de vista o seu objectivo central, desceu a taxa de refinanciamento de 4,5% para 1% entre Outubro de 2008 e Maio de 2009. Normas bancárias mais rigorosas foram implementadas e um novo Sistema Europeu de Supervisão Financeiro (SESF) foi colocado em prática com o intuito de acompanhar as relações interbancárias a fim de evitar um possível contágio no sistema financeiro da União Europeia. Como referiu Jean-Claude Trichet num discurso dado a 6 Junho 2011³ *“The European Central Bank has been an anchor of stability in a turbulent period”*. No entanto, enquanto a política monetária é inerente a uma união monetária e portanto conduzida a nível europeu, *“fiscal policies and other macroeconomic policies continue to be largely the responsibility of national governments and reflect national political preferences”*.

1.3 Taxas de juro do Mercado Monetário Interbancário

³ Discurso de Jean-Claude Trichet, Presidente do BCE em Montreal a 6 Junho 2011. Disponível em: http://www.ecb.int/press/key/date/2011/html/sp110606_1.en.html

As taxas de juro do Mercado Monetário Interbancário (MMI) são as taxas às quais os bancos cedem ou conseguem aceder a empréstimos entre bancos por forma a garantir as suas reservas. Os empréstimos mais usuais são os *overnight* (empréstimos de um dia) e é o banco central, sendo o intermediário, quem tem a responsabilidade de realizar estas operações através da creditação e débito das contas que os respectivos bancos (que negociaram, ditando livremente a taxa de juro, esta operação) detêm junto do banco central.

Estas transacções são efectuadas por causa das posições que os bancos detêm (excedentárias ou deficitárias) no final do dia. Isto é, quem possui uma posição excedentária aplica o seu dinheiro ao passo que quem tem a posição deficitária consegue obter crédito de forma a cumprir com as reservas que, de acordo com a União Europeia, devem deter junto do banco central (saldo diário mensal médio no mínimo 2% do valor médio da base de incidência dois meses antes).

As taxas MMI são calculadas, como nos mercados, através da procura e oferta (*Bid* e *Ask*) e são declarados ao SITEME (Sistema de Transferências Electrónicas de Mercado) os montantes e taxas a que foram efectuadas as operações ao longo do dia para todos os prazos (que não podem exceder 1 ano). O banco central, diariamente, reporta aos bancos as taxas mínimas, máximas e médias correspondentes às transacções do dia anterior.

As taxas do MMI, quando se fala do mercado interbancário da União Europeia, são representadas pela taxa EONIA (Euro Overnight Index Average) para o prazo *overnight* e pelas taxas Euribor a x meses. O Banco de Portugal descreve desta forma a taxa Eonia:

A taxa EONIA é a taxa de juro de referência do mercado monetário do euro para o prazo overnight. A taxa EONIA é calculada como uma média ponderada das taxas de juro das operações de concessão de crédito efectuadas no mercado interbancário do euro sem garantia pelo prazo overnight e iniciadas na área do euro pelos bancos contribuintes. As contribuições diárias são fornecidas pelo painel de bancos de referência do mercado monetário do euro que serve também de base para o cálculo das taxas de juro EURIBOR. A taxa é calculada com a colaboração do Banco Central Europeu, sendo divulgada em percentagem, com arredondamento às três casas decimais. A taxa EONIA e o montante das operações consideradas para o seu cálculo são divulgados através da Reuters.

1.4 Efeito de alterações nas taxas directoras

Nesta subsecção pretende-se dar a conhecer a literatura existente acerca do tema central. Desta forma, primeiramente é apresentado o efeito das taxas directoras no mercado monetário interbancário seguindo-lhe a reacção das obrigações e acções.

Antes de iniciar a revisão, é importante dar a conhecer um pouco a política monetária do FED, sendo que grande parte dos estudos realizados dizem respeito a alterações das taxas do FED e são poucos os relativos ao BCE.

O FED (Federal Reserve System) é o sistema de bancos centrais dos Estados Unidos da América que tem como principais objectivos a promoção de um crescimento sustentável (associado à manutenção de um elevado nível de emprego), garantindo simultaneamente a estabilidade de preços, e obter taxas de juro a longo prazo moderadas. Para cumprir estes fins, tal como o BCE, este utiliza as operações de *open market* e “*Target for the Federal Funds Interest Rate*”, *Reserve requirements* e *Lending facility* como instrumentos.

As decisões de política monetária são tomadas pelo FOMC (Federal Open Market Committee)⁴ e, contrariamente ao BCE, são divulgadas através dos *press releases*. Estas decisões, uma vez que os principais objectivos (inflação e crescimento) são contraditórios e têm de ser tomados em atenção com o mesmo peso, são minuciosamente estudadas, alterando apenas a taxa (*Federal Funds Rate Target*) se o risco de inflação considerado for diferente do risco do produto real, i.e, se o risco de inflação for maior (menor) que o risco de produto real o FED sobe (desce) a taxa de juro.

1.4.1. Efeitos das taxas directoras no MMI

As taxas do MMI, sendo as taxas de empréstimos entre bancos, são taxas que variam conforme a oferta e procura, no entanto o seu valor, apesar de teoricamente poder flutuar livremente, encontra paredes de limitação. Como demonstra Leão, Leão e Lagoa (2009), a taxa de juro *overnight* do MMI flutua entre a taxa de facilidade permanente de depósito e a taxa de facilidade de cedência de liquidez, variando em torno da taxa de refinanciamento definidas pelo BCE.

Este comportamento, segundo os autores, justifica-se com o facto de nenhum banco deficitário, uma vez que pode sempre recorrer ao banco central, procura pagar uma taxa no mercado interbancário mais elevada que a taxa definida pelo banco central (R^C), da mesma

⁴ O FOMC é formado por 12 membros que em conjunto tomam as decisões sobre a política monetária. Estes 12 membros incluem 7 pessoas que fazem parte do Board of Governors of the Federal Reserve System, 4 presidentes de Reserve Banks de estados dos EUA e o presidente do Federal Reserve Bank of New York.

forma que nenhum banco com excedente de reservas quer aplicar os seu montante a uma taxa mais baixa que a oferecida pelo banco central (R^D). A proximidade à taxa Refi justifica-se com a preferência dos bancos deficitários, em esperar pelos leilões semanais do BCE, caso a taxa seja alta em relação à Refi, o que faz com que a MMI acabe por diminuir (pois a procura diminui) e, por outro lado, caso seja mais baixa estes mesmos bancos vão preferir o MMI não procurando o banco central que acaba por provocar uma saída de liquidez do sistema bancário (uma vez que os bancos excedentários também estão a ganhar mais ao emprestar no MMI do que aplicando no banco central) e conseqüentemente (uma vez que deixam de ter o que emprestar) leva a um aumento da taxa MMI.

Os mesmos autores, ao descrever a reacção da taxa do MMI a uma alteração das taxas directoras do banco central, revelam que quando o BCE aumenta as taxas, a MMI acaba por ficar abaixo da taxa Refi, o que como dito anteriormente, o mercado acaba por ajustar levando ao aumento da taxa MMI de forma a ficar de novo mais próxima da (nova) taxa de refinanciamento. Estes ajustamentos levam apenas algumas semanas a se concretizar muito devido ao esforço do banco central (apesar dos custos) de realizar leilões semanais de forma a acelerar a actuação da política monetária.

Para prazos superiores a um dia, as taxas (Euribor) vão depender das expectativas dos bancos em relação à política monetária que será seguida pelo BCE nos próximos x meses e conforme essas mesmas expectativas terá em conta as aplicações alternativas para as suas reservas. Assim, a taxa que o banco irá pedir para conceder o empréstimo será equivalente à média ponderada das taxas *overnight* esperadas durante esses x meses (incluindo o esperado para as taxas do BCE) mais um prémio de risco (risco de não pagar) e liquidez (risco do banco ter de pedir emprestado durante esses meses por ainda não ter recebido o que emprestou), sendo então esta mais elevada à medida que o prazo é maior.

Sumariamente, para estes autores, quando as taxas de juro directoras do BCE são alteradas, as taxas do MMI têm tendência para acompanhá-las, dado que esta taxa acaba por estar próxima da taxa Refi e entre a taxa de cedência de liquidez e facilidade de depósito.

Roley e Sellon (1995) confirmam a teoria dos autores anteriores ao observar a relação entre a Federal Funds Rate e a Federal Funds Rate Target no período entre Fevereiro de 1994 e Julho de 1995. Neste período de observação é visível que a Federal Funds Target apesar de ser largamente volátil flutua sempre em torno da taxa de referência, demonstrando uma tendência dos Funds Rate fortemente determinada pelas acções de política monetária.

Soares e Rodrigues (2010) dão um contributo à literatura quando estudam a reacção da Eonia no período de crise financeira de 2007 a 2009, através da obtenção do diferencial da

Eonia face às taxas OPR descrito pela equação $s_t = \mu_t + h_t v_t$, onde μ_t toma a média condicional, h_t a variância condicional e v_t os choques aleatórios. Neste artigo relatam estudos empíricos sobre a Eonia realizados por Moschitz (2004), Nautz e Offermanns (2006), e.g. que revelam a grande influência da política monetária no seu comportamento, uma vez que de entre os factores explicativos se destacam as condições de liquidez e as expectativas em relação às taxas oficiais e a existência de corredor das taxas das facilidades permanentes. Um outro factor é o efeito de calendário que leva a Eonia a distanciar-se da taxa de refinanciamento no final de cada período de manutenção, uma vez que os bancos nesta fase procuram maior liquidez para fazer os seus pagamentos e gerir o seu balanço mensal aumentando a taxa MMI, sendo que “o BCE apenas consegue reduzir o valor do diferencial quando provoca condições de liquidez excedentárias no final do período de manutenção.”

Neste trabalho os autores, tendo por base a noção de que em situações normais a Eonia flutua em torno da taxa de refinanciamento, referem que “A crise financeira...teve um impacto significativo sobre o funcionamento do mercado monetário. As taxas de juro deste mercado apresentaram subidas substanciais e a volatilidade disparou. As maturidades mais longas do mercado monetário passaram a incorporar um maior prémio de liquidez e de risco de crédito. O segmento *overnight* tornou-se mais volátil e dependente das condições de funcionamento do mercado interbancário. Esta situação pode ter alterado a capacidade do Eurosistema em intervir no mercado interbancário e em influenciar as taxas de juro em linha com a orientação de política monetária”. Após a realização dos testes, realizados através da metodologia EGARCH, é confirmada esta última afirmação ao constatarem que no período após 2007 aparece um obstáculo para o BCE na influência da Eonia devido à passagem para operações com satisfação de procura total, perdendo efeito o factor liquidez.

1.4.2. Efeitos das taxas directoras no mercado das Obrigações de Tesouro

Leão, Leão e Lagoa (2009) descrevem um impacto positivo das alterações das taxas directoras no mercado obrigacionista. Para estes autores, como o aumento das taxas directoras levam ao aumento de outras taxas (MMI, crédito e depósito bancário, entre outras), as taxas de juro dos instrumentos de Tesouro também aumentarão. Isto porque, por um lado um aumento das taxas do MMI leva a que os bancos, ao invés de investirem em obrigações, apliquem o seu dinheiro no MMI, pois dará uma rendibilidade maior e por outro lado um aumento das taxas de depósitos a prazo e poupança vai levar a que os investidores, preferindo este depósito, vendam as obrigações ou, simplesmente, não comprem novas obrigações.

Grande parte dos estudos efectuados (normalmente referente aos E.U.A.) vão de encontro com a teoria apresentada pelos autores anteriores no que diz respeito à influência das taxas directoras nas taxas de curto prazo. No entanto, as taxas de longo prazo nem sempre respondem ou respondem apenas de uma maneira fraca às mudanças das taxas de juro de referência.

Para Thornton (1998) não é surpresa os mercados reagirem a mudanças nas taxas de referência do FED e por isso procura, no seu estudo, observar as reacções das taxas de juro de curto e longo prazo através das expectativas do mercado acerca da inflação e a magnitude dos efeitos.

Thornton estuda as taxas de juro para todas as maturidades através da equação $i^t = r^t + \pi_t^e$, onde toma a taxa de juro nominal como a soma da componente taxa de juro real e as expectativas de inflação. O autor refere ainda que uma alteração das taxas de referência do FED (Federal Funds Rate Target) pode dar nova informação às duas componentes e por vezes essa informação poderá ter efeitos opostos, pelo que a taxa de juro nominal irá reagir (aumentando ou diminuindo) ou não dependentemente da magnitude dos efeitos em cada componente. No seu estudo, através da estimação da equação $\Delta i^t = \gamma + \beta \Delta fftar + \varepsilon^5$, para os instrumentos de Tesouro a 3 e 12 meses, 10 e 30 anos no período de 2 Outubro de 1989 até 31 Dezembro 1997, observa uma resposta significativa de curto prazo e uma resposta pequena, não estatisticamente significativa a 5% das taxas de longo prazo. Também neste estudo, Thornton procura ver a magnitude da reacção conforme o tamanho da alteração do valor das Federal Funds Rate Target, dividindo as mudanças em grande, quando maiores de 25 pontos base e pequenas quando iguais aos 25 pontos base chegando à conclusão de que taxas de curto prazo não variam com o tamanho da acção mas que as taxas de longo prazo variam. A reacção das taxas a 12 meses é maior a pequenas mudanças e menor a grandes mudanças e a resposta das taxas a 10 e 30 anos acontece apenas quando existem grandes mudanças. No entanto, estas diferenças não são estatisticamente significantes. O problema que surge é o facto de todas as grandes mudanças deste período serem acompanhadas por alterações nas taxas de desconto pelo que Thornton não consegue dividir o efeito que vem da alteração do Federal Funds Rate Target do que vem das alterações das taxas de desconto.

De forma sintetizada, Thornton conclui que existem diferentes reacções a curto e a longo prazo sugerindo que as acções de política monetária causam ao mercado mudanças nas

⁵ Na equação descrita ($\Delta i^t = \gamma + \beta \Delta fftar + \varepsilon$), i^t representa as taxas de juro do Tesouro, $fftar$ as taxas do FED (FED's Federal Reserve Funds Rate Target) e β mede a resposta do mercado à parte não antecipada das alterações na taxa de referência.

expectativas de inflação e que as taxas de longo prazo apenas respondem às acções quando estas são acompanhadas de alterações na taxa de desconto.

Roley e Sellon (1995) chamam a atenção para a diferença entre a teoria do mecanismo de transmissão que evidencia uma forte e positiva relação entre a política monetária e as taxas de juro de longo prazo e a actual relação entre estes que se mostra bastante fraca e variável.

Ao evidenciar a relação entre as acções de política e as taxas de juro, Roley e Sellon mostram através da análise de um curto espaço de tempo (Fevereiro de 1994 e Julho de 2005), como é possível ver na Figura 1.1, que a taxa a 3 meses apesar de flutuar desviando-se por vezes da Federal Funds Rate Target acaba por estar sempre perto antecipando no entanto as subidas e descidas existentes. Por outro lado, as taxas de longo prazo não têm esta tendência de aproximação à taxa target, sendo que no início deste período acaba por subir de forma mais rápida e que no fim de 94/início de 95 acaba por cair enquanto a taxa referência continua a aumentar, mostrando neste último uma reacção oposta à descrita pelos mecanismos de transmissão.

RELATIONSHIP BETWEEN MARKET RATES AND FUNDS RATE TARGET

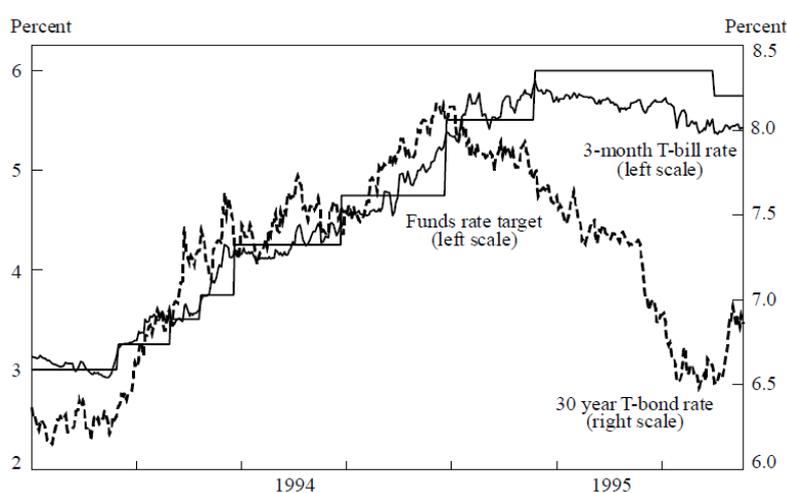


Figura 1. 1- Relação entre as taxas de mercado e Federal Funds Rate Target
Fonte: Roley, V. e Sellon, G. (1995) chart 1, pag 76

Nesta mesma pesquisa, tal como Thornton, Rolley e Sellon referem-se à teoria das expectativas para explicar a reacção das taxas de juro de longo prazo. Esta teoria faz referência à afectação das políticas monetárias nas taxas de longo prazo através da influência directa das taxas de curto prazo e da alteração das expectativas futuras para taxa de curto prazo. A reacção das taxas de longo prazo depende da visão dos participantes do mercado sobre as futuras acções de política monetária, i.e., se os participantes pensam que a política

será permanente ou persistente (ou seja, a primeira de muitas alterações na mesma direcção), as taxas a curto e a longo prazo irão responder positivamente, sendo esta resposta igual ou mesmo maior que a resposta de curto prazo, mas se por outro lado parecer uma acção temporária que poderá ser reversível com o estado da economia, a taxa pode não ter uma reacção significativa ou até diminuir com um aumento da taxa target.

Assim, tendo como base esta teoria, os autores estendem a sua pesquisa para além dos dias à volta do anúncio da alteração (diferenciando-se de outros estudos que apenas se focam em um/dois dias antes e depois) e não só denotam que a resposta no dia a seguir à mudança é pequena e que no próprio dia é até mesmo não significativa como mostram que a política pode ser antecipada. Utilizando um modelo que capta a tendência das taxas a antecipações nas acções de política tomadas e estendendo a análise para um horizonte maior, estes autores encontram uma resposta maior das taxas de longo prazo que as encontradas em estudos anteriores, e uma antecipação das taxas de longo prazo em relação às alterações (as taxas de longo prazo parecem antecipar as mudanças movendo-se com antecedência).

Edelberg e Marshall (1996) afirmam a existência de ligação entre as previsões de alta inflação e a influência das acções de política monetária nas *yields* das obrigações. Estes autores examinam como a política monetária afecta as *yields* de diferentes maturidades medindo a política monetária através do nível de Federal Funds Rate, uma vez que confirmam o efeito imediato desta política nestas taxas. Para isto, utilizam dados mensais e incluem no modelo VAR 7 variáveis (instrumentos de política monetária, em particular o Federal Funds Rate, o log do emprego não agrícola como indicador da actividade económica real, log nível de preços como medida de gastos em consumo, mudanças do índice de preços de materiais sensíveis como medida de pressão inflacionária futura, as *yields* de cupão zero, log “nonborrowed reserves” e log do total de reservas como medida de procura de crédito na economia) que consideram importantes para a medição desta reacção. Com este modelo observam que um aumento de 50 pontos base (p.b.) do Federal Funds Rate leva a um aumento de aproximadamente 30 p.b. nas *yields* de um mês deixando de ter efeito passado 20 meses. A 6 e 12 meses também existe um aumento de 30.p.b. mas o efeito acaba mais cedo; para uma maturidade de 3 anos existe aumento de 12 p.b., ao passo que para as maturidades maiores de 10 e 15 anos o efeito é de um aumento de menos de 5 p.b. o que sumarizando, demonstra uma reacção significativa e forte a curto prazo, reacção esta que diminui e se torna menos significativa com a longitude das maturidades.

Para o período de 1994, estes autores revelam que um choque na política monetária tem um grande impacto apenas nas obrigações de curto prazo sendo que as obrigações de longo

prazo com maturidades de 3 anos revelam um pequeno impacto e as de 15 anos um impacto insignificante. Para esta reacção, os autores encontram a hipótese das expectativas e a hipótese de Fisher de que os movimentos das OT reflectem as mudanças na inflação esperada, como explicações teóricas para o observado.

1.4.3. Efeitos das taxas directoras no mercado de Acções

No que diz respeito ao mercado de acções, tal como a teoria expõe, a grande parte dos estudos revelam uma relação negativa entre o preço das acções e as taxas de referência dos Bancos Centrais.

Leão, Leão e Lagoa (2009) no seu livro de Política Monetária e Mercados Financeiros demonstram como as acções de política monetária afectam, por diversas vias, o mercado das acções. Como foi referido anteriormente, um aumento das taxas directoras do BCE conduz a um aumento das taxas MMI *overnight* e a x meses e a uma diminuição da Base Monetária, levando a que os bancos (intermediários financeiros) ao pagarem mais para se financiarem, aumentem as taxas de juro de crédito bancário, de depósitos e poupança e a que as taxas de juro dos Bilhetes de Tesouro (BT) e obrigações emitidas por empresas privadas também aumentem.

As acções são assim afectadas por diversas formas. Em primeiro lugar, o aumento do preço a pagar pelo crédito leva, por um lado, os consumidores a comprar menos bens às empresas, diminuindo as vendas destas, e, por outro lado, leva a que as próprias empresas passem a ter mais dificuldade em se financiar. Por consequência, estes dois lados (empresa/consumidor) proporcionam uma diminuição das receitas que, por sua vez, levam à diminuição dos dividendos das acções distribuídos, conduzindo os investidores (que exigirão uma remuneração mais elevada) não só a não comprar como até a vender as já detidas. Em segundo lugar, ao aumentar as taxas de juro das obrigações das empresas torna-se também mais inacessível a sua forma de financiamento e menos atractivo para o investidor pagar mais por um crédito para adquirir acções. Em terceiro, ao aumentarem outras taxas como a das obrigações (BT e OT) e depósitos, estas formas de investimento tornam-se mais atractivas levando o investidor a preferir este modo de rendimento ao invés da aquisição das acções.

Por todas estas vias, o preço das acções acaba por cair com um aumento das taxas directoras do Banco Central, mostrando assim uma relação inversa.

Uma outra forma de explicar a diminuição (aumento) do preço das acções aquando uma subida (descida) das taxas de juro directoras é através da observação da equação do valor

fundamental de uma acção (1), que indica o valor actualizado de todos os dividendos (*DIV*) que se espera que a empresa distribua no futuro:

$$S_0^i = DIV_0^i + \frac{DIV_1^i}{1+d_{S,i}} + \frac{DIV_2^i}{(1+d_{S,i})^2} + \frac{DIV_3^i}{(1+d_{S,i})^3} + \dots \quad (1)$$

Como mostrado na equação, com o aumento das taxas directoras, a taxa de desconto associada ($d_{S,i}$) vai aumentar, pelo que existirá uma tendência de diminuição da cotação da acção da empresa *i* na bolsa (*S*).

Bernake e Kuttner (2004) estimam, através do modelo VAR, o efeito da política monetária no mercado de acções utilizando os dados do CRSP Value Weight. Como afirmam, as acções de política monetária afectam directamente as taxas do Federal Funds Rate e os mercados financeiros, ao passo que as variáveis económicas objecto da actuação do Banco Central (inflação, PIB e emprego) são afectados de forma indirecta, pelo que se torna interessante ver a forma de afectação das políticas no mercado das acções.

Estes autores distinguem as políticas esperadas das não esperadas assumindo que o mercado não responde a políticas antecipadas. Utilizando o método de Kuttner (2001) que recorre a dados de contratos de futuros para construir uma medida de surpresa às mudanças, os autores observam uma resposta forte do CRSP Value Weight a alterações surpresa e uma resposta pequena e por vezes nula a mudanças antecipadas pelos participantes do mercado. É também perceptível no estudo uma resposta grande quando a alteração é vista como permanente e pequena quando existe uma manutenção não esperada da taxa target. Deste estudo é retirada também a conclusão de que a reacção dos preços das acções à política monetária advém não tanto dos efeitos que estas produzem nas taxas de juro real, mas sim dos retornos futuros em excesso esperados e dos dividendos esperados no futuro.

2. ESTUDO ECONOMÉTRICO

2.1. Levantamento de dados e estudo das variáveis

Os dados diários (5 dias da semana) dizem respeito ao período de Janeiro de 2000 a Dezembro de 2011 e foram obtidos na *Bloomberg* e BCE.

Para os objectivos pretendidos, apenas não foi possível a obtenção das taxas de juro das obrigações de curto prazo portuguesas, pois não se encontravam nas plataformas de pesquisa (*Bloomberg* e *Datastream*) nem estavam disponíveis no sítio do BCE. Na persistência de encontro destes dados foi contactado o Banco de Portugal que informou não ter dados desse instrumento aconselhando o contacto com o IGCP, Instituto de Gestão da Tesouraria e do Crédito Público, do qual não se obteve qualquer resposta. Apesar da limitação do estudo às obrigações portuguesas, dada a existência de dados para os restantes países a análise a curto prazo foi possível.

No que diz respeito às obrigações de longo prazo a selecção das séries a incluir no estudo foi realizada a partir da observação gráfica de diversas maturidades. Como é possível observar nas Figuras 2.1, 2.2 e 2.3 obtidas no programa E-views – software seleccionado para a realização dos estudos incluídos nesta dissertação – as OT de maturidades 2, 3 e 5 anos têm um comportamento muito semelhante em todos os países.

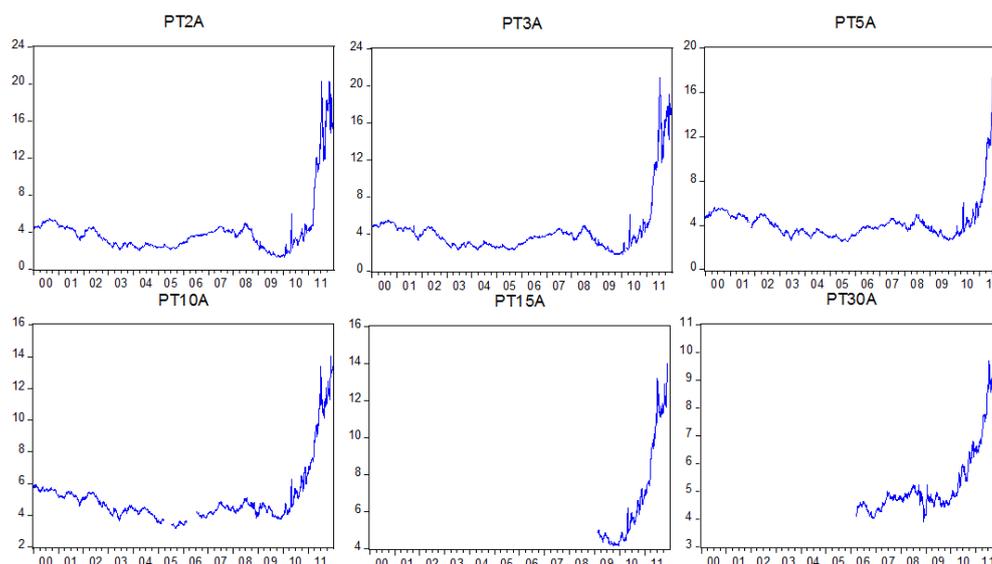


Figura 2. 1- Obrigações de Tesouro Portugal

Fonte: Output E-views

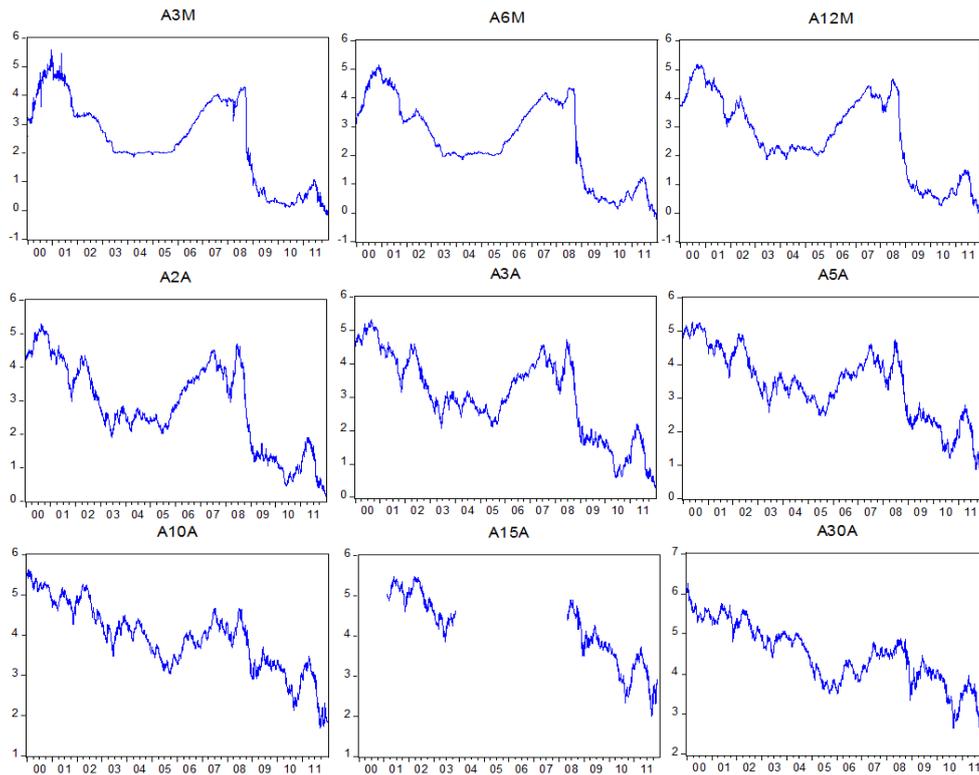


Figura 2. 2- Bilhetes e Obrigações de Tesouro Alemanha
 Fonte: Output E-views

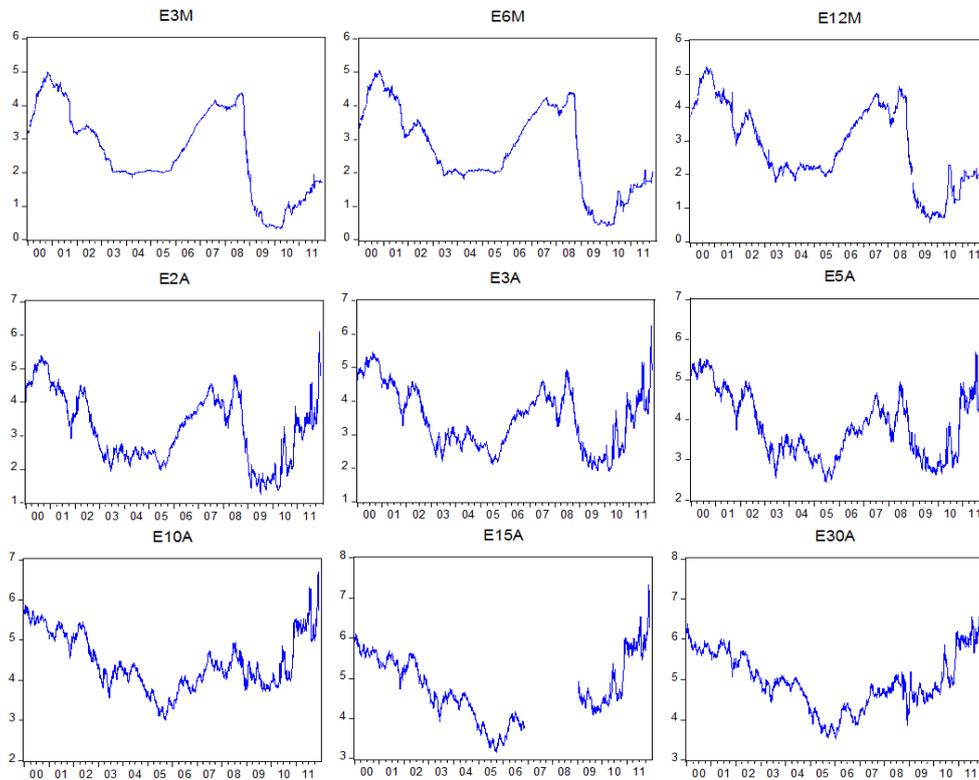


Figura 2. 3- Bilhetes e Obrigações de Tesouro de Espanha
 Fonte: Output E-views

Revedo a literatura, estudos anteriores revelam que, havendo resposta significativa a longo prazo, a reacção das obrigações diminui com a longevidade das maturidades. No entanto, nestes estudos são comparadas maturidades com uma maior distância (Thornton compara maturidades de 12 meses, 2 e 30 anos, Rolley e Sellon 3 meses e 30 anos e Edelberg 1, 6 e 12 meses e 3, 10 e 15 anos) pelo que também aqui a inclusão de todas estas maturidades torna-se dispensável.

Desta forma, será retirada a série de obrigações de maturidade de três anos mantendo a de dois e cinco anos, pois a distância de maturidade já se considera relevante.

O número de observações obtidas para as OT de 15 anos é reduzido quando comparado com as restantes e o período de observação é bastante curto tornando-se irrelevante para o estudo em causa, dado que se pretende a observação dos resultados para o período de 2000 a 2011.

As séries de Obrigações de 3, 6 e 12 meses e 30 anos, apesar de os dados obtidos para Portugal no caso dos Bilhetes de Tesouro não constarem e no caso das OT 30 anos iniciarem apenas em meados de 2006, serão mantidas pelo grande interesse de estudo a curto e muito longo prazo.

Relativamente ao mercado accionista foram obtidos os valores dos índices de cotações de acções dos países em causa. O PSI20 para Portugal, Dax para a Alemanha e Ibex de Espanha. O índice por ser o indicador, medido em pontos, que reflecte a evolução média dos preços das acções das empresas que mais transaccionam no mercado permite a comparação entre países.

Para medir o impacto objectivo obtiveram-se os ados relativos às taxas de referência o BCE, i.e., as taxas de facilidade permanente de depósito e de cedência de liquidez e as taxas de refinanciamento. No entanto, o facto das alterações das taxas directoras ocorrerem temporariamente (veja-se Anexo D1) torna as séries com pouca variabilidade, pelo que integrar no estudo uma variável mais volátil a tomar o lugar da variável de referência (taxa de refinanciamento) dá um maior interesse e relevância ao estudo.

O primeiro passo dos mecanismos de transmissão consiste na definição das taxas de juro do BCE e estas vão servir de referência para as taxas de juro do mercado interbancário.

Através da visualização do gráfico (Figura 2.4) é clara a evidência de que o impacto das taxas de juro do BCE nas taxas do Mercado Monetário Interbancário (MMI), aqui representado pela Eonia, é tal e qual o descrito pela teoria.

A taxa de juro do MMI varia em torno da taxa de refinanciamento do BCE nunca ultrapassando a parede de limitação dada pelas taxas de cedência de liquidez e facilidade de depósito.

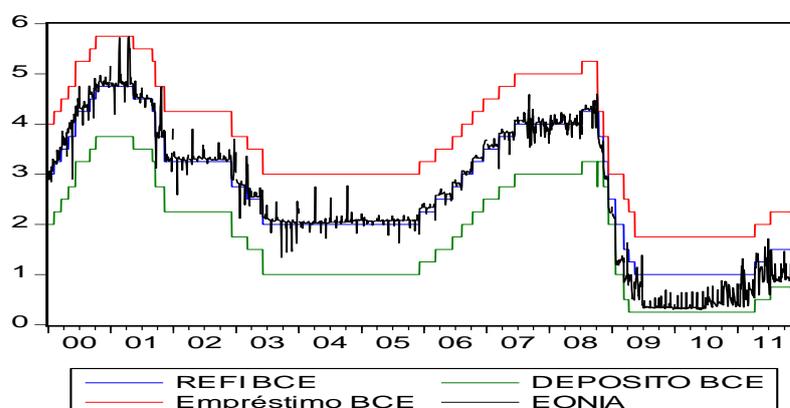


Figura 2. 4- Comportamento das taxas oficiais e Eonia
Fonte: Output E-views

Observando a mesma figura é claro o desvio da taxa MMI, nos últimos anos de observação, em relação à taxa de refinanciamento declarando a existência de um factor (crise financeira) que o faz afastar desta. Neste período, a taxa encontra-se abaixo da taxa de refinanciamento estando muito próxima da taxa de facilidade permanente de depósito.

Também com um simples teste à correlação das variáveis é manifestada a relação que estas variáveis têm entre elas. Uma vez que a grande parte das decisões do BCE afectam as três taxas no mesmo sentido e na mesma proporção é intuitivo que a correlação seja positiva e muito próxima de um. Este valor da correlação (Tabela 2.1) revela que também a Eonia tem uma correlação quase perfeita com as outras taxas. Assim, é demonstrado que as alterações do BCE influenciam fortemente as taxas do mercado monetário interbancário.

Tabela 2. 1- Correlação entre as taxas oficiais e Eonia

Correlation Matrix				
	RREFI	REMP	RDEP	EONIA
RREFI	1.000000	0.996292	0.995892	0.985426
REMP	0.996292	1.000000	0.984971	0.989533
RDEP	0.995892	0.984971	1.000000	0.973148
EONIA	0.985426	0.989533	0.973148	1.000000

Fonte: Output do E-views

Uma vez demonstrada esta clara influência, estão dadas as condições para integrar uma variável mais volátil ao estudo do impacto das taxas do BCE nos instrumentos financeiros. Desta forma, será tomada a Eonia em substituição das taxas de referência do Banco Central Europeu.

Por fim, de forma a poder verificar os efeitos da existência de uma crise económica no impacto da política monetária do BCE nos instrumentos foi incluída uma variável *dummy* que diferenciará o período pré-crise do período de crise. A falência da Lehman Brothers, a 14 de Setembro de 2008, foi a data tomada como marco para a separação pretendida por se considerar que foi a partir desta falência que se iniciou um efeito “dominó” que veio a atingir as instituições financeiras de todo o mundo e por consequência, as economias de muitos países inclusivé os países alvo deste estudo.

Assim, as séries utilizadas no estudo podem ser sintetizadas no quadro seguinte:

Tabela 2. 2- Descrição das variáveis de estudo

Séries diárias (5 dias da semana)	Nome da variável Portugal	Período	Nome da variável Alemanha	Período	Nome da variável Espanha	Período	Fonte
BT's 3 meses	-		a3m	04Jan2000-30Dez2011	e3m	04Jan2000-30Dez2011	Bloomberg
BT's 6 meses	-		a6m	04Jan2000-30Dez2011	e6m	04Jan2000-30Dez2011	
BT's 12 meses	-		a12m	03Jan2000-30Dez2011	e12m	04Jan2000-30Dez2011	
OT's 2 anos	pt2a	04Jan2000-30Dez2011	a2a	03Jan2000-30Dez2011	e2a	03Jan2000-30Dez2011	
OT's 5 anos	pt5a	03Jan2000-30Dez2011	a5a	03Jan2000-30Dez2011	e5a	03Jan2000-30Dez2011	
OT's 10 anos	pt10a	04Jan2000-30Dez2011	a10a	03Jan2000-30Dez2011	e10a	03Jan2000-30Dez2011	
OT's 30 anos	pt30a	16Mar2006-01Dez2011	a30a	03Jan2000-30Dez2011	e30a	03Jan2000-30Dez2011	
Índice de acções	psi20	03Jan2000-30Dez2011	dax	03Jan2000-30Dez2011	ibex	03Jan2000-30Dez2011	
Eonia			eonia			03Jan2000-30Dez2011	Banco Central Europeu
Taxa de Refinanciamento			rrefi			03Jan2000-30Dez2011	
Taxa de Facilidade de Cedência de Liquidez			remf			03Jan2000-30Dez2011	
Taxa de Facilidade Permanente de Depósito			rdep			03Jan2000-30Dez2011	
Dummy 0 - Pré Crise 1 - Crise			D1			Até 14Set2008 De 15Set2008	

Fonte: Elaborado pelo autor

2.2. Metodologia e selecção dos modelos

O estudo de estacionaridade em séries temporais é crucial para a boa estimação de modelos econométricos. Para isso o primeiro passo a dar consiste na determinação da estacionaridade ou não estacionaridade das séries.

Se uma série temporal é estacionária a sua média, variância e covariância são constantes ao longo do tempo, ou seja, são as mesmas em qualquer ponto do tempo que avaliamos e a covariância apenas dependente do número de defasamentos temporais considerados (Guajarati 2004).

No caso das séries serem não estacionária, nos resultados pode-se encontrar uma regressão espúria, isto é, as variáveis são independentes apesar dos resultados serem significantes sendo que assumem uma relação entre elas. Uma regressão espúria é uma regressão sem sentido e a utilização desta leva a resultados enganadores uma vez que os coeficientes de correlação são significantes não tendo, no entanto qualquer significado económico.

De forma a evitar este problema deve-se transformar a série em estacionária, mas para isso é necessário saber o tipo de série com que se está a trabalhar. As séries não estacionárias podem ser do tipo TSP (estacionárias em torno da tendência) ou DSP (estacionárias quando se toma as diferenças).

No caso de um processo estacionário em tendência (TSP), é necessária a remoção da tendência para que se torne estacionária passando os coeficientes a serem bem estimados. No caso de séries DSP serem estacionárias, depois de tomadas as diferenças, é necessário que os resíduos da regressão em níveis sejam um processo estacionário para que se considere a relação entre as variáveis como cointegração, i.e., de equilíbrio (Patterson, 2000). Nesta situação, torna-se indispensável descobrir se as variáveis apresentam uma relação de cointegração ou espúria.

Para estudar a estacionaridade das variáveis existem diferentes testes sendo os chamados Testes de Raízes Unitárias aqueles que se tornaram mais populares ao longo do tempo. De entre estes testes encontram-se: 1) Augmented Dickey-Fuller (ADF); 2) Phillips-Perron (PP); e 3) Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS).

O teste ADF (1981) é uma extensão ao teste Dickey Fuller (1979). O teste DF permite testar a estacionaridade, no entanto tem a limitação de assumir que os erros da regressão do teste são sempre ruído branco e, portanto o teste ADF aparece de forma a contornar tal

restrição acrescentando termos desfasados da variável dependente e corrigindo a autocorrelação dos erros. A equação geral para um AR(p) é dada por:

$$\Delta y_t = \mu + \delta t + \alpha y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \delta_p \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Phillips e Perron (1988) desenvolveram uma abordagem alternativa utilizando métodos não paramétricos de correção de erros onde a variância de longo prazo do erro da regressão do teste é estimada a partir dos seus resíduos.

Nos dois testes mencionados, o ensaio de hipóteses utiliza a distribuição τc , que inclui a constante, para testar a estacionaridade das variáveis, tomando como hipótese nula a série I(1) e hipótese alternativa I(0). No caso de não aceitação de não estacionaridade, o ensaio de hipótese com a distribuição τct (com constante e tendência) testa o tipo de série onde a hipótese nula tomada é uma série DSP e hipótese alternativa um TSP. A aceitação (rejeição) da hipótese nula, a um nível de significância de 5%, ocorre quando o p-value é superior (inferior) a 0,05.

O teste KPSS- Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) testa a estacionaridade como hipótese nula. A série é expressa como a soma da tendência determinística, passeio aleatório e erro estacionário e o teste é o de multiplicador de Lagrange da hipótese de que o passeio aleatório tem variância igual a zero. O critério de aceitação da hipótese nula depende dos valores críticos e do valor da estatística dada pelo teste, rejeitando ou aceitando a hipótese nula conforme se encontre à direita ou esquerda do valor crítico, respectivamente.

Aplicando os testes de raízes unitárias às séries em estudo nesta dissertação é evidente a concordância dos diferentes testes no que diz respeito ao tipo de série, tornando-se claro que todas as variáveis seleccionadas são não estacionárias do tipo DSP (Ver Anexo A.1).

Desta forma, como mencionado anteriormente, dados os riscos que se corre quando trabalhamos com séries não estacionárias, é conveniente estudar previamente a relação entre as variáveis, pois apesar de divergirem no tempo aleatoriamente, estas poderão de alguma forma estar combinadas (relação de cointegração) ou apresentar uma relação espúria. Economicamente falando, duas variáveis serão cointegradas se têm uma relação de longo prazo, ou equilíbrio, entre elas (Guajarati 2004).

No estudo, dado que se pretende uma análise uniequacional e uma análise multiequacional, é necessário primeiramente apresentar as equações relativas a cada análise, realizando então todos os estudos necessários para o encontro do melhor modelo a estimar.

- Análise Uniequacional

A análise uniequacional reside na estimação de 21 modelos, colocando cada um dos instrumentos, acções e obrigações de diferentes maturidades, dependente da Eonia e da *dummy* de influência da crise económica.

$$R_{jx} = \beta_1 + \beta_2 Eonia + \beta_3 D1 + \beta_4 D1 * Eonia + \mu \quad (3),$$

R= PT, E, A; $jx=3m, 6m, 12m, 2a, 5a, 10a, 30a$; μ = erro do modelo onde R_{jx} assume a taxa de juro das Obrigações de Tesouro de Portugal, Espanha e Alemanha a uma maturidade de jx . Assim, nesta equação podem ser incluídas as 18 equações que se pretende estimar no que diz respeito aos Bilhetes e Obrigações de Tesouro de diferentes maturidades. Por outro lado,

$$S = \beta_1 + \beta_2 Eonia + \beta_3 D1 + \beta_4 D1 * Eonia + \mu \quad (4),$$

S= Psi20, Ibex, Dax; μ = erro do modelo onde S assume o valor dos índices de acções portuguesas (Psi20), espanholas (Ibex) ou alemãs (Dax).⁶

Este tipo de análise permite a estimação do impacto de alterações da Eonia nos diferentes tipos de instrumentos financeiros, independentes uns dos outros, distinguindo simultaneamente a diferença de impacto em altura de crise. De ter em atenção que nesta análise é estudado o impacto da Eonia nos instrumentos e não o inverso, isto é, assume que a Eonia influencia os instrumentos, mas os instrumentos não influenciam a Eonia.

O método de estudo de cointegração adequado à análise é o método Engle-Granger (1987) que sugere a realização um teste de raízes unitárias aos resíduos.

Utilizando o teste ADF aos resíduos extraídos de cada equação, a distribuição das estatísticas de teste já não é a de DF, mas sim a de Engle-Granger que tabelaram os valores críticos (ver Anexo B.1) a ter em atenção na observação do resultado. Este teste, através do software escolhido, selecciona automaticamente o número de *lags* através do critério de Schwartz. A hipótese nula assume que os erros são não estacionários (não cointegração/espúria) e a hipótese alternativa a de que os erros são estacionários e, portanto existe uma relação de cointegração das variáveis. O critério de escolha vai depender da posição da estatística de teste em relação ao valor crítico, isto é, quando o valor da estatística

⁶ De forma a simplificar a introdução das estimações necessárias no e-views R_{jx} e S serão representados juntamente pela sigla inst (instrumento) assumindo estas os diferentes instrumentos financeiros.

de teste se encontra à direita do valor crítico as variáveis têm uma relação espúria, caso contrário as variáveis estão relacionadas entre elas.

Confrontado o valor crítico, a um nível de significância de 5% de -3,35 (indicado pela Tabela de Engle-Granger como o mais apropriado para as equações em estudo que contém 2 variáveis e mais de 500 observação), os testes realizados revelam a existência de cointegração na relação entre as obrigações alemãs de todas as maturidades e a Eonia bem como na relação entre as obrigações espanholas de curto prazo (3, 6 e 12 meses), de 5 e 10 anos e a Eonia. Por outro lado, a relação entre as obrigações portuguesas e a Eonia, as obrigações espanholas a 2 e 30 anos e Eonia e entre os índices accionistas e a mesma manifesta-se como espúria (Ver Tabela 2.3)⁷.

Tabela 2. 3- Teste de Engle-Granger aos resíduos das equações R_{jx} e S (inst)

Rjx / S	Teste	Valor Crítico (5%)	T-statistic	Aceita/ Rejeita H0	Relação
PT2a	ADF	-3,35	-0,438547	Aceita	Espúria
PT5a			0,210347	Aceita	Espúria
PT10a			0,942153	Aceita	Espúria
PT30a			1,100886	Aceita	Espúria
E3m			-4,386892	Rejeita	Cointegração
E6m			-4,130718	Rejeita	Cointegração
E12m			-3,610676	Rejeita	Cointegração
E2a			-3,041461	Aceita	Espúria
E5a			-3,913125	Rejeita	Cointegração
E10a			-3,479574	Rejeita	Cointegração
E30a			-3,156904	Aceita	Espúria
A3m			-12,43118	Rejeita	Cointegração
A6m			-6,049327	Rejeita	Cointegração
A12m			-4,159705	Rejeita	Cointegração
A2a			-4,892141	Rejeita	Cointegração
A5a			-4,084397	Rejeita	Cointegração
A10a			-3,749324	Rejeita	Cointegração
A30a			-3,354585	Rejeita	Cointegração
PSI20			-1,750937	Aceita	Espúria
Dax			-2,569513	Aceita	Espúria
Ibex	-1,713153	Aceita	Espúria		

Fonte: Elaborada pelo autor com base nos outputs do E-views

Dada a existência de relações cointegradas e relações espúrias o modelo a utilizar deverá ser distinto.

⁷ Nota: Para o estudo à cointegração de Engle Granger apresentado foi utilizada a equação (3) e (4) que incluem as dummies relativas à existência de uma crise financeira, no entanto, caso a *dummy* não fosse incluída nos resíduos da equação, como poderá ser visto na Anexo B.2. apenas os instrumentos E5a, E10a e E30a apresentavam uma relação diferente, de espúria ao invés de uma relação de cointegração.

Numa relação de cointegração deverá ser utilizado o Mecanismo de Correção de Erro dado pela equação geral:

$$\Delta y_t = \gamma_0 + \lambda \hat{u}_{t-1} + \delta \Delta x + \mu_t \quad (5),$$

onde γ_0 é uma constante, $\lambda \hat{u}_{t-1}$ representa a componente de erro de longo prazo (\hat{u}_{t-1} é o erro de equilíbrio), $\delta \Delta x$ representa a componente de curto prazo e μ_t o erro do modelo. Este modelo toma as variáveis às diferenças e inclui uma componente que recupera as informações de longo prazo, isto é, inclui o resíduo da equação de cointegração (com um desfasamento) na estimação do modelo.

De forma a aplicar este modelo às variáveis em estudo, a equação utilizada no eviews para a estimação é dada por:

$$d(inst) = c + \gamma_1 residinst(-1) + \gamma_2 d(eonia) + \gamma_3 D1 + \gamma_4 D1 * (eonia) + \mu \quad (6),$$

onde *inst* assume qualquer instrumento de qualquer maturidade, *residinst* o resíduo, *d(inst)* a variação do instrumento em causa e *d(eonia)* a variação da Eonia.

Os resultados dos outputs extraídos demonstram, como apresentado no Anexo B.3., a existência de algumas situações que implicam a mudança no modelo a estimar. No caso dos instrumentos A3m, A6m, A2a, A5a, A10a, A30a, E6m, E12m, E5a e E10a é revelada a insignificância da inclusão das *dummies* no modelo, uma vez que o seu p-value é superior a 0,1 (nível de significância de 10%). Por consequência estas deverão ser retiradas pelo que a estimação mais correcta a ser realizada é através da equação (7):

$$d(inst) = c + \gamma_1 residinst(-1) + \gamma_2 d(eonia) + \mu \quad (7)$$

No entanto para A2a e E12m existe uma situação que desperta interesse. O p-value da componente $\gamma_1 residinst(-1)$ destes instrumentos revela (sendo superior a 0,05) a não cointegração, facto que manifesta uma incoerência com o teste Engle-Granger. Nesta situação o modelo deverá assumir uma relação espúria e, portanto para estes instrumentos o modelo (7) não é o melhor a estimar⁸.

Os restantes instrumentos que contém uma relação de cointegração com a Eonia (A12m e E3m) demonstram que a inclusão de $d1 * d(eonia)$ é insignificante e deve ser retirada do modelo, sendo que o melhor modelo a estimar será o modelo de mecanismo de correcção de erros sem a inclusão desta componente:

$$d(inst) = c + \gamma_1 residinst(-1) + \gamma_2 d(eonia) + \gamma_3 D1 + \mu \quad (8)$$

⁸ Os resultados do output da estimação da equação 7 para os instrumentos em causa (A2a e E12m) revelam igualmente um p-value para o resíduo superior a 0,1 o que demonstra a manutenção da sua insignificância quando são retiradas as *dummies*.

Desta forma e tomando a componente de longo prazo do modelo de mecanismo de correcção de erros ($\gamma_1 residinst (-1)$) como nula dado que o objectivo da dissertação se centra nos impactos de curto prazo, os modelos a utilizar no caso das relações de cointegração encontram-se definidos.

Quando as séries apresentam uma relação de espúria, a análise às variáveis é possível quando se tomam variações, pois variáveis não estacionárias quando tomadas as primeiras diferenças transformam-se em estacionárias. Desta forma a análise será executada através da estimação das equações iniciais tomando as suas variações:

$$d(inst) = c + \beta_1 d(eonia) + \beta_2 D1 + \beta_3 D1 * d(eonia) + \mu \quad (9)$$

No entanto, tal como na cointegração, ao observar a estimação destas equações (ver Anexo B.4.) são identificadas componentes que se revelam insignificantes em todos os instrumentos à excepção das obrigações portuguesas de 5 e 10 anos sendo necessário retirá-las do modelo.

No que diz respeito ao mercado accionista (Psi20, Dax e Ibex) bem como às obrigações espanholas de maturidade de 2 anos (E2a) é verificado o facto de que a presença de uma crise no período de análise não é significativa, pelo que o modelo a estimar deverá excluir as *dummies*:

$$d(inst) = c + \beta_1 d(eonia) + \mu \quad (10)$$

Tal com o verificado anteriormente as obrigações alemãs a 12 meses e espanholas a 3 meses (A12m e E3m), contrariamente ao que indica o teste de Engle-Granger apresentam uma relação espúria e revelam que a presença de uma crise não é relevante pelo que o melhor modelo a estimar será também o modelo indicado na equação (10)

Às OT portuguesas de 2 e 30 anos deverá ser retirada a componente $d1 * d(eonia)$ e à equação das OT espanholas de 30 anos deverá ser retirado $d1$ devendo assim serem estimadas para estes casos as equações 12 e 13 respectivamente.

$$d(inst) = c + \beta_1 d(eonia) + \beta_2 D1 + \mu \quad (11)$$

$$d(inst) = c + \beta_1 d(eonia) + \beta_2 D1 * d(eonia) + \mu \quad (12)$$

Em suma, os modelos estimados para a leitura dos resultados da análise uniequacional são apresentados no quadro seguinte:

Tabela 2. 4- Modelos uniequacionais de coitegração e em primeiras diferenças

	<u>Equação</u>	<u>Modelo</u>	<u>Instrumento</u>	
		<u>Mecanismo de Correção dos Erros</u>		
<u>Cointegradas</u>	<u>7</u>	$d(inst) = c + \gamma_1 residinst (-1) + \gamma_2 d(eonia) + \mu$	<u>A3m</u>	<u>A6m</u>
			<u>A5a</u>	<u>A10a</u>
			<u>A30a</u>	<u>E6m</u>
			<u>E5a</u>	<u>E10a</u>
	<u>8</u>	$d(inst) = c + \gamma_1 residinst (-1) + \gamma_2 d(eonia) + \gamma_3 D1 + \mu$	<u>A12m</u>	<u>E3m</u>
		<u>Modelo em variações</u>		
<u>Não cointegradas</u>	<u>9</u>	$d(inst) = c + \beta_1 d(eonia) + \beta_2 D1 + \beta_3 D1 * d(eonia) + \mu$	<u>PT5a</u>	<u>PT10a</u>
	<u>10</u>	$d(inst) = c + \beta_1 d(eonia) + \mu$	<u>Psi20</u>	<u>Dax</u>
			<u>Ibex</u>	<u>E2a</u>
			<u>E12m</u>	<u>A2a</u>
	<u>11</u>	$d(inst) = c + \beta_1 d(eonia) + \beta_2 D1 + \mu$	<u>PT2a</u>	<u>PT30a</u>
<u>12</u>	$d(inst) = c + \beta_1 d(eonia) + \beta_2 D1 * d(eonia) + \mu$	<u>E30a</u>		

Fonte: Elaborada pelo autor com base em estudos realizados com o apoio do E-views

- Análise Multiequacional

A análise multiequacional utiliza um sistema de equações ao invés de diversas equações independentes, assumindo assim a existência de influência entre as variáveis tomadas como endógenas. Aqui serão utilizados dois cenários, um primeiro em que a Eonia afecta, mas não é afectada pelas obrigações dos diferentes países da mesma maturidade e os índices de acções sendo que estes, no entanto se influenciam uns aos outros, e um segundo em que a Eonia é também tomada como variável endógena querendo isto dizer que também a Eonia é influenciada pelos restantes instrumentos.

Cenário I: Variáveis endógenas - PTx Ex Ax Psi20 Dax Ibex

Variáveis exógenas - c eonia d1 d1*eonia

Cenário II: Variáveis endógenas - PTx Ex Ax Psi20 Dax Ibex eonia

Variáveis exógenas - c d1 d1*eonia,

x = um modelo para cada maturidade

Para analisar a existência de cointegração o método adequado é o de Johansen (1988) que verifica a possível presença de mais de um vector de cointegração, isto é, assume que pode existir mais do que uma simples relação de equilíbrio. Enquanto o método de Engle-Granger assume que existe uma variável dependente e outra independente, este método considera a possibilidade de existir uma dependência mútua entre as variáveis.

Para a realização do teste Johansen é necessário primeiramente proceder à escolha do número de defasamentos (p óptimo) no modelo VAR. Como é possível verificar nos Anexos C.1 e C2, existe incoerência do número de *lags* entre critérios e entre testes. Desta forma, querendo seguir o mesmo método para todas as maturidades seleccionou-se o critério Schwartz. O teste LR estava também em vista para o estudo, uma vez que possibilitava adicionalmente a verificação da existência ou não de diferenças entre a escolha de um *lag* maior ou menor. No entanto, como pode ser visto nas mesmas tabelas este teste identifica muitas vezes *lags* elevados (respostas com 18,19 e 20 dias de defasamento) o que, como pode ser verificado no Anexo D.1, o BCE pode alterar as taxas em menos de 20 dias (exemplo de 2001) sendo difícil identificar se o resultado do teste diz respeito à primeira ou segunda mudança⁹.

Prosseguindo com o teste Johansen onde será testada a presença de cointegração ou de uma relação espúria através dos testes traço e lambda e do critério Schwarz. Uma matriz $[k \times k]$, terá de ter um rank $(\Pi)=r$, $0 < r < k$, para que haja cointegração, sendo $\Pi = \alpha\beta'$ onde α representa uma matriz de ajustamento e β uma matriz de cointegração. Assim, no caso do cenário I como existem quatro variáveis, uma vez que Portugal não é considerado, a matriz π será $[4 \times 4]$ sendo cointegrada quando a característica da matriz se encontra entre 1 e 3. Quando falamos nos instrumentos de longo prazo (2, 5, 10 e 30 anos), uma vez que as obrigações portuguesas e o seu índice de acções já são incluídos na estimação do VAR do tipo Vector Error Correction, de onde se extrai o teste Johansen, a matriz será $[6 \times 6]$ sendo cointegrada se a característica da matriz assume um valor entre 1 e 5. No cenário II a matriz é de $[5 \times 5]$ a curto prazo e de $[7 \times 7]$ no estudo dos instrumentos de longo prazo, existindo cointegração quando $r(\Pi)$ se encontra entre 1 e 4 e entre 1 e 6 respectivamente. Havendo cointegração, o critério Schwartz (critério de selecção adoptado) indica qual o melhor modelo

⁹ Os estudos a *lags* maiores, no entanto foram realizados e podem ser observados na Anexo D.2. Para este resultado foi necessário a realização do teste de cointegração incluído na Tabela 3.4. para identificar o melhor modelo a utilizar.

VECM, de entre 5 possíveis¹⁰, a utilizar. Por outro lado, quando não há cointegração ($r(\Pi)=0$) o melhor modelo a estimar será o VAR às primeiras diferenças.

Na Tabela 2.5 podem ser notados os resultados do teste Johansen para os dois cenários em causa, assumindo que, em caso de não concordância entre os testes e entre o critério, basta existir um que indique não cointegração para que seja admitida a relação de espúria.

Tabela 2. 5- Teste Johansen para os Cenários I e II

Maturidade	Critério/ Teste	Lag	Relação	Modelo	Maturidade	Critério/ Teste	Lag	Relação	Modelo
Cenário I					Cenário II				
3m	SC	1	Cointegração	1	3m	SC	1	Cointegração	1
	LR	20	Espúria	-		LR	19	Cointegração	1
6m	SC	1	Espúria	-	6m	SC	1	Cointegração	2
	LR	20	Espúria	-		LR	20	Cointegração	1
12m	SC	2	Espúria	-	12m	SC	2	Cointegração	1
	LR	18	Espúria	-		LR	19	Espúria	-
2a	SC	2	Espúria	-	2a	SC	2	Espúria	-
	LR	19	Espúria	-		LR	19	Espúria	-
5a	SC	1	Espúria	-	5a	SC	2	Espúria	-
	LR	20	Espúria	-		LR	20	Espúria	-
10a	SC	1	Espúria	-	10a	SC	1	Espúria	-
	LR	20	Espúria	-		LR	20	Espúria	-
30a	SC	1	Espúria	-	30a	SC	1	Cointegração	4
	LR	20	Espúria	-		LR	20	Cointegração	4

Fonte: Elaborada pelo autor com base nos outputs do E-views em anexo (Anexos C.3 e C.4)

No cenário I observa-se a existência de apenas uma relação de cointegração nas obrigações de 3 meses quando realizado a um *lag* sendo que no entanto, quando realizado a 20 *lags*, apresenta uma relação espúria, relação esta também verificada nos restantes instrumentos. Assim, os modelos a estimar para este caso são o modelo VECM (Mecanismo de correcção de erros vectorial) 1, sem constante e sem tendência, a 1 *lag* e o VAR em variações, respectivamente.

O modelo VAR para este cenário é então dado pela equação geral:

$$y_t = c + \varphi_1 y_{t-1} + \varphi_2 y_{t-2} + \dots + \varphi_p y_{t-p} + \gamma x_t + \lambda D + \delta D * x_t + \varepsilon_t \quad (14),$$

onde y_t é o vector de variáveis endógenas [$n \times 1$] sendo n o número de variáveis endógenas (obrigações e acções); c o vector [$n \times 1$] de constantes que representa a média amostral de cada variável; $\varphi_1 y_{t-1}$, $\varphi_2 y_{t-2}$ e $\varphi_p y_{t-p}$ as quantidades estimadas para as variáveis com 1, 2 e p *lags* de desfasamento; γx_t para a variável exógena (eonia); λD para a dummy e $\delta D * x_t$ a

¹⁰ Modelos VECM: 1) Relação de longo prazo e VECM sem constante e sem tendência; 2) Com constante e na relação de longo prazo e VECM sem componentes determinísticas; 3) Relação de longo prazo e VECM com constante; 4) Relação de longo prazo com constante e tendência e VECM com constante; 5) Relação de longo prazo e VECM com constante e tendência.

diferença de inclinação. De notar que o modelo será tomado às primeiras diferenças pelo que o valor das variáveis exógenas e endógenas será dado em variações.

O modelo VECM 1, utilizado para 3 meses e um *lag* é dado por:

$$\Delta y_t = \alpha\beta'y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

O cenário II, por seu lado, apresenta relações de cointegração entre os instrumentos de curto prazo e a Eonia e os instrumentos de maturidade de muito longo prazo (30 anos) e a Eonia. Quando avaliada para 12 meses a 20 lags, indicados pelo teste LR, esta relação torna-se espúria tal como nos restantes instrumentos. Tal como no primeiro cenário, o modelo a estimar para as relações indicadas como espúria é um VAR (p) em variações. Na existência de cointegração é necessário observar o modelo VECM indicado pelo critério Schwartz. Desta forma o modelo a estimar para uma maturidade de 3 meses a 1 e 19 lags é o modelo 1 sem constante e sem tendência; para os instrumentos a 6 meses deve ser utilizado o mesmo modelo 1; para um estudo a 20 lags é o modelo 2 com constante na relação de longo prazo e VECM sem componentes determinísticas e para 30 anos o modelo indicado a 1 e 20 lags é o modelo 4 uma constante na modelação no VECM e na relação de longo prazo, assim como tendência na relação de longo prazo.

Enquanto para a análise do primeiro cenário os resultados serão dados em termos numéricos através da estimação dos modelos, no cenário dois serão apresentados os resultados, com a estimação dos modelos, mas também através da representação das Funções Impulso Resposta (FIR). De notar que a leitura dos resultados dos dois cenários será realizada apenas quando tomados os *lags* de defasamento menores indicados pelo critério de Schwartz dado não ser racional incluir o estudo tomando o número de defasamentos indicados pelo teste LR segundo a justificação dada anteriormente sendo possível, no entanto observar estes resultados, apenas para o primeiro cenário, no Anexo D.2.

2.3. Resultados Empíricos

Numa simples análise gráfica às séries em níveis, dispostas por maturidade (ver Figura 2.5), é possível observar que até ao período 2008 os BT alemães e espanhóis tinham tendência a acompanhar as mudanças da taxa de refinanciamento do BCE estando mais próxima quanto menor a maturidade. Após este período nota-se uma separação destas taxas em relação à Refi. Enquanto o BCE parou com as descidas nas taxas em Maio de 2009, os BT continuaram a

descer até meados de 2010, altura esta em que parecem antecipar a subida apenas realizada pelo BCE em 2011. Entretanto, os BT espanhóis, que parecem antecipar mais cedo a subida do que os alemães, não antecipam a descida feita a Novembro de 2011, ao contrário dos BT alemães.

Quanto às OT (obrigações de longo prazo), até 2008 encontram-se estáveis, no entanto, quanto maior a maturidade, menos aparentam ser influenciadas pelas taxas do BCE. Contudo, é possível verificar que até ao aparecimento de uma crise, as taxas das obrigações dos três países eram semelhantes deixando de o ser em meados de 2009 onde as alemãs se mostram estáveis, as espanholas aumentam gradualmente e as portuguesas crescem a pique.

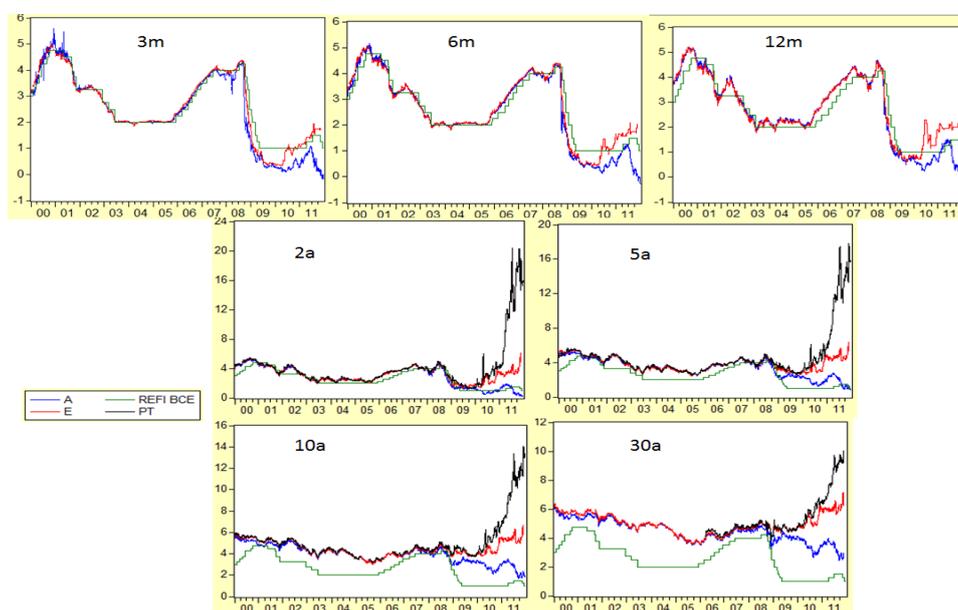


Figura 2. 5- Obrigações de curto e longo prazo, dados em nível, por maturidade.
Fonte: Output E-views

2.3.1. Análise Uniequacional

Quando tomada a influência da Eonia nos diferentes instrumentos independentes uns dos outros (análise uniequacional) é observada a insignificância da existência de uma crise financeira no período em causa no que diz respeito ao efeito das alterações da Eonia nos diversos instrumentos sendo excepção os títulos de Tesouro português a todas as maturidades, alemães a 12 meses e espanhóis a 3 meses e 30 anos (Veja-se Tabela 2.6). É de notar que toda a leitura de resultados é realizada assumindo a hipótese de que a Eonia influencia os instrumentos, no entanto, para as obrigações portuguesas de todas as maturidades, espanholas

a 30 anos, PSI20 e Dax, uma vez que apresentam um p-value superior a 0,1, não pode ser excluída a hipótese de que a Eonia pode não influenciar estes instrumentos.

Nos instrumentos influenciados pela crise apenas as obrigações portuguesas a 2 e 30 anos apresentam um aumento da variação com a presença de recessão. O primeiro reage a um aumento de variação da Eonia de 1p.p com um aumento de variação de 0,01p.p. em situação “normal”, aumentando esta variação para 0,03p.p. na presença de uma crise, demonstrando uma diferença de variação entre crise e não crise (mantendo-se tudo o resto constante) de 0,006 pontos. O segundo, por sua vez, não só aumenta a sua variação com a presença da crise financeira como demonstra uma mudança de sinal, passando de uma reacção negativa (diminuição) de 0,003p.p. ao aumento da variação de 1p.p da Eonia, para um aumento de 0,0028p.p. encaixando-se assim, com a presença na crise, na teoria exposta de que um aumento das taxas do BCE (aqui representadas pela Eonia) leva ao aumento das taxas de juros das OT.

Por outro lado, os restantes instrumentos que se mostram sensíveis à presença de uma recessão apresentam uma diminuição de reacção entre estes períodos. Nas obrigações portuguesas a 5 e 10 anos e as espanholas a 30 anos é notória a influência negativa da crise, sendo que a sua presença afecta o sentido do impacto de alterações na Eonia, tornando a sua reacção contrária à exposta na teoria.

Para as obrigações portuguesas de maturidade de 5 anos quando a Eonia varia 1p.p. estas vão aumentar 0,02 p.p. num período sem recessão ao passo que irão diminuir 0,06p.p. na existência de uma crise. Nestas obrigações, *ceteribus paribus*, a diferença de variação ocorrente da presença ou não de uma recessão é de 0,014 e a diferença de impacto é negativa de -0,09p.p..

As mesmas obrigações, mas com uma maturidade de 10 anos apresentam uma variação de 0,016p.p. numa situação de estabilidade económica e de -0,03p.p. numa situação de recessão quando a variação da Eonia aumenta 1p.p., mostrando, *ceteribus paribus*, uma diferença de variação de 0,01p.p. e uma diferença de impacto de -0,06p.p..

As obrigações espanholas de 30 anos, para a mesma variação da Eonia, vão aumentar 0,013 pontos quando a *dummy* é zero e diminuir 0,02p.p. quando a *dummy* assume 1. Nestas obrigações apenas a diferença de impacto é significativa e apresenta um valor de -0,03, sendo que a diferença de variação é retirada da equação estimada.

A reacção das obrigações espanholas a 3 meses e alemãs a 12 meses a uma variação da de 1p.p. na Eonia diminui no período de instabilidade económica, sendo que no período “normal” respondem a esta com uma variação de 0,0146 e 0,0147p.p. enquanto no período de

recessão respondem com 0,0115 e 0,0118 pontos, respectivamente. A diferença de variação entre os dois períodos é de -0,003 e -0,0029 respectivamente.

Tabela 2. 6- Análise uniequacional – Impacto da variação de 1 p.p. da Eonia no mercado accionista e obrigacionista

	Equação	Mecanismo de Correção dos Erros								Resultado				
		d(Inst)	=	c	+	γ_1	* residinst (-1)	+	γ_2		* d(eonia)	+	γ_3	* d1
Cointegradas	7	d(A3m)	-0,00118	-0,021618	0	0,021395	1							0,020215
		d(A6m)	-0,001308	0,012756	0	-0,006501	1							-0,007809
		d(A5a)	-0,001472	-0,003779	0	0,02155	1							0,015054
		d(A10a)	-0,001338	-0,004128	0	0,016526	1							0,015188
		d(A30a)	-0,001231	-0,004189	0	0,012565	1							0,011334
		d(E6m)	-0,000527	0,004685	0	0,009117	1							0,008590
		d(E5a)	-8,58E-05	-0,003329	0	0,01412	1							0,014034
	d(E10a)	-8,64E-05	-0,00421	0	0,00893	1							0,008844	
	8	d(A12m)	-0,000492	0,00608	0	0,01518	1	-0,002875				1		0,011813
		d(E3m)	0,000266	0,004048	0	0,014326	1	-0,003016				0		0,014688
											1		0,011576	
											0		0,014592	
Nota 1: A componente de longo prazo, residinst(-1), assume o valor zero uma vez que se pretende apenas o efeito a curto prazo A variação da eonia, d(eonia) assume o valor um pois é pretendido o impacto do instrumento quando esta aumenta um ponto percentual Nota 2: Os campos a azul assinalam um p-value superior a 10%														
	Equação	Modelo em variações										Resultado		
		Δ Inst	=	c	+	β_1	* d(eonia)	+	β_2	* d1	+		β_3	* d1*d(eonia)
Não Cointegradas/ Espúria	9	d(PT5a)	-0,000251	0,020092	1	0,01379	1	-0,090213	1*1					-0,056582
								0	0*1					0,019841
		d(PT10a)	-0,000994	0,017492	1	0,011682	1	-0,062567	1*1					-0,034387
								0	0*1					0,016498
	10	d(A2a)	-0,001447	0,020797	1									0,019350
		d(E12m)	-0,000426	0,02102	1									0,020594
		d(Psi20)	-2,279607	7,801508	1									5,521901
		d(lbex)	-1,974439	46,1214	1									44,146961
		d(Dax)	-0,673059	16,61506	1									15,942001
		d(E2a)	0,00019	0,018249	1									0,018439
	11	d(PT2a)	-0,000596	0,011792	1	0,015759	1							0,026955
									0					0,011196
		d(PT30a)	0,000449	-0,00374	1	0,006154	1							0,002863
														-0,003291
	12	d(E30a)	-0,000199	0,013246	1					-0,032616	1*1			-0,019569
0*1													0,013047	
Nota 1: A variação da eonia, d(eonia) assume o valor um pois é pretendido o impacto do instrumento quando esta aumenta um ponto percentual Nota 2: Os campos a azul assinalam um p-value superior a 10%														

Fonte: Elaborada pelo autor com base em estudos realizados com o apoio do E-views

Nos instrumentos não afectos à crise as obrigações alemãs de 6 meses e todos os índices de cotação de acções presentes no estudo não vão de encontro com o exposto pela literatura que refere que, em caso de existência significativa de impacto, as taxas do BCE influenciam positivamente as obrigações e em sentido inverso as acções.

Como é visível também na Tabela 2.6 os Bilhetes de Tesouro (BT) alemães de maturidade de 6 meses respondem a um aumento da variação de 1p.p. da taxa MMI com uma diminuição de 0,008p.p..

Os índices Psi20, Ibex e Dax encontram no aumento de 1 ponto percentual da variação da Eonia, contrariamente à teoria, uma reacção no mesmo sentido, variando 5,52, 44,15 e 15,94 pontos respectivamente.

Dos restantes instrumentos (BT e OT) retiramos a evidência de que um aumento na variação da Eonia leva ao aumento das variações das obrigações.

No caso alemão, o aumento de 1p.p. na Eonia, as obrigações alemãs de 3 meses, 2, 5, 10 e 30 anos respondem com aumentos de 0,02p.p., 0,019p.p., 0,015p.p., 0,0152p.p. e 0,011p.p. verificando-se uma diminuição (à excepção da maturidade de 10 anos) de impacto com o aumento da maturidade tal como alguma literatura refere. Quando tomada esta teoria de diminuição de impacto com a maturidade considerando todas as maturidades das obrigações alemãs verifica-se que no período em causa este ponto não é verdade. Como é possível ver na Tabela 2.7 isto apenas acontece em três das sete maturidades em estudo. Tal como as obrigações alemãs, as portuguesas e espanholas não manifestam a diminuição de impacto com o aumento da maturidade.

Tabela 2. 7- Análise uniequacional – Impacto da variação de 1 p.p. da Eonia nas obrigações segundo a maturidade

Alemanha				Portugal				Espanha			
d(inst)	D1	Resultado		d(inst)	D1	Resultado		d(inst)	D1	Resultado	
d(A3m)		0,020215	-	d(PT2a)	1	0,026955	-	d(E3m)	1	0,011576	-
d(A6m)		-0,007809	Menor	d(PT5a)	1	-0,056582	Menor	d(E6m)	0	0,014592	-
d(A12m)	1	0,011813	Maior	d(PT10a)	1	-0,0344	Maior	d(E12m)	1	0,020594	Maior
	0	0,0147	Maior	d(PT30a)	1	0,002863	Maior		0	0,0184	Maior
d(A2a)		0,01935	Maior	d(PT2a)	0	0,011196	-	d(E5a)		0,0140342	Menor
d(A5a)		0,015054	Menor	d(PT5a)	0	0,019841	Maior	d(E10a)		0,0088436	Menor
d(A10a)		0,015188	Maior	d(PT10a)	0	0,016498	Menor	d(E30a)	1	-0,019569	Menor
d(A30a)		0,011334	Menor	d(PT30a)	0	-0,003291	Menor		0	0,013047	Maior

Fonte: Elaborada pelo autor com base em estudos realizados com o apoio do E-views.

As obrigações de Espanha a 6 e 12 meses reagem com variações positivas de 0,009 e 0,02p.p. ao aumento de 1 ponto da variação da Eonia. Ao mesmo aumento, as obrigações espanholas de 2, 5 e 10 anos respondem com um acréscimo na sua variação de 0,018, 0,014 e 0,009 pontos percentuais.

2.3.2. Análise Multiequacional

Na análise multiequacional é possível verificar os diferentes impactos assumindo que os instrumentos financeiros não são independentes, mas sim que se influenciam uns aos outros. Também aqui, para toda a análise, as componentes referentes à divisão do período crise/não crise ($d1$ e $d1 * eonia$) são consideradas.

No primeiro cenário, a taxa do MMI influencia o mercado accionista e obrigacionista, mas estes mercados não influenciam a taxa MMI enquanto no segundo cenário é tomada a Eonia também como endógena assumindo então que também esta é afectada pelos mercados.

No cenário I, como é possível observar na Tabela 2.8, o mercado accionista apresenta quase sempre uma reacção positiva em relação à Eonia quando se encontra sob influência de todos os instrumentos financeiros. O impacto ditado pela teoria (de sinal inverso) apenas se revela verdadeiro nos índices Dax e Ibex quando influenciados pelas BT a 3 meses no período pré crise e no índice Psi20 quando a análise é feita incluindo as obrigações a 2, 5 e 10 anos apenas no período de recessão.

Quando influenciados pelos BT a 3 meses, considerando 1 *lag* de desfasamento, os índices Ibex e Dax apresentam uma diminuição de variação de 3,16 e 2,7 pontos respectivamente, face a um aumento de 1p.p. da variação da Eonia no período pré crise, elevando a sua reacção no período de recessão de tal forma que inverte o sentido, apresentando aumentos de variação de 1,75 e 7,85 face à mesma variação na Eonia.

Na influência das BT a 6 e 12 meses a reacção dos índices accionistas é sempre positiva independente do período considerado, no entanto a dimensão da reacção ao mesmo aumento da Eonia aumenta com a crise. Com o aumento de 1 p.p. da Eonia o índice Ibex, quando afectado pelas BT a 6 meses, apresenta um aumento de 36,6 pontos passando 58,8 pontos quando se encontra no período de recessão e o Dax passa de 9,6 para 20,8 respectivamente. Na análise com BT 12 meses um aumento da variação de 1 p.p. da Eonia leva ao aumento da variação do Ibex e Dax de 35,4 e 10,9 pontos, respectivamente no período pré crise passando para 65,4 e 25,6 pontos no período de crise.

Os resultados do mercado accionista quando influenciado pelas obrigações de longo prazo revelam que, tal como quando influenciados pelas BT, o efeito do aumento da Eonia nos índices bolsistas Ibex e Dax aumenta de dimensão no período de crise. O índice Psi20 revela, no entanto, uma diminuição de impacto quando entra numa recessão, levando a sua

reação a tornar-se negativa (diminuir com o aumento da Eonia) excepto quando influenciada pelas OT a 30 anos.

Tabela 2. 8- Análise multiequacional – Cenário I - Impacto da variação de 1 p.p. da Eonia no mercado accionista e obrigacionista

				Presença de uma crise						Presença de uma crise	
3m	1 lag	d_e3m	1	-0,0183	Diminui com a crise	5a	1 lag	d_pt5a	1	-0,0520	-
			0	0,0034					0	0,0204	Diminui com a crise
		d_a3m	1	-0,0165	-			d_e5a	1	-0,0087	-
			0	0,0027	Diminui com a crise				0	0,0183	Diminui com a crise
		d_ibex	1	1,7458	-			d_a5a	1	0,0148	-
0	-3,1615		Aumenta com a crise	0	0,0202	Diminui com a crise					
d_dax	1	7,8481	-	d_psi20	1	-2,6387	-				
	0	-2,7103	Aumenta com a crise		0	7,4688	Diminui com a crise				
6m	1 lags	d_e6m	1	0,0070	-	10a	1 lag	d_ibex	1	69,9002	-
			0	0,0158	Diminui com a crise				0	14,0085	Aumenta com a crise
		d_a6m	1	-0,0038	-			d_dax	1	27,6631	-
			0	0,0014	Diminui com a crise				0	0,3450	Aumenta com a crise
		d_ibex	1	58,8282	-			d_pt10a	1	-0,0304	-
0	36,6316		Aumenta com a crise	0	0,0155	Diminui com a crise					
d_dax	1	20,8216	-	d_e10a	1	-0,0124	-				
	0	9,5891	Aumenta com a crise		0	0,0134	Diminui com a crise				
12m	2 lags	d_e12m	1	0,0239	-	30a	1 lag	d_a10a	1	0,0098	-
			0	0,0154	Aumenta com a crise				0	0,0151	Diminui com a crise
		d_a12m	1	0,0043	-			d_psi20	1	-2,0509	-
			0	0,0227	Diminui com a crise				0	13,2407	Diminui com a crise
		d_ibex	1	65,4085	-			d_ibex	1	71,1996	-
0	35,4251		Aumenta com a crise	0	31,5806	Aumenta com a crise					
d_dax	1	25,5502	-	d_dax	1	29,6665	-				
	0	10,9924	Aumenta com a crise		0	11,6509	Aumenta com a crise				
2a	2 lags	d_pt2a	1	0,0166	-	30a	1 lag	d_pt30a	1	-0,0184	-
			0	0,0231	Diminui com a crise				0	0,0291	Diminui com a crise
		d_e2a	1	0,0176	-			d_e30a	1	-0,0240	-
			0	0,0190	Diminui com a crise				0	0,0350	Diminui com a crise
		d_a2a	1	0,0100	-			d_a30a	1	0,0077	-
			0	0,0214	Diminui com a crise				0	0,0325	Diminui com a crise
		d_psi20	1	-4,8265	-			d_psi20	1	2,4684	-
0	3,7219		Diminui com a crise	0	30,3737	Diminui com a crise					
d_ibex	1	54,5113	-	d_ibex	1	77,2628	-				
	0	21,1344	Aumenta com a crise		0	70,0399	Aumenta com a crise				
d_dax	1	23,5883	-	d_dax	1	31,1771	-				
	0	7,8718	Aumenta com a crise		0	23,2424	Aumenta com a crise				

Nota 1: A variação da eonia, d(eonia), assume o valor 1 pois é pretendido o impacto do instrumento quando esta aumenta um ponto percentual

Nota 2: Dada a intensão de estudar apenas o efeito contemporâneo os resultados para os desfasamentos assumem o valor zero

Nota 3: Os valores 1 e 0 representam a análise nos períodos de crise ou não crise, respectivamente.

Fonte: Elaborada pelo autor com base em estudos realizados com o apoio do E-views.

Com as OT a 2 anos a influenciar os índices é verificado que com o aumento da variação da Eonia o índice Psi20 aumenta a sua variação em 3,7 pontos quando a alteração desta se dá no período “normal” enquanto que no caso da alteração ser feita no período de

crise, o Psi20 irá diminuir de variação em 4,8 pontos. Os índices Ibex e Dax no período pré-crise reagem à mesma alteração da Eonia com o aumento da sua variação em 21,1 e 7,9 pontos respectivamente passando na altura de crise a responder com 54,5 e 23,6 pontos.

Quando realizada a alteração da Eonia, dentro do período de estabilidade, os índices Psi20, Ibex e Dax vão responder com 7,5, 14 e 0,3 pontos respectivamente quando influenciadas pelas OT de maturidade 5 anos e com 13,2, 31,6 e 11,7 pontos quando influenciadas pelas OT a 10 anos, sendo que a sua resposta é alterada significativamente para um diminuição de 2,6 pontos (5anos) e de 2,05 pontos (10 anos) no caso do Psi20 e para um aumento de 69,9 e 27,7 pontos no caso do Ibex e Dax com influência de OT a 5 anos e um aumento de 71,2 e 30 pontos na influência de instrumentos a 10 anos, quando a alteração da Eonia se dá no período de recessão.

Quando as OT a 30 anos se encontram a influenciar os índices bolsistas, Psi20, Ibex e Dax, estes vão reagir ao aumento da variação da Eonia com um aumento de variação de 30,37 pontos, 70,3 pontos e 23,2 pontos no período pré-crise e com 2,5, 77,3 e 31,2 pontos no período de recessão, respectivamente.

O mercado obrigacionista por seu lado revela-se coerente com a teoria no período pré-crise. No entanto, quando revelados os resultados do período de crise a teoria acaba por, em quase todas as maturidades, ser contrariada. Nestes instrumentos é observada a clara diminuição na dimensão do impacto a alterações na Eonia quando se passa de um período de estabilidade para um período de crise excepto nos BT espanhóis a 12 meses onde este impacto é superior no período de crise.

No estudo de maturidades de 3 meses com um *lag* de defasamento a reacção ao aumento da variação de 1p.p. da Eonia passa de um aumento de 0,003p.p.e 0,0027p.p. numa situação sem crise para uma diminuição de 0,018p.p. e de 0,02p.p. nas taxas de juro das obrigações espanholas e alemãs em tempo de crise, respectivamente, ou seja, estes instrumentos que mostravam uma relação positiva com a Eonia passaram a reagir de forma inversa.

Numa análise aos Bilhetes de Tesouro (BT) a 6 meses o impacto do aumento de 1p.p. na Eonia diminui nos BT espanhóis e alemães, sendo que este último chega a mudar de sinal, na presença de uma crise. Enquanto no período até à falência da Lehman Brothers, a variação de 1 p.p. da Eonia levava a um aumento de 0,016p.p. nos BT espanhóis e a um aumento de 0,0014p.p. nas alemãs, após essa falência a mesma variação da taxa MMI leva a um aumento de 0,007 e a uma diminuição de 0,004p.p. nas taxas de juro respectivas.

Os BT a 12 meses e OT's a 2 anos reagem de forma positiva em todo o período de estudo. No pré-crise os Bilhetes de Tesouro (BT) espanhóis reagem ao aumento de 1p.p. da Eonia com um aumento de variação de 0,015p.p. e os alemães com 0,02p.p., dois dias após a alteração passando a responder no período pós-crise, na mesma ordem, com 0,004 e 0,024 p.p.. As OT portuguesas, espanholas e alemãs a 2anos apresentam respostas muito próximas, à mesma variação na Eonia. No período antes da existência de uma crise respondiam com variações de 0,023, 0,019 e 0,021 p.p. passando a responder com 0,0166, 0,0176 e 0,01 p.p. respectivamente, com a crise instalada.

A variação notada das OT a 5, 10 e 30 anos como resposta a uma alteração positiva da Eonia em 1 p.p. é semelhante. Enquanto a entrada numa crise levou as OT portuguesas e espanholas a ter uma resposta com sinal inverso, as OT alemãs permaneceram com uma resposta positiva. Isto é, enquanto a resposta das OT portuguesas e espanholas respectivamente passaram de um aumento de variação no período pré-crise de 0,0204 e 0,0183p.p. na maturidade de 5 anos, de 0,0155 e 0,0134 p.p. na maturidade de 10 anos e de 0,029 e 0,035 p.p. no caso de maturidade de 30 anos para uma diminuição de variação no pós-crise 0,052 e 0,0087p.p., de 0,0155 e 0,0124 p.p. e de 0,018 e 0,024 p.p. na mesma ordem de maturidade e país, as OT alemãs, na mesma ordem de maturidade, passaram de um aumento de variação de 0,02, 0,015 e 0,033 p.p. para um aumento de variação (de menor dimensão) de 0,0148, 0,0098 e 0,0077p.p..

No cenário II a Eonia já se encontra influenciada pelos diversos instrumentos. Desta forma, através da informação dada pelas Funções Impulso Resposta (FIR) que representam os choques exógenos ao longo do tempo num dado sistema VAR, e o comportamento das variáveis endógenas face a esses choques em termos dinâmicos, é possível identificar a resposta dos diferentes instrumentos a um choque na Eonia. Isto é, enquanto que no cenário I a resposta é contemporânea (no próprio período), o cenário II permite-nos avaliar a resposta dos instrumentos nos dias seguintes a uma variação unitária da Eonia num dado momento do tempo. Para a análise foi considerado um máximo de 10 dias. De notar que os valores referidos tratam-se de valores aproximados.

Na Figura 2.6 é possível verificar a resposta dos Bilhetes de Tesouro (BT) a 3 meses a um choque na Eonia. As obrigações espanholas de 3 meses apresentam pelo menos até ao 10º dia uma resposta positiva a um choque na Eonia, sendo que atinge a variação máxima de 0,0008 p.p. no segundo dia, caindo substancialmente no 3º dia para uma variação de 0,0002

p.p. sendo que a partir do 4º dia a resposta estabiliza na variação de 0,0004 p.p.. Os BT alemães a 3 meses revelam uma resposta semelhante aos espanhóis, no entanto o aumento vai até ao 3º dia atingindo uma variação de 0,005 p.p. caindo no 4º dia para os 0,003 p.p. estabelecendo-se numa variação de 0,004 p.p. nos períodos seguintes.

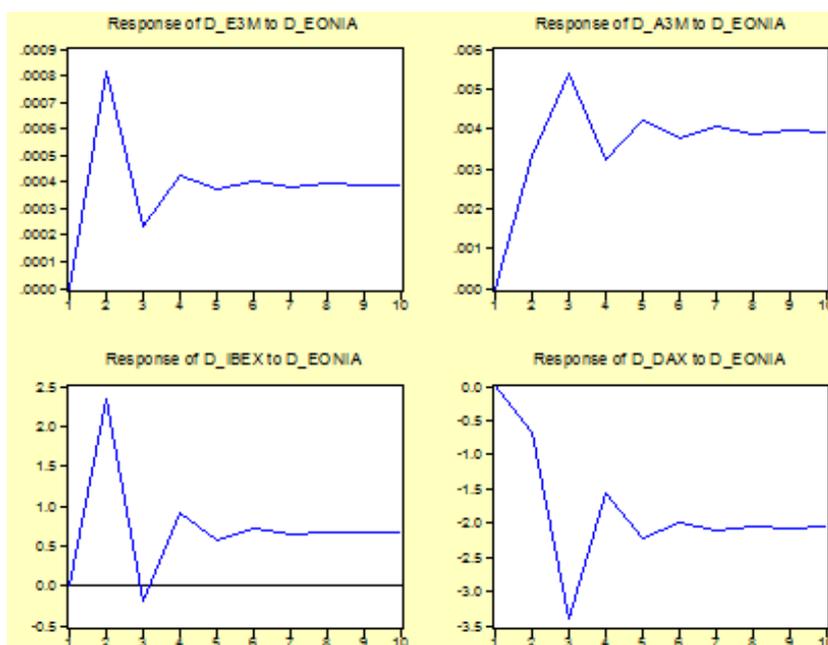


Figura 2. 6-Funções Impulso Resposta-CenárioII: 3 meses
Fonte: Output E-views

Os índices bolsitas, quando incluídos neste modelo, revelam respostas contrárias a um choque na Eonia. O Ibex demonstra uma relação positiva, aumentando a sua variação até ao segundo dia chegando aproximadamente a 2,5 p.p., no entanto no 3º dia cai “a pique” atingindo uma variação negativa de -0,5 p.p., no entanto no dia seguinte recupera mantendo-se positiva com tendência a aproximar-se dos 0,5 p.p.. O Dax por sua vez, apresenta sempre uma resposta negativa caindo até ao 3º dia onde atinge o pico mínimo de uma variação -3,5 pontos. Esta resposta torna-se menos negativa no 4º dia onde atinge o seu ponto máximo de uma variação de aproximadamente -1,5 pontos, sendo que a partir do 5º dia tende a estabilizar numa variação de -2 pontos.

Dado que as linhas a azul representam as funções impulso resposta e as linhas a encarnado representam os intervalos de confiança (indicam o valor máximo e mínimo probabilisticamente possível)¹¹, como pode ser observado na Figura 2.7, as respostas à Eonia

¹¹ Na Figura 2.6 não são apresentadas as linhas encarnadas uma vez que o e-views não apresenta intervalos de confiança para o VAR cointegrado

destes instrumentos revelam-se nula a partir do 3º, 4º ou 5º dia. Os BT a 6 meses espanhóis e alemães atingem o seu ponto máximo no 2º dia, uma vez que aumentam a sua variação chegando aos 0,0008 e 0,0005 p.p. respectivamente caindo no dia seguinte. Embora ambas apresentem uma aproximação a zero a partir do segundo dia, enquanto a reacção das obrigações espanholas desaparece no período 4, nas alemãs a resposta apenas desaparece 1 período depois. O mercado accionista espanhol e alemão têm respostas semelhantes revelando um aumento de variação até 2 dias depois de 2 e 1 pontos respectivamente caindo no dia seguinte para um valor negativo aproximando-se a partir deste 3º dia de zero acabando por desaparecer.

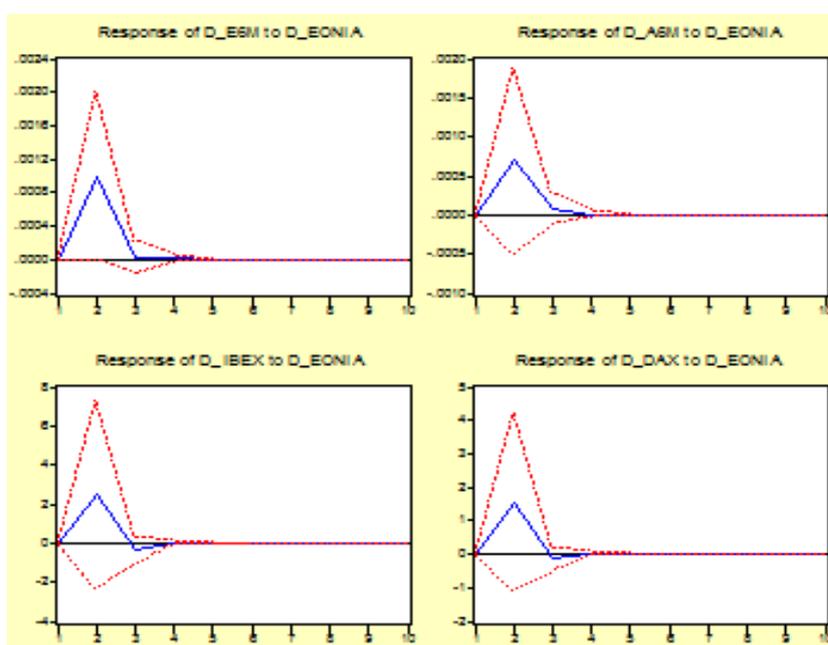


Figura 2. 7-Funções Impulso Resposta-CenárioII: 6 meses
Fonte: Output E-views

A 12 meses (Figura 2.8), as obrigações espanholas e alemãs aumentam a sua resposta até ao segundo dia onde encontram uma variação de 0,0005 e 0,00025 pontos sendo que a partir deste dia tendem a diminuir.

Os BT espanhóis a 12 meses caem no 3º dia atingindo um valor negativo, aumentando gradualmente até chegar novamente a um valor positivo no 4º dia de onde inicia a sua tendência para ser nulo desaparecendo aproximadamente três dias depois (7º dia). Os BT alemães caem gradualmente do 2º dia adiante sendo que no 4º período se inicia a direcção para o valor nulo desaparecendo no período ao 7º dia.

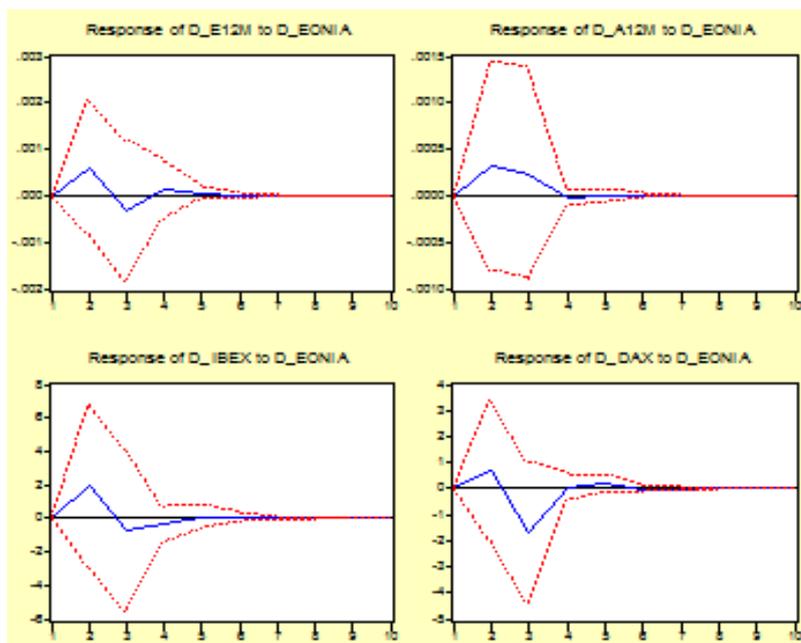


Figura 2. 8-Funções Impulso Resposta-CenárioII: 12 meses
 Fonte: Output E-views

Tal como os BT, os índices Ibox e Dax têm um comportamento semelhante, aumentam até ao segundo período, caindo no terceiro para um valor negativo recuperando posteriormente até se apresentar como nulo entre o sexto e o sétimo dia. A diferença existente entre estes dois índices é a dimensão do impacto. Enquanto o primeiro tem atinge o seu máximo numa variação de 2 pontos e um mínimo de -0,5 pontos, o segundo atinge um máximo menor de 0,5 e um mínimo maior de -2 pontos.

Numa perspectiva de maturidade de 2 anos, como pode ser notado na Figura 2.9, todos os instrumentos à excepção das OT espanholas apresentam uma resposta positiva no primeiro período. A subida das OT portuguesas é mantida até 3 dias depois onde atinge os 0,003 pontos caindo no período seguinte de forma a se manter perto de zero desaparecendo o seu efeito dois dias depois (6º dia). As OT espanholas apresentam uma reacção contrária caindo num primeiro momento para -0,0005 pontos. Apesar da sua subida no 3º dia, onde se torna positiva, no 4º acaba por voltar a cair, sendo que nos períodos seguintes se torna próxima de zero acabando por desaparecer o seu efeito ao 7º dia. As alemãs, tal como as portuguesas demonstram um reacção positiva, mas apenas até 2 momentos à frente, caindo de seguida para zero e no 4º período apresenta um valor negativo. A resposta destas OT acaba por ser nula também no 7º dia após o choque na Eonia.

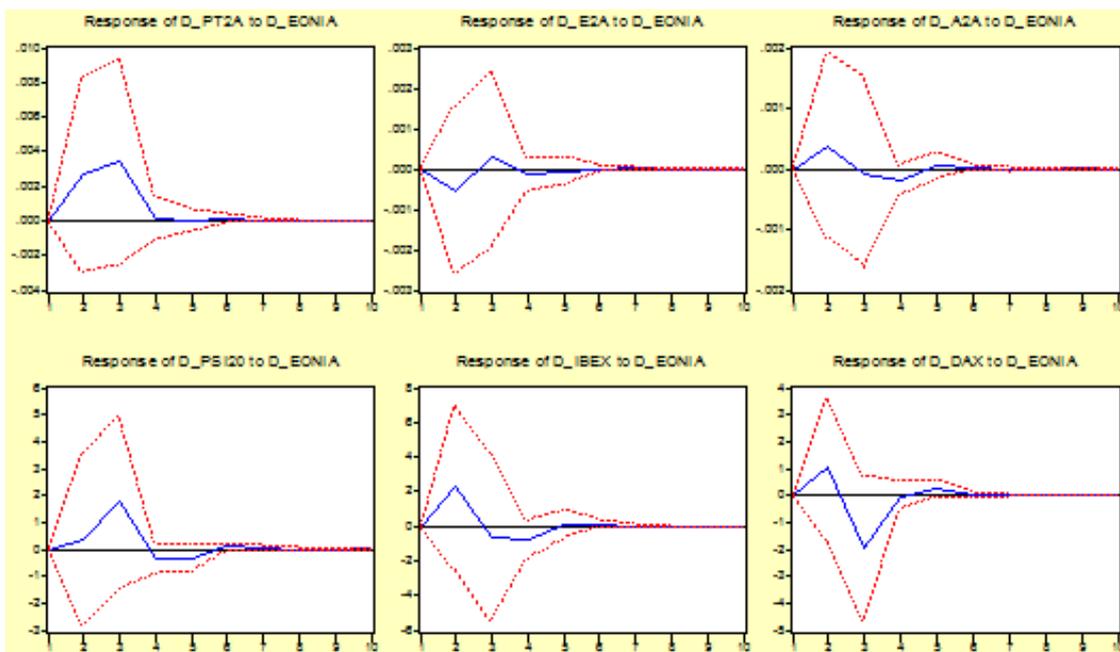


Figura 2. 9-Funções Impulso Resposta-CenárioII: 2 anos
 Fonte: Output E-views

Quanto aos índices bolsistas estes têm uma resposta muito idêntica aumentando nos primeiros momentos, caindo para negativo em momentos posteriores acabando por se aproximar de zero até desaparecer. O Psi20 é o único que demonstra uma subida mais prolongada, até ao 3º dia onde atinge aproximadamente uma variação de 1,5 pontos. O Ibex e Dax apenas sobem no 2º dia onde apresentam valores máximos de 2 e 1 ponto respectivamente. Os pontos mínimos atingidos são de cerca de -0,3 pontos no 4º e 5º dia no Psi20, próximo de -1 pontos no 3º e 4º dia no Ibex e de -2 pontos, atingidos no terceiro dia no Dax.

Em maturidades de 5 anos (veja-se Figura 2.10), as respostas dos instrumentos financeiros são ligeiras e pouco prolongadas uma vez que acabam por ficar muito próximas de zero logo após o terceiro dia retirando-se totalmente ao fim do quinto momento. Entre o mercado accionista e obrigacionista observam-se reacções contrárias nos mesmos países, isto é, enquanto até ao segundo dia existe um aumento das OT portuguesas (até 0,0004 p.p.) existe uma diminuição das suas acções (até -0,3 pontos) e nas espanholas e alemãs enquanto há uma diminuição das OT (-0,0004 e -0,0003 p.p. respectivamente) há um aumento dos seus índices (ambos até uma variação de 1 ponto).

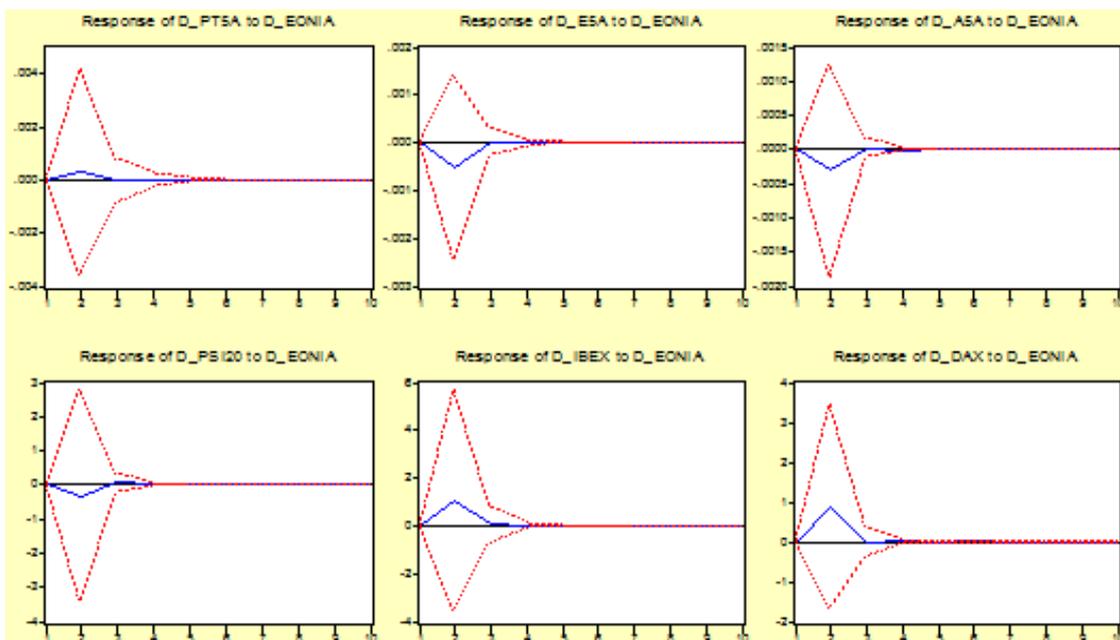


Figura 2. 10-Funções Impulso Resposta-CenárioII: 5 anos

Fonte: Output E-views

As obrigações portuguesas a 10 anos e o seu índice bolsista (Psi20), como pode ser observado na Figura 2.11, apresentam-se sempre com uma resposta muito próxima de zero acabando por não apresentar qualquer tipo de resposta no quarto dia, tal como todos os instrumentos contido neste modelo. As OT e índices accionistas espanhóis e alemães respondem da mesma forma a um choque na Eonia diminuindo as OT chegando no 2º dia a variações de -0,00045 e 0,0005 p.p. e aumentando as acções 2 e 1 pontos respectivamente.

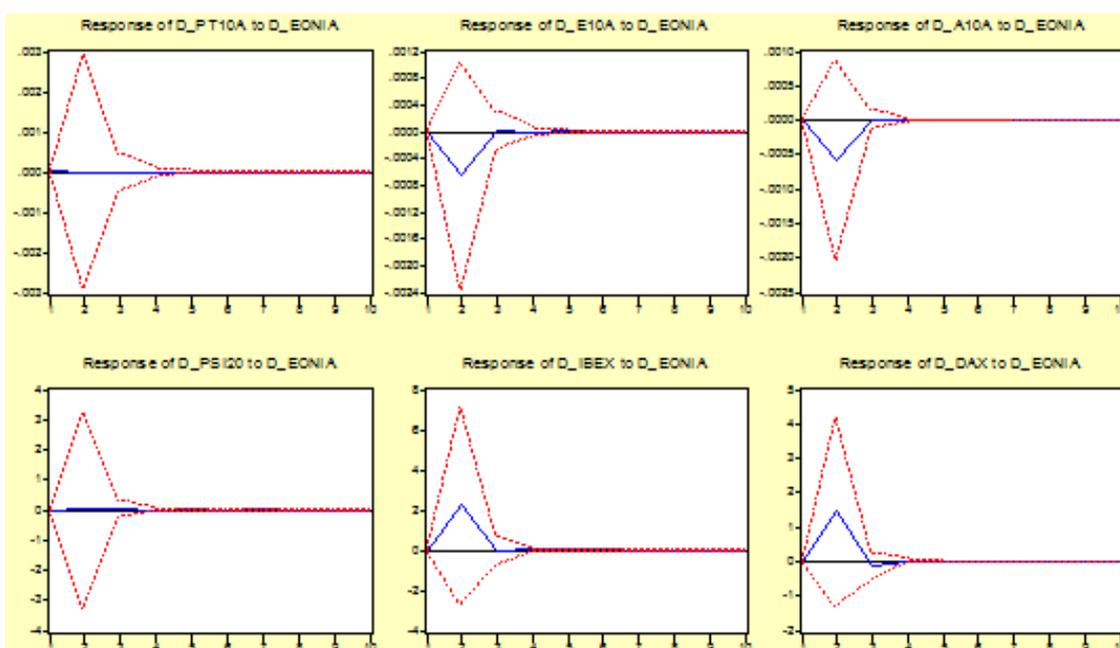


Figura 2. 11-Funções Impulso Resposta-CenárioII: 10 anos

Fonte: Output E-views

No mercado com maturidades de 30 anos (Figura 2.12), as obrigações dos três países respondem todas de forma negativa ao choque na Eonia com -0,0003 p.p. as portuguesas, -0,009 p.p. as espanholas e -0,0005 p.p. as alemãs aumentando depois gradualmente até chegar próximo de zero. Enquanto as OT portuguesas e alemãs deixam de responder logo ao 4º dia as espanholas apenas no 5º dia se retira. Os índices apesar de terem em comum o facto de a partir do segundo dia tenderem para zero e do quarto dia onde passa a existir uma resposta nula respondem de forma diferente ao choque na Eonia. O Psi20 reage de forma negativa atingindo um mínimo -0,3 pontos no segundo momento, o Ibex aumenta até aos 2 pontos e o Dax aumenta numa dimensão menor chegando a um máximo de variação de 0,5 pontos.

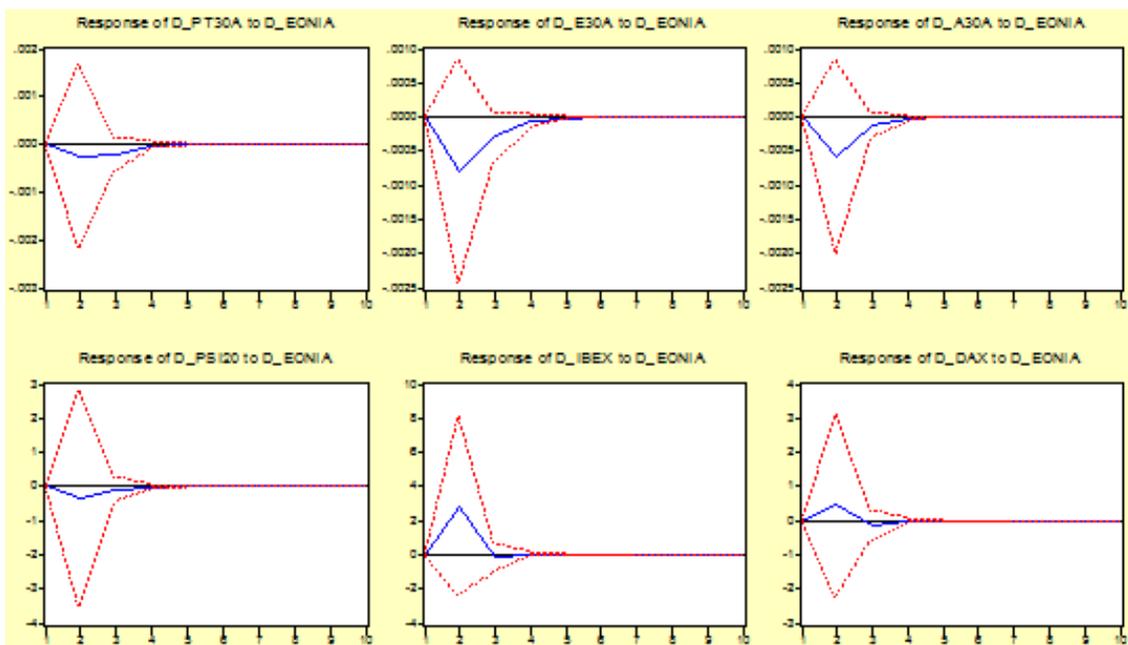


Figura 2. 12-Funções Impulso Resposta-CenárioII: 30 anos
 Fonte: Output E-views

CONCLUSÃO

A enorme influencia dos mercados financeiros na estabilidade das economias é uma realidade que ganha especial relevância em épocas de crise.

Dado o objectivo primordial do BCE ser centrado na estabilidade de preços é importante perceber a forma como as suas decisões vão afectar estes mercados.

A teoria revela que uma alteração das taxas directoras por parte do BCE tem um efeito positivo nas taxas de juro das obrigações de Tesouro. No entanto, estudos realizados mostram que esse efeito acontece nas obrigações a curto prazo (BT) mas que no longo prazo a sua reacção, quando significativa, é pequena. Quanto ao mercado accionista a teoria e estudos indicam que a sua reacção é inversa à alteração das taxas de referência.

Assim, nesta dissertação procurou-se verificar a teoria estudando os impactos das alterações das taxas directoras do BCE nas obrigações e acções de países pertencentes à União Europeia como Portugal, Espanha e Alemanha.

Dado o estudo ser feito a séries temporais, foi necessária a devida análise ao tipo de série em causa em termos da questão de estacionariedade. Tomadas todas as providencias obtiveram-se os melhores modelos a estimar para as análises pretendidas.

Numa breve análise gráfica às séries, em nível, as obrigações mostram uma tendência em seguir a taxa de referência do BCE embora, quanto maior a maturidade, mais as obrigações se afastam, aparentando a perda de influência. No período após 2008, as taxas de juro das obrigações a todas as maturidades acabam por se afastar da Refi indicando antecipações a alterações por parte do BCE. Nestas antecipações, as alemãs parecem ser as mais eficazes uma vez que conseguem ficar mais próximas das alterações de política monetária. As obrigações espanholas e portuguesas, apesar das poucas mexidas do BCE, apresentam taxas cada vez maiores com o passar do tempo, o que sugere a realidade de desconfiança dos mercados nestes países.

Na análise unequacional, onde são estimados os modelos em variações e são tomados os instrumentos como independentes, foi notada a insignificância da presença de uma crise económica na grande parte dos instrumentos.

Aqui é possível afirmar que as obrigações de curto e longo prazo espanholas e alemãs, na maioria das maturidades, revelam-se de acordo com a teoria de sinal positivo em relação a alterações na Eonia. As excepções encontradas nas obrigações destes países foram nos BT alemães a 6 meses e nas OT espanholas a 30 anos, esta última apenas no período de recessão.

Nas obrigações portuguesas, onde a crise é considerada, à excepção das OT a 2 anos (que tem sempre uma resposta positiva), notam-se respostas de sinal contrário com a presença ou não de uma recessão. Enquanto as OT a 30 anos reagiam de forma negativa no período de estabilidade, indo ao encontro da teoria apenas no período de recessão, as OT de 5 e 10 anos revelam o inverso, tomando a teoria como verdadeira apenas na época de estabilidade. Também no que diz respeito às obrigações não existem evidências de que o impacto das taxas de referência, representadas pela Eonia, diminua com o aumento das maturidades.

Os índices bolsistas, por outro lado, revelam uma resposta positiva a alterações na Eonia indo contra todas as teorias que relatam uma relação inversa.

Na análise multiequacional, onde os instrumentos são tomados como dependentes uns dos outros e onde é considerada a presença de uma crise no período em estudo, foram tomados dois cenários. Um primeiro onde a Eonia influencia os instrumentos mas não é influenciada e um segundo onde esta também é influenciada.

No primeiro cenário observa-se a uma evidente diminuição de impacto com a presença de uma recessão nos índices Ibex e Dax e um claro aumento de impacto no Psi20. Nesta análise, tal como na uniequacional, encontra-se quase sempre uma relação no mesmo sentido entre a variação da Eonia e a variação dos índices bolsistas. Apenas o Ibex e Dax, na influência dos BT a 3 meses em período de estabilidade, e o Psi20 na presença de uma crise quando influenciado pelas OT a 2, 5 e 10 anos, parecem responder de acordo com a teoria, isto é, apenas estes, nestas circunstâncias, respondem negativamente a um aumento de um ponto percentual na Eonia.

Quanto às obrigações de curto e longo prazo, a todas as maturidades, no período de estabilidade respondiam positivamente ao aumento da Eonia. No entanto, com o surgimento da crise algumas obrigações portuguesas e espanholas acabam por dar uma resposta negativa. Desta forma, não é possível afirmar que a presença de uma crise aumente ou diminua sempre o impacto da Eonia nestes instrumentos.

No segundo cenário, através das Funções Impulso Resposta (FIR) é possível verificar que as respostas do mercado accionista e obrigacionista terminam ao fim de quatro a sete dias.

No mercado accionista é revelada, mais uma vez, uma resposta positiva no primeiro momento. Desta regra a única excepção observada é no Psi20, mas nem sempre. A relação negativa só é verificada quando se encontra influenciado pelas OT a 5 e 30 anos e a 10 anos a resposta é sempre muito próxima de zero. No momento seguinte verifica-se uma queda, no entanto esta queda só passa para valores negativos quando se encontram influenciadas pelas

obrigações de curto prazo, sendo que quando influenciados pelas obrigações de longo prazo as quedas têm tendência para zero.

O mercado obrigacionista por seu lado, não apresenta resultados semelhantes pelo que não é válido afirmar que descem ou sobem com a Eonia, mas sim que cada uma acaba por ter a sua reacção. Isto é, os BT alemães e espanhóis, num primeiro momento sobem, mas no momento seguinte alguns aumentam, outros diminuem obtendo um valor negativo, outros tendem para zero. As obrigações de longo prazo portuguesas, no segundo dia, a 2 anos sobem, a 5 e 10 anos são positivas mas próximas de zero tendendo para nulo nos momentos seguintes. As OT espanholas a todas as maturidades e as alemãs de 5,10 e 30 anos respondem primeiramente de forma negativa tendendo para zero nos momentos seguintes. As OT alemãs a 2 anos respondem positivamente, atingindo um valor negativo ao terceiro dia.

Os resultados não uniformes encontrados para as obrigações e as reacções contrárias à teoria dos índices bolsitas podem ser justificados, tal como alguns autores referem, pela maior transparência das acções de política monetária possibilitando as antecipações das alterações das taxas por parte do BCE.

Desta forma, para futuros estudos seria interessante estender o modelo à componente de antecipação. Também a abrangência a outros países da União Europeia, a inclusão de outros factores económicos que poderão ser relevantes para o modelo, a extensão do período de análise dado o agravamento da situação económica que se sente após 2011 e até a realização do mesmo estudo utilizando outros métodos de análise são algumas sugestões para futuros trabalhos deixadas nesta dissertação.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Banco Central Europeu (2004), *A política monetária do BCE*, Frankfurt: Banco Central Europeu.

Disponível em: <http://www.ecb.int/pub/pdf/other/monetarypolicy2004pt.pdf>

- Bernanke, B. e Kuttner, K. (2004), *What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy?*, NBER Working Papers 10402, National Bureau of Economic Research, Inc.

- Cook, T. e Hahn, T. (1988), *The Effect of changes in the Federal Funds Rate Target on Market Interest Rates in the 1970's*, Journal of Monetary Economics Volume 24, Issue 3, November 1989, pp. 331-351.

- Dickey, D.A. e Fuller, W.A. (1979) *Distribution of the estimator for auto-regressive time series with a unit root*, Journal of the American Statistical Association, 74, pp.427-31.

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

- Edelberg, W. e Marshall, D. (1996), *Monetary policy shocks and long-term interest rates*, Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives, Vol. 20, pp. 2- 17.

- Engle, R. e Granger, C., *Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*, Econometrica, v. 55, p.p. 251-76.

- Gujarati, D. (2004). *Basic Econometrics*, The McGraw-Hill Companies, 4th Edition, pp. 792-826.

- Johansen, S. (1988), *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*, Journal of Economic Dynamics and Control, v.12, pp.231-254.

- Kuttner, K. (2001), *Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Future Market*, Journal of Monetary Economics 47, pp. 523-544.

- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. e Shin, Y. (1992), *Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?*, Journal of Econometrics v.54, pp.159-178.

- Leão, E., Leão, P. e Lagoa, S. (2009), *Política Monetária e Mercados Financeiros*, Lisboa, Edições Sílabo.

- Lobo, B. (2002), *Interest Rate Surprises and Stock Prices*, The Financial Review 37, pp. 73-92.

- Patterson, K. (2000), *An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach*, UK: Palgrave Macmillan, pp. 223-686.
- Phillips, P e Perron, P. (1988), *Testing for a Unit Root in Time Series Regression*, *Biometrika*, 75, p.p.335–346.
- Roley, V. e Sellon, G. (1995), *Monetary Policy Actions and Long-Term Interest Rates*, Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review, Fourth Quarter 1995, pp. 73-75.
- Soares, C. e Rodrigues, P. (2010), *Os determinantes do diferencial da EONIA e a crise financeira de 2007-2009*, Banco de Portugal 121-142 *Boletim Económico | Outono 2010* Volume 16, Número 3.
- Thornton, D. (1998), *Test of the Market's Reaction to Federal Funds Rate Target*, Federal Reserve Bank of St. Louis, November/December 1998, pp. 25-36.
- Trichet, J.C. (2011), *The monetary policy of the ECB during the financial crisis*, Speech by Jean-Claude Trichet, President of the ECB, Montreal, 6 June 2011
Disponível em: http://www.ecb.int/press/key/date/2011/html/sp110606_1.en.html
- Wooldridge, J. (2003), *Introduction Econometrics: A Modern Approach*, Thomson, South-Western, pp. 559-598.
- Yin, H. (2007), *The effect of changes in federal funds rate target on bank stock returns in the U.S.A*, A Dissertation submitted to The Faculty of School of Business of The George Washington University in partial fulfillment of the requirements for the degree of Doctor of Philosophy.
- Yu H. (2008), *Effects of the Target and Unexpected Overnight rates on the Yield Curve in Canada*, *Journal of Money, Investment and Banking*, Inssue 1, 62-68

ANEXOS

A. Análise individual das variáveis

Anexo A. 1- Testes Raízes Unitárias

Variável	Teste	Nível de significância/Valor Crítico de teste	P-value/Valor observado à estatística	Aceita/Rejeita H0	Tipo de Série	
EONIA	ADF	Tc	0,05	0,9324	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,9296	Aceita	I(1) DSP
	PP	Tc	0,05	0,07059	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,4485	Aceita	I(1) DSP
	KPSS	Tc	0,463	3,125934	Rejeita	I(1) DSP
		Tct	0,146	0,555710	Rejeita	I(1) DSP
PT2a	ADF	Tc	0,05	0,9805	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,9923	Aceita	I(1) DSP
	PP	Tc	0,05	0,9716	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,9896	Aceita	I(1) DSP
	KPSS	Tc	0,463	1,032192	Rejeita	I(1) DSP
		Tct	0,146	0,626512	Rejeita	I(1) DSP
PT5a	ADF	Tc	0,05	0,9994	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,9998	Aceita	I(1) DSP
	PP	Tc	0,05	0,9993	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,9998	Aceita	I(1) DSP
	KPSS	Tc	0,463	1,396446	Rejeita	I(1) DSP
		Tct	0,146	0,826777	Rejeita	I(1) DSP
PT10a	ADF	Tc	0,05	1	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	1	Aceita	I(1) DSP
	PP	Tc	0,05	1	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	1	Aceita	I(1) DSP
	KPSS	Tc	0,463	1,57149	Rejeita	I(1) DSP
		Tct	0,146	1,036634	Rejeita	I(1) DSP
PT30a	ADF	Tc	0,05	0,9998	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,998	Aceita	I(1) DSP
	PP	Tc	0,05	0,9998	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,998	Aceita	I(1) DSP
	KPSS	Tc	0,463	2,9377122	Rejeita	I(1) DSP
		Tct	0,146	0,860698	Rejeita	I(1) DSP
E3m	ADF	Tc	0,05	0,8044	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,9163	Aceita	I(1) DSP
	PP	Tc	0,05	0,7856	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,8679	Aceita	I(1) DSP
	KPSS	Tc	0,463	2,63727	Rejeita	I(1) DSP
		Tct	0,146	0,508889	Rejeita	I(1) DSP
E6m	ADF	Tc	0,05	0,6013	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,9231	Aceita	I(1) DSP
	PP	Tc	0,05	0,6868	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,8839	Aceita	I(1) DSP
	KPSS	Tc	0,463	2,446769	Rejeita	I(1) DSP
		Tct	0,146	0,511211	Rejeita	I(1) DSP
E12m	ADF	Tc	0,05	0,5939	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,8323	Aceita	I(1) DSP
	PP	Tc	0,05	0,5585	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,7957	Aceita	I(1) DSP
	KPSS	Tc	0,463	2,261615	Rejeita	I(1) DSP
		Tct	0,146	0,508797	Rejeita	I(1) DSP
E2a	ADF	Tc	0,05	0,2868	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,6964	Aceita	I(1) DSP
	PP	Tc	0,05	0,3912	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,8285	Aceita	I(1) DSP
	KPSS	Tc	0,463	1,420698	Rejeita	I(1) DSP
		Tct	0,146	0,546045	Rejeita	I(1) DSP
E5a	ADF	Tc	0,05	0,1395	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,5042	Aceita	I(1) DSP
	PP	Tc	0,05	0,1984	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,7456	Aceita	I(1) DSP
	KPSS	Tc	0,463	1,422038	Rejeita	I(1) DSP
		Tct	0,146	0,84285	Rejeita	I(1) DSP
E10a	ADF	Tc	0,05	0,1565	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,5375	Aceita	I(1) DSP
	PP	Tc	0,05	0,2165	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,6677	Aceita	I(1) DSP
	KPSS	Tc	0,463	1,644857	Rejeita	I(1) DSP
		Tct	0,146	1,258379	Rejeita	I(1) DSP
E30a	ADF	Tc	0,05	0,2099	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,5993	Aceita	I(1) DSP
	PP	Tc	0,05	0,2662	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,6955	Aceita	I(1) DSP
	KPSS	Tc	0,463	1,677251	Rejeita	I(1) DSP
		Tct	0,146	1,45293	Rejeita	I(1) DSP
A3m	ADF	Tc	0,05	0,9458	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,8244	Aceita	I(1) DSP
	PP	Tc	0,05	0,9378	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,8007	Aceita	I(1) DSP
	KPSS	Tc	0,463	3,489735	Rejeita	I(1) DSP
		Tct	0,146	0,594251	Rejeita	I(1) DSP
A6m	ADF	Tc	0,05	0,9406	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,9119	Aceita	I(1) DSP
	PP	Tc	0,05	0,9345	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,878	Aceita	I(1) DSP
	KPSS	Tc	0,463	3,26191	Rejeita	I(1) DSP
		Tct	0,146	0,619625	Rejeita	I(1) DSP
A12m	ADF	Tc	0,05	0,9724	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,9575	Aceita	I(1) DSP
	PP	Tc	0,05	0,9459	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,9206	Aceita	I(1) DSP
	KPSS	Tc	0,463	3,18909	Rejeita	I(1) DSP
		Tct	0,146	0,619625	Rejeita	I(1) DSP
A2a	ADF	Tc	0,05	0,8999	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,8786	Aceita	I(1) DSP
	PP	Tc	0,05	0,9106	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,8935	Aceita	I(1) DSP
	KPSS	Tc	0,463	3,494356	Rejeita	I(1) DSP
		Tct	0,146	0,633326	Rejeita	I(1) DSP
A5a	ADF	Tc	0,05	0,8509	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,6706	Aceita	I(1) DSP
	PP	Tc	0,05	0,87	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,7156	Aceita	I(1) DSP
	KPSS	Tc	0,463	4,234519	Rejeita	I(1) DSP
		Tct	0,146	0,560007	Rejeita	I(1) DSP
A10a	ADF	Tc	0,05	0,7537	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,3256	Aceita	I(1) DSP
	PP	Tc	0,05	0,7596	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,3238	Aceita	I(1) DSP
	KPSS	Tc	0,463	5,066967	Rejeita	I(1) DSP
		Tct	0,146	0,434168	Rejeita	I(1) DSP
A30a	ADF	Tc	0,05	0,4549	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,0644	Aceita	I(1) DSP
	PP	Tc	0,05	0,5512	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,1313	Aceita	I(1) DSP
	KPSS	Tc	0,463	5,328998	Rejeita	I(1) DSP
		Tct	0,146	0,42809	Rejeita	I(1) DSP
PSI20	ADF	Tc	0,05	0,6357	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,8783	Aceita	I(1) DSP
	PP	Tc	0,05	0,5669	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,837	Aceita	I(1) DSP
	KPSS	Tc	0,463	0,641523	Rejeita	I(1) DSP
		Tct	0,146	0,645397	Rejeita	I(1) DSP
Dax	ADF	Tc	0,05	0,3311	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,531	Aceita	I(1) DSP
	PP	Tc	0,05	0,3655	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,5686	Aceita	I(1) DSP
	KPSS	Tc	0,463	1,438643	Rejeita	I(1) DSP
		Tct	0,146	0,698426	Rejeita	I(1) DSP
Ibex	ADF	Tc	0,05	0,3436	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,6072	Aceita	I(1) DSP
	PP	Tc	0,05	0,4118	Aceita	I(1) DSP
		Tct	0,05	0,6832	Aceita	I(1) DSP
	KPSS	Tc	0,463	1,805494	Rejeita	I(1) DSP
		Tct	0,146	0,717657	Rejeita	I(1) DSP

Fonte: Elaborada pelo autor com base nos outputs do E-views

B. Análise Uniequacional

Anexo B. 1- Tabela de valores críticos de Engle-Granger

<i>T</i>	1%	5%	10%	1%	5%	10%
	Two Variables			Three Variables		
50	-4.123	-3.461	-3.130	-4.592	-3.915	-3.578
100	-4.008	-3.398	-3.087	-4.441	-3.828	-3.514
200	-3.954	-3.368	-3.067	-4.368	-3.785	-3.483
500	-3.921	-3.350	-3.054	-4.326	-3.760	-3.464
	Four Variables			Five Variables		
50	-5.017	-4.324	-3.979	-5.416	-4.700	-4.348
100	-4.827	-4.210	-3.895	-5.184	-4.557	-4.240
200	-4.737	-4.154	-3.853	-5.070	-4.487	-4.186
500	-4.684	-4.122	-3.828	-5.003	-4.446	-4.154

The critical values are for cointegrating relations (with a constant in the cointegrating vector) estimated using the Engle-Granger methodology.
Source: Critical values are interpolated using the response surface in MacKinnon (1991).

Anexo B. 2- Teste de Engle-Granger às equações (sem *dummy*)

$$R_{jx} = \beta_1 + \beta_2 Eonia \text{ e } S = \beta_1 + \beta_2 Eonia$$

Rjx / S	Teste	Valor Crítico (5%)	T-statistic	Aceita/ Rejeita H0	Relação
PT2a	ADF	-3,35	0,1521	Aceita	Espúria
PT5a			0,828765	Aceita	Espúria
PT10a			1,576933	Aceita	Espúria
PT30a			0,737735	Aceita	Espúria
E3m			-4,338169	Rejeita	Cointegração
E6m			-4,042638	Rejeita	Cointegração
E12m			-3,705445	Rejeita	Cointegração
E2a			-2,766105	Aceita	Espúria
E5a			-2,522607	Aceita	Espúria
E10a			-2,245876	Aceita	Espúria
E30a			-2,122994	Aceita	Espúria
A3m			-6,16992	Rejeita	Cointegração
A6m			-7,457551	Rejeita	Cointegração
A12m			-4,294007	Rejeita	Cointegração
A2a			-3,723486	Rejeita	Cointegração
A5a			-3,93175	Rejeita	Cointegração
A10a			-3,251647	Aceita	Espúria
A30a			-3,535727	Rejeita	Cointegração
PSI20			-2,018917	Aceita	Espúria
Dax			-1,83684	Aceita	Espúria
Ibex	-1,868805	Aceita	Espúria		

Fonte: Elaborada pelo autor com base nos outputs do E-views

Anexo B. 3- Cointegração: Modelo de Mecanismo de Correção de Erros

Dependent Variable: **D(A3M)**
 Method: Least Squares
 Date: 08/23/12 Time: 12:15
 Sample (adjusted): 1/05/2000 12/30/2011
 Included observations: 3018 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000546	0.001410	-0.387436	0.6985
RESIDA3M(-1)	-0.022216	0.005826	-3.813142	0.0001
D(EONIA)	0.032342	0.012935	2.500321	0.0125
D1	-0.002442	0.002702	-0.904051	0.3660
D1*D(EONIA)	-0.031992	0.021671	-1.476222	0.1400

R-squared 0.006029 Mean dependent var -0.001217
 Adjusted R-squared 0.004709 S.D. dependent var 0.066203
 S.E. of regression 0.066047 Akaike info criterion -2.595236
 Sum squared resid 13.14344 Schwarz criterion -2.585275
 Log likelihood 3921.212 F-statistic 4.568527
 Durbin-Watson stat 2.366618 Prob(F-statistic) 0.001115

Dependent Variable: **D(A2A)**
 Method: Least Squares
 Date: 08/23/12 Time: 12:16
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/30/2011
 Included observations: 3034 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000710	0.001022	-0.694652	0.4873
RESIDA2A(-1)	-0.001403	0.002112	-0.664362	0.5065
D(EONIA)	0.022715	0.009194	2.470486	0.0135
D1	-0.002733	0.001964	-1.391641	0.1641
D1*D(EONIA)	-0.004725	0.015723	-0.300532	0.7638

R-squared 0.003378 Mean dependent var -0.001449
 Adjusted R-squared 0.002062 S.D. dependent var 0.048104
 S.E. of regression 0.048054 Akaike info criterion -3.231324
 Sum squared resid 6.994614 Schwarz criterion -3.221407
 Log likelihood 4906.918 F-statistic 2.566521
 Durbin-Watson stat 1.868304 Prob(F-statistic) 0.036398

Dependent Variable: **D(A30A)**
 Method: Least Squares
 Date: 08/23/12 Time: 12:18
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/01/2011
 Included observations: 3015 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001073	0.000910	-1.179469	0.2383
RESIDA30A(-1)	-0.004204	0.001519	-2.767321	0.0057
D(EONIA)	0.016368	0.008139	1.888205	0.0591
D1	-0.000627	0.001763	-0.355876	0.7220
D1*D(EONIA)	-0.008654	0.014113	-0.606854	0.5440

R-squared 0.003814 Mean dependent var -0.001232
 Adjusted R-squared 0.002490 S.D. dependent var 0.042830
 S.E. of regression 0.042777 Akaike info criterion -3.463973
 Sum squared resid 5.507927 Schwarz criterion -3.454004
 Log likelihood 5226.939 F-statistic 2.881210
 Durbin-Watson stat 1.847078 Prob(F-statistic) 0.021423

Dependent Variable: **D(E12M)**
 Method: Least Squares
 Date: 08/23/12 Time: 12:20
 Sample (adjusted): 1/05/2000 12/01/2011
 Included observations: 2914 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000203	0.001023	-0.198669	0.8425
RESIDE12M(-1)	9.10E-05	0.002193	0.041501	0.9669
D(EONIA)	0.018245	0.009131	1.998135	0.0458
D1	-0.000794	0.001968	-0.403571	0.6866
D1*D(EONIA)	0.007965	0.015642	0.509233	0.6106

R-squared 0.002927 Mean dependent var -0.000420
 Adjusted R-squared 0.001556 S.D. dependent var 0.047200
 S.E. of regression 0.047164 Akaike info criterion -3.268671
 Sum squared resid 6.470817 Schwarz criterion -3.258415
 Log likelihood 4767.453 F-statistic 2.134603
 Durbin-Watson stat 2.153555 Prob(F-statistic) 0.074018

Dependent Variable: **D(A6M)**
 Method: Least Squares
 Date: 08/23/12 Time: 12:16
 Sample (adjusted): 1/05/2000 12/30/2011
 Included observations: 3016 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000798	0.000818	-0.975951	0.3292
RESIDA6M(-1)	0.012755	0.002877	4.433721	0.0000
D(EONIA)	-0.006982	0.007449	-0.937238	0.3487
D1	-0.001867	0.001567	-1.191194	0.2337
D1*D(EONIA)	0.001001	0.012557	0.079720	0.9365

R-squared 0.006985 Mean dependent var -0.001293
 Adjusted R-squared 0.005666 S.D. dependent var 0.038411
 S.E. of regression 0.038302 Akaike info criterion -3.684955
 Sum squared resid 4.417345 Schwarz criterion -3.674989
 Log likelihood 5561.912 F-statistic 5.295159
 Durbin-Watson stat 2.033185 Prob(F-statistic) 0.000301

Dependent Variable: **D(A5A)**
 Method: Least Squares
 Date: 08/23/12 Time: 12:17
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/30/2011
 Included observations: 3034 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000865	0.001060	-0.816229	0.4144
RESIDA5A(-1)	-0.003787	0.001970	-1.922413	0.0546
D(EONIA)	0.022098	0.009504	2.325079	0.0201
D1	-0.002246	0.002037	-1.102660	0.2703
D1*D(EONIA)	-0.002122	0.016307	-0.130129	0.8965

R-squared 0.003968 Mean dependent var -0.001476
 Adjusted R-squared 0.002653 S.D. dependent var 0.049919
 S.E. of regression 0.049853 Akaike info criterion -3.157844
 Sum squared resid 7.527931 Schwarz criterion -3.147927
 Log likelihood 4795.449 F-statistic 3.017119
 Durbin-Watson stat 1.898799 Prob(F-statistic) 0.016994

Dependent Variable: **D(E3M)**
 Method: Least Squares
 Date: 08/23/12 Time: 12:19
 Sample (adjusted): 1/05/2000 12/01/2011
 Included observations: 2913 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000262	0.000610	0.429702	0.6674
RESIDE3M(-1)	0.003983	0.002240	1.777922	0.0755
D(EONIA)	0.017107	0.005527	3.095184	0.0020
D1	-0.003031	0.001173	-2.583967	0.0098
D1*D(EONIA)	-0.008173	0.009330	-0.875995	0.3811

R-squared 0.008351 Mean dependent var -0.000541
 Adjusted R-squared 0.006987 S.D. dependent var 0.028218
 S.E. of regression 0.028119 Akaike info criterion -4.303041
 Sum squared resid 2.299261 Schwarz criterion -4.292782
 Log likelihood 6272.379 F-statistic 6.122217
 Durbin-Watson stat 1.824924 Prob(F-statistic) 0.000067

Dependent Variable: **D(E5A)**
 Method: Least Squares
 Date: 08/23/12 Time: 12:21
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/01/2011
 Included observations: 3015 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000710	0.001327	-0.535084	0.5926
RESIDE5A(-1)	-0.003360	0.001989	-1.689649	0.0912
D(EONIA)	0.024006	0.011895	2.018173	0.0437
D1	0.002231	0.002572	0.867436	0.3858
D1*D(EONIA)	-0.029177	0.020590	-1.417085	0.1566

R-squared 0.002454 Mean dependent var -9.12E-05
 Adjusted R-squared 0.001129 S.D. dependent var 0.062448
 S.E. of regression 0.062413 Akaike info criterion -2.708426
 Sum squared resid 11.72514 Schwarz criterion -2.698457
 Log likelihood 4087.952 F-statistic 1.851403
 Durbin-Watson stat 1.705388 Prob(F-statistic) 0.116248

Dependent Variable: **D(A12M)**
 Method: Least Squares
 Date: 08/23/12 Time: 12:16
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/30/2011
 Included observations: 3034 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000497	0.000739	-0.672805	0.5011
RESIDA12M(-1)	0.005997	0.001966	3.050802	0.0023
D(EONIA)	0.019260	0.006688	2.879798	0.0040
D1	-0.002901	0.001421	-2.042081	0.0412
D1*D(EONIA)	-0.011948	0.011377	-1.050228	0.2937

R-squared 0.008514 Mean dependent var -0.001264
 Adjusted R-squared 0.007204 S.D. dependent var 0.034892
 S.E. of regression 0.034766 Akaike info criterion -3.878718
 Sum squared resid 3.661037 Schwarz criterion -3.868801
 Log likelihood 5889.015 F-statistic 6.502301
 Durbin-Watson stat 1.714749 Prob(F-statistic) 0.000033

Dependent Variable: **D(A10A)**
 Method: Least Squares
 Date: 08/23/12 Time: 12:17
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/30/2011
 Included observations: 3034 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000983	0.000943	-1.042593	0.2972
RESIDA10A(-1)	-0.004138	0.001721	-2.404157	0.0163
D(EONIA)	0.017812	0.008442	2.109551	0.0350
D1	-0.001327	0.001812	-0.732440	0.4640
D1*D(EONIA)	-0.004094	0.014503	-0.282246	0.7778

R-squared 0.003877 Mean dependent var -0.001341
 Adjusted R-squared 0.002562 S.D. dependent var 0.044404
 S.E. of regression 0.044347 Akaike info criterion -3.391878
 Sum squared resid 5.957115 Schwarz criterion -3.381961
 Log likelihood 5150.479 F-statistic 2.947477
 Durbin-Watson stat 1.918121 Prob(F-statistic) 0.019139

Dependent Variable: **D(E6M)**
 Method: Least Squares
 Date: 08/23/12 Time: 12:20
 Sample (adjusted): 1/05/2000 12/01/2011
 Included observations: 2914 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.91E-05	0.000693	0.041994	0.9665
RESIDE6M(-1)	0.004691	0.001944	2.412852	0.0159
D(EONIA)	0.009165	0.008218	1.473874	0.1406
D1	-0.002059	0.001333	-1.545485	0.1223
D1*D(EONIA)	-0.000611	0.010593	-0.057643	0.9540

R-squared 0.004547 Mean dependent var -0.000518
 Adjusted R-squared 0.003178 S.D. dependent var 0.031992
 S.E. of regression 0.031941 Akaike info criterion -4.048111
 Sum squared resid 2.967924 Schwarz criterion -4.037855
 Log likelihood 5903.097 F-statistic 3.321725
 Durbin-Watson stat 1.974837 Prob(F-statistic) 0.010068

Dependent Variable: **D(E10A)**
 Method: Least Squares
 Date: 08/23/12 Time: 12:22
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/01/2011
 Included observations: 3015 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000780	0.001103	-0.707187	0.4795
RESIDE10A(-1)	-0.004231	0.001702	-2.485867	0.0130
D(EONIA)	0.017002	0.009875	1.721799	0.0852
D1	0.002512	0.002138	1.175237	0.2400
D1*D(EONIA)	-0.023679	0.017111	-1.383872	0.1665

R-squared 0.003466 Mean dependent var -9.15E-05
 Adjusted R-squared 0.002142 S.D. dependent var 0.051925
 S.E. of regression 0.051869 Akaike info criterion -3.078525
 Sum squared resid 8.098158 Schwarz criterion -3.068556
 Log likelihood 4645.876 F-statistic 2.617484
 Durbin-Watson stat 1.713386 Prob(F-statistic) 0.033419

Fonte: Output do E-views

Nota: São estimadas as equações (6): $d(\text{inst}) = c + \gamma_1 \text{residinst}(-1) + \gamma_2 d(\text{eonia}) + \gamma_3 d1 + \gamma_4 d1 * d(\text{eonia})$

Anexo B. 4- Espúria: Estimação da equação em variações

Dependent Variable: D_PT2A Method: Least Squares Date: 08/13/12 Time: 19:38 Sample (adjusted): 1/05/2000 12/30/2011 Included observations: 3031 after adjustments					Dependent Variable: D_PT5A Method: Least Squares Date: 08/13/12 Time: 19:40 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/30/2011 Included observations: 2997 after adjustments					Dependent Variable: D_PT10A Method: Least Squares Date: 08/13/12 Time: 20:04 Sample (adjusted): 1/05/2000 12/30/2011 Included observations: 2860 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000618	0.003947	-0.156608	0.8756	C	-0.000251	0.002795	-0.089986	0.9283	C	-0.000994	0.002021	-0.491612	0.6230
D_EONIA	0.027634	0.035293	0.783002	0.4337	D_EONIA	0.020092	0.025811	0.778439	0.4364	D_EONIA	0.017492	0.017581	0.994926	0.3199
D1	0.015657	0.007582	2.064937	0.0390	D1	0.013790	0.005337	2.583676	0.0096	D1	0.011682	0.003772	3.097246	0.0020
D1*D_EONIA	-0.046803	0.060662	-0.771536	0.4404	D1*D_EONIA	-0.090213	0.043213	-2.087663	0.0369	D1*D_EONIA	-0.062567	0.029967	-2.087871	0.0369
R-squared	0.001666	Mean dependent var	0.003677		R-squared	0.003869	Mean dependent var	0.003630		R-squared	0.004983	Mean dependent var	0.002431	
Adjusted R-squared	0.000677	S.D. dependent var	0.185579		Adjusted R-squared	0.002871	S.D. dependent var	0.130503		Adjusted R-squared	0.003938	S.D. dependent var	0.091429	
S.E. of regression	0.185517	Akaike info criterion	-0.530026		S.E. of regression	0.130315	Akaike info criterion	-1.236389		S.E. of regression	0.091249	Akaike info criterion	-1.949051	
Sum squared resid	104.1784	Schwarz criterion	-0.522086		Sum squared resid	50.82720	Schwarz criterion	-1.228374		Sum squared resid	23.78017	Schwarz criterion	-1.940717	
Log likelihood	807.2549	F-statistic	1.684044		Log likelihood	1856.729	F-statistic	3.875065		Log likelihood	2791.142	F-statistic	4.767859	
Durbin-Watson stat	1.562419	Prob(F-statistic)	0.168262		Durbin-Watson stat	1.559337	Prob(F-statistic)	0.008668		Durbin-Watson stat	1.715039	Prob(F-statistic)	0.002569	

Dependent Variable: D_PT30A Method: Least Squares Date: 08/13/12 Time: 19:42 Sample (adjusted): 3/17/2006 12/01/2011 Included observations: 1445 after adjustments					Dependent Variable: D_E2A Method: Least Squares Date: 08/13/12 Time: 19:43 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/01/2011 Included observations: 3015 after adjustments					Dependent Variable: D_E30A Method: Least Squares Date: 08/13/12 Time: 19:44 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/01/2011 Included observations: 3015 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000333	0.002627	0.126684	0.8992	C	-0.000362	0.001444	-0.250291	0.8024	C	-0.000954	0.001011	-0.943409	0.3455
D_EONIA	0.030394	0.028014	1.084978	0.2781	D_EONIA	0.021583	0.012922	1.670273	0.0950	D_EONIA	0.013327	0.009042	1.473836	0.1406
D1	0.006214	0.003524	1.763388	0.0780	D1	0.002033	0.002800	0.726247	0.4677	D1	0.002836	0.001959	1.447604	0.1478
D1*D_EONIA	-0.048117	0.033260	-1.446686	0.1482	D1*D_EONIA	-0.009559	0.022409	-0.426586	0.6697	D1*D_EONIA	-0.032214	0.015681	-2.054358	0.0400
R-squared	0.003619	Mean dependent var	0.003871		R-squared	0.001231	Mean dependent var	0.000188		R-squared	0.002164	Mean dependent var	-0.000165	
Adjusted R-squared	0.001545	S.D. dependent var	0.066577		Adjusted R-squared	0.000235	S.D. dependent var	0.067939		Adjusted R-squared	0.001169	S.D. dependent var	0.047564	
S.E. of regression	0.066526	Akaike info criterion	-2.579688		S.E. of regression	0.067931	Akaike info criterion	-2.539335		S.E. of regression	0.047536	Akaike info criterion	-3.253300	
Sum squared resid	6.377417	Schwarz criterion	-2.565084		Sum squared resid	13.89445	Schwarz criterion	-2.531360		Sum squared resid	6.803888	Schwarz criterion	-3.245355	
Log likelihood	1867.825	F-statistic	1.744857		Log likelihood	3832.048	F-statistic	1.236645		Log likelihood	4908.396	F-statistic	2.176142	
Durbin-Watson stat	1.970431	Prob(F-statistic)	0.155917		Durbin-Watson stat	1.657116	Prob(F-statistic)	0.294738		Durbin-Watson stat	1.716813	Prob(F-statistic)	0.088782	

Dependent Variable: D_PSI20 Method: Least Squares Date: 08/13/12 Time: 19:45 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/30/2011 Included observations: 2992 after adjustments					Dependent Variable: D_IBEX Method: Least Squares Date: 08/15/12 Time: 17:06 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/30/2011 Included observations: 2968 after adjustments					Dependent Variable: D_DAX Method: Least Squares Date: 08/15/12 Time: 17:06 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/30/2011 Included observations: 3007 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.229053	2.144534	-1.039412	0.2987	C	-1.476016	3.221976	-0.458109	0.6469	C	-1.005301	1.781794	-0.564207	0.5727
D_EONIA	15.41189	19.28490	0.799169	0.4243	D_EONIA	31.39361	29.24495	1.073471	0.2831	D_EONIA	11.35772	16.13499	0.703919	0.4815
D1	-0.270121	4.092609	-0.066002	0.9474	D1	-1.634558	6.154418	-0.265591	0.7906	D1	1.287381	3.423792	0.376010	0.7069
D1*D_EONIA	22.10317	32.82785	-0.673305	0.5008	D1*D_EONIA	42.22208	49.77628	0.848237	0.3964	D1*D_EONIA	15.50535	27.44659	0.564528	0.5722
R-squared	0.000236	Mean dependent var	-2.280324		R-squared	0.001549	Mean dependent var	-1.976179		R-squared	0.000690	Mean dependent var	-0.679115	
Adjusted R-squared	-0.000767	S.D. dependent var	99.85322		Adjusted R-squared	0.000539	S.D. dependent var	149.5603		Adjusted R-squared	-0.000308	S.D. dependent var	83.40412	
S.E. of regression	99.89153	Akaike info criterion	12.04738		S.E. of regression	149.5200	Akaike info criterion	12.85408		S.E. of regression	83.41698	Akaike info criterion	11.68691	
Sum squared resid	29815211	Schwarz criterion	12.05541		Sum squared resid	66263855	Schwarz criterion	12.86216		Sum squared resid	20896052	Schwarz criterion	11.69490	
Log likelihood	-18018.88	F-statistic	0.235433		Log likelihood	-19071.46	F-statistic	1.533015		Log likelihood	-17567.27	F-statistic	0.691101	
Durbin-Watson stat	1.898727	Prob(F-statistic)	0.871713		Durbin-Watson stat	2.054259	Prob(F-statistic)	0.203863		Durbin-Watson stat	2.027967	Prob(F-statistic)	0.557408	

Fonte: Output do E-views

Nota: São estimadas as equações (10): $\Delta inst = c + \beta_1 \Delta Eonia + \beta_2 D1 + \beta_3 D1 * \Delta Eonia$

C. Análise Multiequacional

Anexo C. 1 - Cenário I: Número de defasagens (p-óptimo)

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: E3M A3M IBEX DAX
 Exogenous variables: C EONIA D1 D1*EONIA
 Date: 09/08/12 Time: 14:53
 Sample: 1/03/2000 12/30/2011
 Included observations: 1596

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-26073.52	NA	1.86e+09	32.69363	32.74752	32.71365
1	-12795.95	26422.04	112.5743	16.07512	16.18290*	16.11615
2	-12753.43	84.39574	108.8950	16.04189	16.20355	16.10193*
3	-12734.02	28.42947	106.0376	16.03762	16.25317	16.11767
4	-12708.06	51.27408	107.0859	16.02513	16.29457	16.12520
5	-12682.84	49.66986	105.8570	16.01359	16.33691	16.13366
6	-12644.16	76.00970	102.8908	15.98516	16.36237	16.12625
7	-12630.76	26.26513	103.2272	15.98842	16.41952	16.14852
8	-12597.87	64.29839	101.0661	15.96725	16.45224	16.14737
9	-12579.72	35.39361	100.7951	15.96456	16.50343	16.16468
10	-12541.16	74.97853	97.98777	15.93630	16.52906	16.15643
11	-12507.47	65.36209	95.84056	15.91412	16.56077	16.15427
12	-12492.07	29.78641	95.91516	15.91488	16.61541	16.17504
13	-12468.41	45.66115	95.00097	15.90528	16.65970	16.18546
14	-12453.38	28.94197	95.11829	15.90649	16.71480	16.20668
15	-12439.31	27.01214	95.35147	15.90891	16.77110	16.22911
16	-12421.41	34.27457	95.12795	15.90653	16.82261	16.24674
17	-12399.53	41.78102	94.43358	15.89916	16.86913	16.25939
18	-12378.89	39.31778	93.88992*	15.89334*	16.91720	16.27358
19	-12363.94	28.39554	94.01841	15.89466	16.97241	16.29492
20	-12347.73	30.71513*	93.99857	15.89440	17.02603	16.31466

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: E6M A6M IBEX DAX
 Exogenous variables: C EONIA D1 D1*EONIA
 Date: 09/08/12 Time: 15:04
 Sample: 1/03/2000 12/30/2011
 Included observations: 1591

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-26350.61	NA	2.92e+09	33.14470	33.19872	33.16476
1	-12504.72	27552.53	82.10851	15.75955	15.86760*	15.79968
2	-12458.72	91.31045	79.06953	15.72183	15.88391	15.78204
3	-12410.42	96.23120	75.89442	15.68085	15.89695	15.76112
4	-12377.39	64.63351	74.31533	15.65982	15.92995	15.76016*
5	-12350.00	53.95374	73.25914	15.64550	15.96965	15.75990
6	-12319.15	60.60585	71.90503	15.62684	16.00502	15.76731
7	-12308.38	21.11259	72.37957	15.63341	16.06561	15.79395
8	-12293.32	29.43839	72.46582	15.63459	16.12082	15.81520
9	-12270.58	44.32752	71.85568	15.62613	16.16638	15.82680
10	-12239.64	60.18024	70.51924	15.60734	16.20161	15.82807
11	-12227.04	24.43172	70.82284	15.61162	16.25992	15.85242
12	-12209.27	34.37738	70.66689	15.60939	16.31172	15.87026
13	-12190.87	35.05722	70.45560	15.60637	16.36273	15.88731
14	-12166.40	47.08767	69.71158	15.59573	16.40611	15.89674
15	-12139.24	52.14066	68.74228	15.58170	16.44610	15.90277
16	-12122.24	30.62955	68.74479	15.58170	16.50013	15.92284
17	-12107.68	29.71771	68.78523	15.58225	16.55470	15.94346
18	-12107.05	58.33015	67.53487	15.56386	16.59034	15.94513
19	-12060.31	31.80303	67.47506	15.56293	16.64343	15.96427
20	-12026.79	63.50183*	66.00872*	15.54090*	16.67543	15.96231

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: E12M A12M IBEX DAX
 Exogenous variables: C EONIA D1 D1*EONIA
 Date: 09/08/12 Time: 15:06
 Sample: 1/03/2000 12/30/2011
 Included observations: 1615

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-27392.45	NA	6.47e+09	33.94236	33.99573	33.96217
1	-13080.96	28481.20	132.6158	16.23896	16.34571	16.27858
2	-12996.05	168.5673	121.7675	16.15362	16.31373*	16.21305*
3	-12977.34	37.05413	121.3594	16.15026	16.36374	16.22950
4	-12962.41	29.47386	121.5218	16.15160	16.41845	16.25064
5	-12953.12	18.30874	122.5359	16.15990	16.48013	16.27876
6	-12924.85	55.57329	120.6876*	16.14470*	16.51829	16.28336
7	-12909.39	30.29000	120.7705	16.14538	16.57234	16.30385
8	-12898.38	21.53855	121.5195	16.15155	16.61899	16.32983
9	-12882.92	30.15614	121.6020	16.15222	16.68593	16.35031
10	-12869.84	25.44395	122.0444	16.15584	16.74292	16.37374
11	-12860.59	17.94314	123.0714	16.16420	16.80465	16.40191
12	-12852.10	16.44055	124.2231	16.17350	16.86732	16.43101
13	-12834.74	36.16908	123.7174	16.16983	16.91702	16.44716
14	-12823.87	17.84789	124.8107	16.17817	16.97873	16.47530
15	-12799.90	46.04573	123.5881	16.16830	17.02223	16.48524
16	-12789.74	19.47073	124.4888	16.17552	17.08292	16.51288
17	-12777.27	23.81912	125.0396	16.17990	17.14057	16.53646
18	-12749.05	53.79186*	123.1661	16.16476	17.17880	16.54113
19	-12735.52	25.71750	123.5493	16.16782	17.23523	16.56400
20	-12723.80	22.20822	124.2133	16.17313	17.29391	16.58912

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: PT2A E2A A2A PSI20 IBEX DAX
 Exogenous variables: C EONIA D1 D1*EONIA
 Date: 09/08/12 Time: 15:07
 Sample: 1/03/2000 12/30/2011
 Included observations: 1895

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-52256.26	NA	3.70e+16	55.17705	55.24731	55.20292
1	-26699.27	50844.24	74214.47	28.24198	28.41761	28.30664
2	-26528.44	338.7749	64370.82	28.09968	28.38068*	28.20314*
3	-26480.04	95.68995	63533.66	28.08568	28.47297	28.22884
4	-26299.93	157.4310	60644.25	28.05179	28.53179	28.22129
5	-26341.65	114.4742	59235.30	28.01651	28.61365	28.23637
6	-26298.99	83.51711	58821.30	28.00948	28.71200	28.26814
7	-26272.95	50.81056	59444.22	28.02000	28.82000	28.31745
8	-26235.12	73.57913	59331.18	28.01807	28.91354	28.36432
9	-26204.16	60.03324	59649.26	28.03384	29.04044	28.39843
10	-26144.61	115.0697	58187.51	27.99853	29.12256	28.41238
11	-26109.87	66.90641	58267.93	27.99987	29.22928	28.45251
12	-26074.28	68.34065	58295.95	28.00029	29.35058	28.49174
13	-26027.53	89.44413	57642.42	27.98895	29.42912	28.51919
14	-25985.10	80.91356	57257.13	27.98217	29.52771	28.55121
15	-25948.20	70.14129	57207.73*	27.98122*	29.62314	28.58906
16	-25919.25	54.85423	57640.43	27.98865	29.74495	28.63529
17	-25896.25	43.42630	58443.32	28.00237	29.86405	28.68781
18	-25841.93	102.2169	57331.47	27.98304	29.95009	28.70727
19	-25804.33	70.52099*	57242.66	27.98135	30.05378	28.74438
20	-25784.06	37.88186	58210.15	27.97995	30.17576	28.79878

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: PT5A E5A A5A PSI20 IBEX DAX
 Exogenous variables: C EONIA D1 D1*EONIA
 Date: 09/08/12 Time: 15:08
 Sample: 1/03/2000 12/30/2011
 Included observations: 1894

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-51426.99	NA	1.59e+16	54.33051	54.40079	54.35639
1	-25893.53	50797.29	32170.12	27.40606	27.58176	27.47075
2	-25734.65	315.0854	28255.20	27.27629	27.55742*	27.37980
3	-25645.20	176.8199	26704.74	27.19895	27.60641	27.36218*
4	-25592.08	104.6691	26226.49	27.20177	27.69375	27.38292
5	-25533.69	114.6911	25613.84	27.17813	27.77553	27.39808
6	-25479.71	105.6657	25132.68	27.15915	27.86197	27.41792
7	-25449.60	58.75930	25289.95	27.16537	27.97361	27.46296
8	-25411.17	74.76198	25225.62	27.16279	28.07674	27.49920
9	-25366.24	87.10889	24989.64	27.15336	28.17246	27.52859
10	-25299.79	129.4087	24199.87	27.12721	28.24573	27.53625
11	-25263.65	69.59901	24197.57	27.12107	28.35101	27.57392
12	-25234.15	56.62997	24365.64	27.12793	28.46330	27.61960
13	-25183.21	97.48059	23985.70	27.11215	28.55294	27.64264
14	-25153.98	65.74232	24159.66	27.11930	28.66511	27.68660
15	-25113.42	77.08453	24045.85	27.11449	28.76612	27.72261
16	-25079.30	64.64507	24095.93	27.11647	28.87353	27.76340
17	-25054.87	46.11322	24395.05	27.12870	28.99118	27.81444
18	-25002.23	99.07227	23972.93	27.11111	29.07902	27.83568
19	-24959.04	51.77883	23794.97*	27.10352*	29.17685	27.86890
20	-24925.93	61.87328*	23871.57	27.10658	29.28533	27.90878

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: PT10A E10A A10A PSI20 IBEX DAX
 Exogenous variables: C EONIA D1 D1*EONIA
 Date: 09/08/12 Time: 15:09
 Sample: 1/03/2000 12/30/2011
 Included observations: 1733

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-45896.95	NA	4.18e+15	52.99590	53.07149	53.02386
1	-22927.29	45873.08	11923.03	26.41349	26.60245*	26.48338
2	-22740.13	244.0567	10782.05	26.31290	26.61522	26.42471
3	-22630.60	145.1927	10325.08	26.26959	26.68528	26.42333*
4	-22590.70	78.49939	10278.87	26.26509	26.79416	26.46077
5	-22506.91	164.2948	9727.428	26.20994	26.85238	26.44754
6	-22471.47	69.24433	9733.899	26.21058	26.96640	26.49012
7	-22433.66	73.61193	9713.842	26.20849	27.07768	26.52996
8	-22406.60	52.50386	9814.863	26.21881	27.20137	26.58220
9	-22351.41	106.6853	9600.292	26.19666	27.32559	26.60199
10	-22298.96	120.2899	9312.136	26.16613	27.37544	26.61339
11	-22253.05	68.91837	9313.687	26.16624	27.48891	26.65542
12	-22199.95	63.28318	9345.678	26.16959	27.60564	26.70071
13	-22179.57	76.94626	9299.318	26.16453	27.71395	26.73758
14	-22151.74	52.83282	9388.360	26.17396	27.82676	26.76894
15	-22118.81	62.27879				

Anexo C. 2 - Cenário 2: Número de defasagens (p-óptimo)

VAR Lag Order Selection Criteria							VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: E3M A3M IBEX DAX EONIA							Endogenous variables: E6M A6M IBEX DAX EONIA						
Exogenous variables: C D1 D1*EONIA							Exogenous variables: C D1 D1*EONIA						
Date: 09/08/12 Time: 15:44							Date: 09/08/12 Time: 15:43						
Sample: 1/03/2000 12/30/2011							Sample: 1/03/2000 12/30/2011						
Included observations: 1596							Included observations: 1591						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ	Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-27791.06	NA	9.34e+08	34.84468	34.89520	34.86344	0	-28064.02	NA	1.47e+09	35.29732	35.34797	35.31613
1	-11495.57	32487.01	1.219495	14.33041	14.5113*	14.43045	1	-11203.65	33551.18	0.946178	14.13406	14.26912*	14.18423
2	-11377.77	114.6603	1.161749	14.33931	14.55823	14.42061*	2	-11136.21	133.7655	0.897031	14.08072	14.30020	14.16224
3	-11352.18	50.59901	1.160897	14.33857	14.64169	14.45114	3	-11078.33	114.4474	0.860714	14.03939	14.34328	14.15226*
4	-11318.38	66.62448	1.148172	14.32755	14.71486	14.47139	4	-11038.16	79.18106	0.844459	14.02032	14.40862	14.16455
5	-11280.95	73.54151	1.130439	14.31197	14.78349	14.48708	5	-11001.69	71.65043	0.832381	14.00590	14.47862	14.18149
6	-11218.25	122.8111	1.078285	14.25473	14.87533	14.57111	6	-10958.45	84.70099	0.813514	13.98296	14.54010	14.18990
7	-11196.25	42.95807	1.082359	14.26848	14.90839	14.50613	7	-10940.60	34.83283	0.820879	13.99196	14.63351	14.23026
8	-11156.16	78.02337	1.062103	14.24957	14.97368	14.51849	8	-10918.65	42.71620	0.824048	13.99579	14.72175	14.26544
9	-11126.40	57.72966	1.055814	14.24361	15.05192	14.54380	9	-10884.11	66.99695	0.812425	13.98380	14.79418	14.28480
10	-11071.26	106.6086	1.016718	14.20584	15.09835	14.53730	10	-10849.57	66.77689	0.804565	13.97181	14.86660	14.30417
11	-11028.45	82.51009	0.994315	14.18352	15.16023	14.54625	11	-10829.78	39.14381	0.809879	13.97835	14.95756	14.34207
12	-11012.77	30.11770	1.005044	14.19521	15.25611	14.58920	12	-10810.01	37.98198	0.815254	13.98492	15.04854	14.37999
13	-10982.14	58.66269	0.999016	14.18814	15.33325	14.61341	13	-10785.62	46.69509	0.815923	13.98569	15.13372	14.41211
14	-10950.99	59.43569	0.991416*	14.18044*	15.40975	14.63698	14	-10750.73	66.57004	0.805896	13.97326	15.20571	14.43104
15	-10929.84	40.24172	0.996275	14.18526	15.49877	14.67307	15	-10713.88	70.09223	0.794034	13.95836	15.27522	14.44750
16	-10909.28	38.98264	1.001913	14.19083	15.59853	14.70990	16	-10695.90	34.08897	0.801134	13.96718	15.36846	14.48767
17	-10894.72	46.41296	1.002555	14.19138	15.67328	14.74172	17	-10677.13	36.46171	0.807507	13.97502	15.46071	14.52686
18	-10880.43	45.73787	1.003556	14.19227	15.75837	14.77389	18	-10642.95	64.35549	0.798328	13.96348	15.53359	14.54668
19	-10831.61	54.10857*	0.998871	14.18748	15.83778	14.80037	19	-10614.56	53.27898	0.795026	13.95922	15.61374	14.57378
20	-10813.36	34.15315	1.007476	14.19593	15.93043	14.84009	20	-10575.71	72.66594*	0.781404*	13.94182*	15.68075	14.58772

VAR Lag Order Selection Criteria							VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: E12M A12M IBEX DAX EONIA							Endogenous variables: PT2A E2A A2A PSI20 IBEX DAX EONIA						
Exogenous variables: C D1 D1*EONIA							Exogenous variables: C D1 D1*EONIA						
Date: 09/08/12 Time: 15:42							Date: 09/08/12 Time: 15:41						
Sample: 1/03/2000 12/30/2011							Sample: 1/03/2000 12/30/2011						
Included observations: 1615							Included observations: 1895						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ	Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-29132.37	NA	3.26e+09	36.09581	36.14584	36.11438	0	-54402.89	NA	2.08e+16	57.43946	57.50093	57.46209
1	-11804.00	34485.06	1.613011	14.66749	14.80091	14.71701	1	-25254.05	57990.03	955.3662	26.72723	26.93213	26.80267
2	-11590.06	2084892	1.466837	14.66832	14.76293*	14.64865	2	-25053.46	397.5860	814.1180	26.66724	26.86524	26.69549
3	-11668.20	60.83174	1.450428	14.56124	14.86145	14.67267	3	-24980.11	144.8414	793.4675	26.54154	27.03331	26.72260
4	-11644.43	46.86184	1.452648	14.56276	14.94636	14.70514	4	-24886.08	184.9833	756.6484	26.49402	27.12921	26.72788
5	-11622.13	43.83795	1.457514	14.56610	15.03309	14.73943	5	-24809.06	150.9621	734.6082	26.46444	27.24306	26.75111
6	-11582.43	77.76246	1.431250	14.54791	15.09829	14.75219	6	-24745.36	124.3668	723.3202	26.44893	27.37099	26.78841
7	-11557.27	49.15006	1.430975	14.54770	15.18147	14.78293	7	-24696.19	95.54921	723.2119	26.44875	27.51423	26.84104
8	-11537.99	48.41822	1.431182	14.54719	15.27185	14.82097	8	-24643.49	102.1128	720.4275	26.44484	27.65376	26.88994
9	-11506.43	61.24687	1.429554*	14.54666*	15.34722	14.84830	9	-24594.36	94.83681	720.3697	26.44471	27.79706	26.94262
10	-11489.88	32.00742	1.446642	14.55713	15.44108	14.88522	10	-24529.97	123.8153	708.8143	26.42847	27.92425	26.97918
11	-11473.95	30.71260	1.461017	14.56836	15.53570	14.92740	11	-24486.55	83.18446	713.0570	26.43435	28.07356	27.03788
12	-11459.59	27.59870	1.480460	14.58154	15.63227	14.97153	12	-24440.27	88.31165	715.1785	26.43722	28.21986	27.09356
13	-11434.32	48.41472	1.480038	14.58120	15.71533	15.00214	13	-24384.25	106.4642	709.9905	26.42982	28.35889	27.13897
14	-11419.35	28.88774	1.498624	14.59362	15.81114	15.04552	14	-24335.24	92.80658	710.0762	26.42980	28.49931	27.19176
15	-11384.45	66.43472	1.480458	14.58136	15.88227	15.06420	15	-24282.93	98.65730	707.7117*	26.42631*	28.63925	27.24107
16	-11371.09	25.34319	1.502072	14.59578	15.98008	15.10957	16	-24248.32	65.01343	718.6735	26.44150	28.79787	27.30907
17	-11356.12	28.31933	1.520968	14.60819	16.07588	15.15294	17	-24219.94	53.10831	734.6332	26.46326	28.96306	27.38364
18	-11321.29	56.34566	1.502725	14.59603	16.14711	15.17173	18	-24154.17	122.5912	721.9073	26.44556	29.08879	27.41875
19	-11298.44	42.93447*	1.506888	14.59869	16.23316	15.20534	19	-24098.10	104.0960*	716.7212	26.43810	29.22476	27.46409
20	-11286.24	22.83405	1.531159	14.61454	16.33241	15.25214	20	-24066.98	57.53097	730.5856	26.45697	29.38706	27.53578

VAR Lag Order Selection Criteria							VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: PT5A E5A A5A PSI20 IBEX DAX EONIA							Endogenous variables: PT10A E10A A10A PSI20 IBEX DAX EONIA						
Exogenous variables: C D1 D1*EONIA							Exogenous variables: C D1 D1*EONIA						
Date: 09/08/12 Time: 15:40							Date: 09/08/12 Time: 15:39						
Sample: 1/03/2000 12/30/2011							Sample: 1/03/2000 12/30/2011						
Included observations: 1894							Included observations: 1733						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ	Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-53576.52	NA	8.96e+15	56.59717	56.65867	56.61981	0	-47857.15	NA	2.34e+15	55.25465	55.32078	55.27911
1	-24463.31	57919.00	420.3993	25.90634	26.11133	25.98182	1	-21557.24	52296.30	163.0683	24.96931	25.17975*	25.04084
2	-24274.26	374.7052	362.6072	25.75846	26.10694*	25.88676	2	-21406.97	297.6017	145.0814	24.84243	25.21719	24.98103
3	-24161.57	222.5208	339.0249	25.69120	26.18318	25.87234*	3	-21312.02	187.2631	137.5899	24.78940	25.31847	24.98508
4	-24087.85	145.0213	320.2943	25.66510	26.30057	25.89908	4	-21251.54	118.7900	135.7815	24.77616	25.45954	25.02890
5	-24011.85	148.9630	321.0135	25.63659	26.41555	25.92339	5	-21148.77	201.0301	127.6148	24.71411	25.55180	25.02392
6	-23939.39	141.4594	313.1695	25.61182	26.53428	25.95146	6	-21099.57	95.84871	127.5892	24.71387	25.70588	25.08076
7	-23882.69	110.3002	310.6418	25.60368	26.66963	25.99616	7	-21037.59	120.2354	125.6982	24.69890	25.84522	25.12286
8	-23832.05	98.11393	310.1199	25.60196	26.81140	26.04726	8	-20996.68	79.03487	126.8846	24.70823	26.00896	25.18326
9	-23769.12	121.4833	305.6073	25.58724	26.94018	26.08538	9	-20923.00	141.7591	135.3299	24.69794	26.13469	25.21785
10	-23700.26	132.4010	299.2877	25.56628	27.06271	26.11725	10	-20858.95	122.6918	121.2182*	24.66238*	26.27164	25.25756
11	-23655.81	85.14819	300.7540	25.57108	27.21100	26.17488	11	-20812.41	88.79897	121.5751	24.66521	26.42878	25.31746
12	-23610.80	85.88120	302.0550	25.57530	27.35871	26.23193	12	-20770.61	79.40201	122.6057	24.67352	26.59140	25.38284
13	-23548.57	118.2844	297.8995	25.56132	27.48823	26.27079	13	-20719.74	96.20988	122.3612	24.67137	26.74356	25.43776
14	-23510.04	72.95449	301.2521	25.57238	27.64278	26.33468	14	-20682.82	69.54328	124.1008	24.68531	26.91181	25.50877
15	-23451.94	109.5692	298.4192	25.56277	27.77666	26.37091	15	-20638.13	83.80869	124.7455	24.69028	27.07110	25.57082
16	-23410.72	77.45089	300.9323	25.57098	27.92836	26.43895	16	-20571.29	124.8116	122.2320	24.66969	27.20482	25.60730
17	-23381.85	54.01174	307.4616	25.59224	28.09312	26.51304	17	-20530.75	75.37620	123.4637	24.67945	27.36889	25.67413
18	-23318.52	118.0348	302.9130	25.57711	28.22148	26.55074	18	-20491.74	72.19779	124.9338	24.69099	27.53474	25.74274
19	-23253.26	51.15665	297.8307*	25.55933*	28.34780	26.58640	19	-20437.87	99.29569	124.2740	24.68536	27.68343	25.79418
20	-23205.99	87.39713*	298.4604	25.56176	28.49312	26.64106	20	-20378.21	109.4665*	122.8004	24.67307	27.82544	25.83896

VAR Lag Order Selection						
-------------------------	--	--	--	--	--	--

Anexo C. 3 - Cenário 1: Teste Johansen

Johansen Cointegration Test Summary

Date: 09/08/12 Time: 17:13 Sample: 1/03/2000 12/30/2011 Included observations: 2735 Series: E3M A3M IBEX DAX Exogenous series: EONIA D1 D1*EONIA Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series Lags interval: 1 to 1					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	1	2	2
Max-Eig	1	1	1	2	2
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Information Criteria by Rank and Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-22395.89	-22395.89	-22393.86	-22393.86	-22389.97
1	-22362.24	-22362.14	-22359.93	-22359.23	-22356.49
2	-22357.20	-22357.05	-22355.35	-22338.49	-22337.43
3	-22354.27	-22353.63	-22352.68	-22333.99	-22333.96
4	-22353.50	-22351.42	-22351.42	-22332.51	-22332.51
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	16.38895	16.38895	16.39024	16.39024	16.39047
1	16.37019	16.37085	16.37143	16.37165	16.37184
2	16.37236	16.37371	16.37393	16.36306*	16.36375
3	16.37606	16.37779	16.37783	16.36635	16.36706
4	16.38135	16.38276	16.38276	16.37186	16.37186
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	16.42355	16.42355	16.43349	16.43349	16.44237
1	16.42209*	16.42491	16.43197	16.43438	16.44103
2	16.44155	16.44723	16.45178	16.44523	16.45024
3	16.46258	16.47077	16.47297	16.46798	16.47085
4	16.48514	16.49519	16.49519	16.49295	16.49295

Johansen Cointegration Test Summary

Date: 09/08/12 Time: 17:13 Sample: 1/03/2000 12/30/2011 Included observations: 1554 Series: E3M A3M IBEX DAX Exogenous series: EONIA D1 D1*EONIA Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series Lags interval: 1 to 20					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	0	0	1	1
Max-Eig	1	1	1	1	1
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Information Criteria by Rank and Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-12019.95	-12019.95	-12017.95	-12017.95	-12011.40
1	-12005.13	-12005.12	-12003.13	-11999.66	-11995.58
2	-11999.57	-11999.00	-11998.09	-11988.24	-11986.68
3	-11997.01	-11996.44	-11996.30	-11983.47	-11981.93
4	-11995.88	-11995.30	-11995.30	-11981.84	-11981.84
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	15.88153	15.88153	15.88410	15.88410	15.88083
1	15.87276	15.87403	15.87532	15.87215	15.87076
2	15.87590	15.87773	15.87913	15.86904*	15.86960
3	15.88290	15.88602	15.88714	15.87448	15.87378
4	15.89174	15.89614	15.89614	15.88397	15.88397
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	16.98291*	16.98291*	16.99925	16.99925	17.00975
1	17.00168	17.00638	17.01801	17.01828	17.02721
2	17.03235	17.04107	17.04935	17.04614	17.05359
3	17.06889	17.08033	17.08489	17.08256	17.08530
4	17.10326	17.12143	17.12143	17.12302	17.12302

Johansen Cointegration Test Summary

Date: 09/08/12 Time: 17:14 Sample: 1/03/2000 12/30/2011 Included observations: 2733 Series: E6M A6M IBEX DAX Exogenous series: EONIA D1 D1*EONIA Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series Lags interval: 1 to 1					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	2	1	1	2	2
Max-Eig	2	1	1	2	2
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Information Criteria by Rank and Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-21256.90	-21256.90	-21253.95	-21253.95	-21249.19
1	-21231.07	-21231.06	-21228.30	-21222.23	-21219.34
2	-21220.95	-21220.75	-21218.51	-21197.50	-21195.93
3	-21217.53	-21217.31	-21215.53	-21194.06	-21194.01
4	-21217.48	-21215.50	-21215.50	-21194.01	-21194.01
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	15.56744	15.56744	15.56820	15.56820	15.56765
1	15.55439	15.55511	15.55529	15.55158	15.55166
2	15.55283	15.55415	15.55398	15.54006*	15.54038
3	15.55619	15.55822	15.55765	15.54413	15.54483
4	15.56200	15.56348	15.56348	15.55069	15.55069
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	15.60205*	15.60205*	15.61148	15.61148	15.61958
1	15.60632	15.60920	15.61587	15.61433	15.62089
2	15.62207	15.62772	15.63187	15.62228	15.62693
3	15.64274	15.65126	15.65285	15.64582	15.64869
4	15.66586	15.67599	15.67599	15.67185	15.67185

Johansen Cointegration Test Summary

Date: 09/08/12 Time: 17:14 Sample: 1/03/2000 12/30/2011 Included observations: 1550 Series: E6M A6M IBEX DAX Exogenous series: EONIA D1 D1*EONIA Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series Lags interval: 1 to 20					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	0	0	0	0
Max-Eig	0	0	0	1	1
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Information Criteria by Rank and Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-11731.91	-11731.91	-11729.47	-11729.47	-11725.94
1	-11722.50	-11722.48	-11720.25	-11711.67	-11710.10
2	-11716.64	-11716.22	-11714.99	-11706.09	-11704.86
3	-11713.61	-11713.15	-11713.10	-11700.93	-11699.71
4	-11712.87	-11712.41	-11712.41	-11699.70	-11699.70
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	15.55085	15.55085	15.55286	15.55286	15.55347
1	15.54903	15.55029	15.55129	15.54151*	15.54336
2	15.55180	15.55384	15.55482	15.54593	15.54692
3	15.55821	15.56149	15.56271	15.55088	15.55059
4	15.56757	15.57214	15.57214	15.56090	15.56090
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	16.65454*	16.65454*	16.67035	16.67035	16.68475
1	16.68031	16.68503	16.69637	16.69004	16.70223
2	16.71067	16.71961	16.72750	16.72550	16.73339
3	16.74468	16.75830	16.76298	16.76149	16.76465
4	16.78163	16.80000	16.80000	16.80255	16.80255

Johansen Cointegration Test Summary

Date: 09/08/12 Time: 17:15
 Sample: 1/03/2000 12/30/2011
 Included observations: 2665
 Series: E12M A12M IBEX DAX
 Exogenous series: EONIA D1 D1*EONIA
 Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series
 Lags interval: 1 to 2

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	1	1	2
Max-Eig	1	1	1	2	2

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-21307.67	-21307.67	-21304.65	-21304.65	-21303.70
1	-21290.75	-21290.53	-21287.58	-21287.51	-21286.63
2	-21285.69	-21285.08	-21282.16	-21272.14	-21271.55
3	-21282.99	-21280.86	-21279.67	-21269.35	-21269.31
4	-21281.50	-21278.46	-21278.46	-21267.87	-21267.87
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	16.01476	16.01476	16.01550	16.01550	16.01779
1	16.00807	16.00865	16.00869	16.00939	16.01098
2	16.01027	16.01131	16.01063	16.00461*	16.00567
3	16.01425	16.01490	16.01476	16.00927	16.00999
4	16.01914	16.01986	16.01986	16.01491	16.01491
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	16.08546*	16.08546*	16.09503	16.09503	16.10616
1	16.09644	16.09924	16.10590	16.10881	16.11703
2	16.11632	16.12178	16.12552	16.12392	16.12939
3	16.13798	16.14525	16.14732	16.14846	16.15139
4	16.16054	16.17009	16.17009	16.17399	16.17399

Johansen Cointegration Test Summary

Date: 09/08/12 Time: 17:15
 Sample: 1/03/2000 12/30/2011
 Included observations: 1660
 Series: E12M A12M IBEX DAX
 Exogenous series: EONIA D1 D1*EONIA
 Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series
 Lags interval: 1 to 18

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	0	0	0	1
Max-Eig	0	0	0	0	0

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-13099.98	-13099.98	-13097.88	-13097.88	-13095.73
1	-13089.13	-13088.45	-13086.69	-13084.41	-13082.81
2	-13082.22	-13081.51	-13080.93	-13074.36	-13073.13
3	-13078.79	-13078.01	-13077.99	-13068.62	-13067.72
4	-13078.62	-13077.83	-13077.83	-13067.36	-13067.36
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	16.13009	16.13009	16.13239	16.13461	16.13461
1	16.12666	16.12705	16.12854	16.12700	16.12868
2	16.12797	16.12953	16.13124	16.12574*	16.12666
3	16.13348	16.13615	16.13734	16.12966	16.12978
4	16.14292	16.14678	16.14678	16.13899	16.13899
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	17.06949*	17.06949*	17.08483	17.08483	17.10010
1	17.09215	17.09580	17.10708	17.10880	17.12027
2	17.11956	17.12764	17.13587	17.13689	17.14434
3	17.15116	17.16362	17.16806	17.17018	17.17355
4	17.18669	17.20360	17.20360	17.20886	17.20886

Johansen Cointegration Test Summary

Date: 09/08/12 Time: 17:16
 Sample: 1/03/2000 12/30/2011
 Included observations: 2761
 Series: PT2A E2A A2A PSI20 IBEX DAX
 Exogenous series: EONIA D1 D1*EONIA
 Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series
 Lags interval: 1 to 2

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	0	0	1	1
Max-Eig	1	1	1	2	2

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-37959.30	-37959.30	-37954.62	-37954.62	-37953.56
1	-37936.19	-37935.28	-37930.61	-37930.15	-37929.09
2	-37925.69	-37924.27	-37919.59	-37907.70	-37907.39
3	-37917.48	-37915.07	-37911.02	-37896.84	-37896.53
4	-37912.96	-37910.27	-37907.92	-37890.57	-37890.29
5	-37912.66	-37907.76	-37907.73	-37889.90	-37889.73
6	-37912.65	-37907.66	-37907.66	-37889.72	-37889.72
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	27.54893	27.54893	27.54989	27.54989	27.55347
1	27.54088	27.54095	27.54119	27.54158	27.54444
2	27.54197	27.54239	27.54190	27.53474*	27.53741
3	27.54472	27.54514	27.54438	27.53628	27.53823
4	27.55013	27.55108	27.55063	27.54116	27.54241
5	27.55861	27.55868	27.55939	27.55009	27.55069
6	27.56729	27.56802	27.56802	27.55936	27.55938
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	27.70340*	27.70340*	27.71723	27.71723	27.73368
1	27.72109	27.72331	27.73427	27.73681	27.75039
2	27.74793	27.75263	27.76072	27.75785	27.76911
3	27.77642	27.78328	27.78895	27.78729	27.79568
4	27.80758	27.81711	27.82115	27.82006	27.82559
5	27.84180	27.85259	27.85545	27.85688	27.85962
6	27.87623	27.88983	27.88983	27.89405	27.89405

Johansen Cointegration Test Summary

Date: 09/08/12 Time: 17:16
 Sample: 1/03/2000 12/30/2011
 Included observations: 1895
 Series: PT2A E2A A2A PSI20 IBEX DAX
 Exogenous series: EONIA D1 D1*EONIA
 Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series
 Lags interval: 1 to 19

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	0	0	0	0
Max-Eig	1	0	0	0	0

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-25830.36	-25830.36	-25827.05	-25827.05	-25823.27
1	-25810.85	-25810.85	-25809.01	-25805.19	-25802.16
2	-25799.75	-25799.57	-25797.76	-25788.70	-25786.52
3	-25792.16	-25791.15	-25790.55	-25780.67	-25778.67
4	-25787.61	-25786.25	-25786.10	-25774.34	-25772.65
5	-25785.95	-25784.43	-25784.37	-25772.50	-25771.99
6	-25785.59	-25784.06	-25784.06	-25771.86	-25771.86
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	27.98349	27.98349	27.98633	27.98633	27.98867
1	27.97557	27.97662	27.97996	27.97699	27.97906
2	27.97652	27.97844	27.98075	27.97330*	27.97522
3	27.98117	27.98327	27.98550	27.97855	27.97959
4	27.98904	27.99182	27.99377	27.98558	27.98591
5	27.99995	28.00362	28.00461	27.99736	27.99787
6	28.01223	28.01695	28.01695	28.01040	28.01040
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	29.98567*	29.98567*	30.00607	30.00607	30.02598
1	30.01268	30.01685	30.03482	30.03478	30.05149
2	30.04895	30.05672	30.07075	30.06915	30.08278
3	30.08873	30.09961	30.11092	30.11245	30.12228
4	30.13172	30.14621	30.15402	30.15754	30.16372
5	30.17776	30.19607	30.19998	30.20737	30.21081
6	30.22517	30.24745	30.24745	30.25846	30.25846

Johansen Cointegration Test Summary

Date: 09/08/12 Time: 17:17 Sample: 1/03/2000 12/30/2011 Included observations: 2736 Series: PT5A ESA A5A PSI20 IBEX DAX Exogenous series: EONIA D1 D1*EONIA Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series Lags interval: 1 to 2						
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model						
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic	
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	1	1	2	2
Max-Eig	1	1	1	2	2	2
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)						
Information Criteria by Rank and Model						
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic	
Rank or No. of CEs	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend	Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)						
0	-36448.46	-36448.46	-36443.79	-36443.79	-36442.99	
1	-36422.17	-36417.59	-36412.94	-36411.99	-36411.43	
2	-36413.63	-36404.02	-36399.49	-36390.17	-36389.79	
3	-36406.94	-36395.50	-36391.53	-36379.03	-36376.68	
4	-36402.84	-36390.13	-36387.77	-36372.32	-36371.96	
5	-36401.89	-36387.60	-36387.07	-36371.61	-36371.58	
6	-36401.77	-36386.96	-36386.96	-36371.49	-36371.49	
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)						
0	26.89624	26.89624	26.89721	26.89721	26.70102	
1	26.68580	26.68318	26.68344	26.68347	26.68672	
2	26.68833	26.68277	26.68236	26.67703*	26.67967	
3	26.69220	26.68604	26.68533	26.67838	26.68032	
4	26.69799	26.69161	26.69135	26.68298	26.68420	
5	26.70606	26.69927	26.69961	26.69197	26.69266	
6	26.71474	26.70830	26.70830	26.70138	26.70138	
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)						
0	26.85188*	26.85188*	26.86582	26.86582	26.88260	
1	26.86738	26.86692	26.87799	26.88018	26.89423	
2	26.89584	26.89461	26.90286	26.90184	26.91313	
3	26.92566	26.92598	26.93176	26.93129	26.93972	
4	26.95738	26.95966	26.96372	26.96399	26.96953	
5	26.99140	26.99541	26.99792	27.00108	27.00394	
6	27.02602	27.03255	27.03255	27.03860	27.03860	

Johansen Cointegration Test Summary

Date: 09/08/12 Time: 17:17 Sample: 1/03/2000 12/30/2011 Included observations: 1854 Series: PT5A ESA A5A PSI20 IBEX DAX Exogenous series: EONIA D1 D1*EONIA Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series Lags interval: 1 to 20						
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model						
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic	
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend	Trend
Trace	0	0	0	0	0	
Max-Eig	1	1	0	0	0	
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)						
Information Criteria by Rank and Model						
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic	
Rank or No. of CEs	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend	Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)						
0	-24425.24	-24425.24	-24421.94	-24421.94	-24419.50	
1	-24405.50	-24404.62	-24402.66	-24402.65	-24400.21	
2	-24396.11	-24392.92	-24391.02	-24384.37	-24382.47	
3	-24391.07	-24384.64	-24383.71	-24374.77	-24373.03	
4	-24387.57	-24379.61	-24379.18	-24368.91	-24367.42	
5	-24385.92	-24377.10	-24376.74	-24366.38	-24366.26	
6	-24385.21	-24376.39	-24376.39	-24366.03	-24366.03	
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)						
0	27.12540	27.12540	27.12831	27.12831	27.13215	
1	27.11705	27.11717	27.12045	27.12152	27.12428	
2	27.11986	27.11857	27.12084	27.11582*	27.11809	
3	27.12737	27.12367	27.12590	27.11950	27.12085	
4	27.13653	27.13226	27.13396	27.12720	27.12775	
5	27.14770	27.14358	27.14428	27.13849	27.13943	
6	27.15988	27.15684	27.15684	27.15213	27.15213	
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)						
0	29.27107*	29.27107*	29.29186	29.29186	29.31358	
1	29.29848	29.30158	29.31976	29.32382	29.34148	
2	29.33706	29.34172	29.35591	29.35686	29.37104	
3	29.38033	29.38556	29.39674	29.39927	29.40957	
4	29.42525	29.43290	29.44056	29.44572	29.45223	
5	29.47217	29.48296	29.48863	29.49575	29.49967	
6	29.52012	29.53496	29.53496	29.54813	29.54813	

Johansen Cointegration Test Summary

Date: 09/08/12 Time: 17:18 Sample: 1/03/2000 12/30/2011 Included observations: 2662 Series: PT10A E10A A10A PSI20 IBEX DAX Exogenous series: EONIA D1 D1*EONIA Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series Lags interval: 1 to 1						
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model						
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic	
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	1	2	2	
Max-Eig	1	2	2	2	2	
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)						
Information Criteria by Rank and Model						
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic	
Rank or No. of CEs	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend	Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)						
0	-34043.49	-34043.49	-34039.46	-34039.46	-34038.34	
1	-33997.53	-33995.56	-33991.63	-33989.90	-33988.81	
2	-33988.11	-33977.29	-33973.37	-33961.17	-33960.36	
3	-33983.05	-33968.14	-33964.90	-33949.12	-33948.40	
4	-33980.29	-33964.12	-33961.84	-33942.10	-33941.40	
5	-33978.62	-33961.70	-33960.12	-33940.32	-33940.13	
6	-33978.39	-33960.04	-33960.04	-33940.13	-33940.13	
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)						
0	25.60442	25.60442	25.60591	25.60591	25.60957	
1	25.57891	25.57818	25.57899	25.57843	25.58137	
2	25.58085	25.57422	25.57429	25.56662*	25.56902	
3	25.58606	25.57712	25.57893	25.56733	25.56904	
4	25.59300	25.58387	25.58365	25.57183	25.57280	
5	25.60077	25.59181	25.59136	25.58025	25.58086	
6	25.60961	25.60033	25.60033	25.58968	25.58968	
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)						
0	25.68403*	25.68403*	25.69879	25.69879	25.71572	
1	25.69506	25.68654	25.69404	25.70006	25.71406	
2	25.71353	25.71133	25.72024	25.71699	25.72824	
3	25.74529	25.74298	25.74943	25.74646	25.75480	
4	25.77876	25.77847	25.78268	25.77970	25.78510	
5	25.81306	25.81516	25.81694	25.81688	25.81970	
6	25.84844	25.85243	25.85243	25.85525	25.85525	

Johansen Cointegration Test Summary

Date: 09/08/12 Time: 17:17 Sample: 1/03/2000 12/30/2011 Included observations: 1693 Series: PT10A E10A A10A PSI20 IBEX DAX Exogenous series: EONIA D1 D1*EONIA Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series Lags interval: 1 to 20						
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model						
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic	
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend	Trend
Trace	0	0	1	1	1	
Max-Eig	1	0	0	0	0	
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)						
Information Criteria by Rank and Model						
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic	
Rank or No. of CEs	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend	Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)						
0	-21448.14	-21448.14	-21445.47	-21445.47	-21442.32	
1	-21428.57	-21428.54	-21426.31	-21425.29	-21422.43	
2	-21418.37	-21415.78	-21413.57	-21407.16	-21404.53	
3	-21412.56	-21406.59	-21405.02	-21397.33	-21395.19	
4	-21408.62	-21400.79	-21400.44	-21390.21	-21388.09	
5	-21407.02	-21397.20	-21397.02	-21386.53	-21386.53	
6	-21406.75	-21396.88	-21396.88	-21386.31	-21386.31	
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)						
0	26.18799	26.18799	26.19193	26.19193	26.19529	
1	26.17905	26.18020	26.18347	26.18345	26.18597	
2	26.18118	26.18048	26.18260	26.17739*	26.17901	
3	26.18850	26.18498	26.18667	26.18114	26.18215	
4	26.19801	26.19349	26.19543	26.18808	26.18793	
5	26.21030	26.20461	26.20557	26.19909	26.20027	
6	26.22416	26.21959	26.21959	26.21419	26.21419	
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)						
0	28.49908*	28.49908*	28.52227	28.52227	28.54490	
1	28.52865	28.53301	28.55233	28.55552	28.57409	
2	28.56930	28.57502	28.58998	28.59119	28.60565	
3	28.61514	28.62125	28.63257	28.63666	28.64731	
4	28.66317	28.67149	28.67985	28.68533	28.69161	
5	28.71397	28.72434	28.72851	28.73808	28.74246	
6	28.76635	28.78104	28.78104	28.79490	28.79490	

Johansen Cointegration Test Summary

Date: 09/08/12 Time: 17:18 Sample: 1/03/2000 12/30/2011 Included observations: 1405 Series: PT30A E30A A30A PSI20 IBEX DAX Exogenous series: EONIA D1 D1*EONIA Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series Lags interval: 1 to 1					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	1	2	2
Max-Eig	1	2	2	2	2
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Information Criteria by Rank and Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
0	Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)				
0	-17959.26	-17959.26	-17958.21	-17958.21	-17951.46
1	-17934.05	-17930.87	-17929.89	-17929.88	-17923.34
2	-17922.23	-17913.42	-17912.50	-17905.63	-17900.04
3	-17915.55	-17903.45	-17902.86	-17893.78	-17890.54
4	-17911.36	-17898.16	-17897.57	-17885.44	-17882.81
5	-17910.14	-17896.64	-17896.07	-17880.63	-17880.07
6	-17910.10	-17895.91	-17895.91	-17880.05	-17880.05
0	Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)				
0	25.61603	25.61603	25.62307	25.62307	25.62201
1	25.59722	25.59411	25.59984	25.60125	25.59905
2	25.59748	25.59779	25.59217	25.58524	25.58298*
3	25.60505	25.59210	25.59553	25.58688	25.58654
4	25.61618	25.60307	25.60508	25.59350	25.59261
5	25.63151	25.61942	25.62003	25.60517	25.60579
6	25.64854	25.63688	25.63688	25.62284	25.62284
0	Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)				
0	25.75049*	25.75049*	25.77995	25.77995	25.80130
1	25.77650	25.77713	25.80153	25.80668	25.82316
2	25.82158	25.81936	25.83869	25.83922	25.85190
3	25.87398	25.87223	25.88686	25.88942	25.90028
4	25.92992	25.93176	25.94123	25.94460	25.95118
5	25.99008	25.99666	26.00101	26.00483	26.00918
6	26.05193	26.06268	26.06268	26.07105	26.07105

Johansen Cointegration Test Summary

Date: 09/08/12 Time: 17:18 Sample: 1/03/2000 12/30/2011 Included observations: 1069 Series: PT30A E30A A30A PSI20 IBEX DAX Exogenous series: EONIA D1 D1*EONIA Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series Lags interval: 1 to 20					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	1	1	1
Max-Eig	1	1	1	0	0
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Information Criteria by Rank and Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
0	Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)				
0	-13301.37	-13301.37	-13299.87	-13299.87	-13291.48
1	-13280.77	-13280.76	-13279.34	-13278.88	-13271.44
2	-13267.94	-13265.83	-13264.54	-13263.30	-13256.19
3	-13262.13	-13254.51	-13253.90	-13250.63	-13246.48
4	-13258.48	-13249.92	-13249.31	-13241.37	-13240.40
5	-13257.41	-13246.90	-13246.73	-13236.85	-13236.69
6	-13257.39	-13246.51	-13246.51	-13236.60	-13236.60
0	Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)				
0	26.23268	26.23268	26.24110	26.24110	26.23664
1	26.21659	26.21845	26.22514	26.22615	26.22159
2	26.21505	26.21463*	26.21991	26.22133	26.21551
3	26.22662	26.21797	26.22245	26.22184	26.21979
4	26.24225	26.23370	26.23631	26.22895	26.23088
5	26.26270	26.25238	26.25394	26.24482	26.24637
6	26.28510	26.27597	26.27597	26.26865	26.26865
0	Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)				
0	29.58313*	29.58313*	29.61947	29.61947	29.64292
1	29.62287	29.62939	29.65934	29.66501	29.68371
2	29.67717	29.68626	29.70995	29.72068	29.73348
3	29.74458	29.74990	29.76833	29.78179	29.79359
4	29.81605	29.82613	29.83803	29.84929	29.86052
5	29.89234	29.90530	29.91150	29.92565	29.93186
6	29.97059	29.98938	29.98938	30.00998	30.00998

Fonte: Output do E-views

Anexo C. 4 - Cenário 2: Teste Johansen

Johansen Cointegration Test Summary

Date: 09/08/12 Time: 17:24 Sample: 1/03/2000 12/30/2011 Included observations: 2735 Series: E3M A3M IBEX DAX EONIA Exogenous series: D1 D1*EONIA Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series Lags interval: 1 to 1					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	2	2	2	3	3
Max-Eig	2	2	2	3	3
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Information Criteria by Rank and Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
0	Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)				
0	-20348.45	-20348.45	-20347.45	-20347.45	-20343.39
1	-20163.27	-20160.22	-20159.43	-20159.05	-20155.72
2	-20133.75	-20130.50	-20129.96	-20129.40	-20126.52
3	-20127.67	-20124.40	-20124.38	-20108.77	-20107.40
4	-20125.35	-20121.79	-20121.78	-20103.62	-20103.55
5	-20125.22	-20119.81	-20119.81	-20101.15	-20101.15
0	Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)				
0	14.89832	14.89832	14.90124	14.90124	14.90193
1	14.77022	14.76872	14.77107	14.77152	14.77201
2	14.75594	14.75503	14.75683	14.75788	14.75797
3	14.75881	14.75861	14.76006	14.75084*	14.75130
4	14.76442	14.76474	14.76547	14.75511	14.75580
5	14.77164	14.77134	14.77134	14.76135	14.76135
0	Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)				
0	14.95238	14.95238	14.96611	14.96611	14.97761
1	14.84590*	14.84656	14.85756	14.86017	14.86931
2	14.85325	14.85666	14.86494	14.87032	14.87690
3	14.87773	14.88402	14.88979	14.88706	14.89185
4	14.90497	14.91394	14.91683	14.91512	14.91797
5	14.93382	14.94432	14.94432	14.94515	14.94515

Johansen Cointegration Test Summary

Date: 09/08/12 Time: 17:24 Sample: 1/03/2000 12/30/2011 Included observations: 1596 Series: E3M A3M IBEX DAX EONIA Exogenous series: D1 D1*EONIA Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series Lags interval: 1 to 19					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	2	1	1	2	2
Max-Eig	2	2	2	3	2
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Information Criteria by Rank and Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
0	Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)				
0	-10915.07	-10915.07	-10912.88	-10912.88	-10905.39
1	-10839.11	-10837.10	-10835.05	-10833.08	-10825.69
2	-10821.27	-10819.24	-10818.08	-10814.01	-10807.90
3	-10817.88	-10815.18	-10814.19	-10800.83	-10799.84
4	-10816.59	-10813.88	-10813.45	-10796.94	-10796.78
5	-10816.39	-10813.36	-10813.36	-10796.78	-10796.78
0	Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)				
0	14.27327	14.27327	14.27680	14.27680	14.27367
1	14.19061	14.18935	14.19179	14.19058	14.18633
2	14.18079	14.18075	14.18306	14.18046	14.17657*
3	14.18907	14.18945	14.19071	14.17773	14.17900
4	14.19998	14.20161	14.20232	14.18664	14.18769
5	14.21227	14.21473	14.21473	14.20023	14.20023
0	Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)				
0	15.87304	15.87304	15.89342	15.89342	15.90713
1	15.82407*	15.82617	15.82617	15.84209	15.85347
2	15.84793	15.85463	15.86203	15.87117	15.87739
3	15.88989	15.90037	15.90837	15.90549	15.91349
4	15.93448	15.94958	15.95366	15.95145	15.95587
5	15.98045	15.99975	15.99975	16.00208	16.00208

Johansen Cointegration Test Summary

Date: 09/08/12 Time: 17:23 Sample: 1/03/2000 12/30/2011 Included observations: 2733 Series: E6M A6M IBEX DAX EONIA Exogenous series: D1 D1*EONIA Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series Lags interval: 1 to 1					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	2	2	2	3	3
Max-Eig	2	2	2	3	3
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Information Criteria by Rank and Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-19229.70	-19229.70	-19228.47	-19228.47	-19223.60
1	-19105.35	-19098.85	-19097.74	-19095.93	-19091.13
2	-19082.71	-19076.04	-19074.95	-19072.56	-19068.07
3	-19075.39	-19068.29	-19068.17	-19050.03	-19047.76
4	-19075.14	-19065.81	-19065.69	-19045.77	-19044.76
5	-19074.99	-19065.65	-19065.65	-19044.12	-19044.12
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	14.09052	14.09052	14.09328	14.09328	14.09338
1	14.00684	14.00281	14.00493	14.00434	14.00376
2	13.99759	13.99417	13.99557	13.99529	13.99420
3	13.99955	13.99655	13.99793	13.98685	13.98665*
4	14.00689	14.00279	14.00343	13.99178	13.99178
5	14.01389	14.01072	14.01072	13.99862	13.99862
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	14.14461	14.14461	14.15819	14.15819	14.16911
1	14.08257	14.08070*	14.09148	14.09305	14.10112
2	14.09495	14.09586	14.10375	14.10779	14.11320
3	14.11855	14.12204	14.12774	14.12316	14.12728
4	14.14732	14.15207	14.15489	14.15189	14.15405
5	14.17617	14.18381	14.18381	14.18253	14.18253

Johansen Cointegration Test Summary

Date: 09/08/12 Time: 17:23 Sample: 1/03/2000 12/30/2011 Included observations: 1550 Series: E6M A6M IBEX DAX EONIA Exogenous series: D1 D1*EONIA Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series Lags interval: 1 to 20					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	1	1	1
Max-Eig	1	1	1	2	1
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Information Criteria by Rank and Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-10354.39	-10354.39	-10352.11	-10352.11	-10346.90
1	-10304.62	-10302.77	-10300.56	-10296.22	-10291.02
2	-10294.86	-10293.01	-10291.70	-10279.89	-10278.51
3	-10291.97	-10289.34	-10288.42	-10275.17	-10274.32
4	-10290.85	-10288.20	-10287.92	-10272.34	-10272.21
5	-10290.61	-10287.83	-10287.83	-10272.21	-10272.21
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	14.00566	14.00566	14.00917	14.00917	14.00891
1	13.95435	13.95326	13.95557	13.95125	13.94970
2	13.95465	13.95485	13.95703	13.94438*	13.94647
3	13.96384	13.96431	13.96571	13.95247	13.95396
4	13.97529	13.97703	13.97797	13.96302	13.96414
5	13.98789	13.99075	13.99075	13.97704	13.97704
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	15.73018	15.73018	15.75094	15.75094	15.76792
1	15.71336*	15.71572	15.73182	15.73096	15.74320
2	15.74815	15.75524	15.76778	15.76202	15.77446
3	15.79183	15.80265	15.81094	15.80805	15.81644
4	15.83777	15.85331	15.85769	15.85654	15.86112
5	15.88486	15.90497	15.90497	15.90851	15.90851

Johansen Cointegration Test Summary

Date: 09/08/12 Time: 17:22 Sample: 1/03/2000 12/30/2011 Included observations: 2665 Series: E12M A12M IBEX DAX EONIA Exogenous series: D1 D1*EONIA Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series Lags interval: 1 to 2					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	2	1	2	2	3
Max-Eig	2	2	2	3	3
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Information Criteria by Rank and Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-19295.93	-19295.93	-19295.38	-19295.38	-19293.72
1	-19235.58	-19233.30	-19232.96	-19232.96	-19231.68
2	-19220.25	-19217.68	-19217.55	-19216.68	-19215.55
3	-19215.11	-19212.73	-19212.71	-19203.57	-19202.63
4	-19213.53	-19208.80	-19208.80	-19199.11	-19198.40
5	-19213.40	-19207.46	-19207.46	-19196.43	-19196.43
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	14.51852	14.51852	14.52186	14.52186	14.52436
1	14.48073	14.47978	14.48252	14.48327	14.48531
2	14.47674	14.47646*	14.47846	14.47931	14.48072
3	14.48038	14.48085	14.48234	14.47773	14.47852
4	14.48670	14.48616	14.48690	14.48263	14.48285
5	14.49411	14.49340	14.49340	14.48888	14.48888
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	14.62899	14.62899	14.64338	14.64338	14.65693
1	14.61329*	14.61455	14.62613	14.62909	14.63997
2	14.63139	14.63553	14.64416	14.64943	14.65746
3	14.65713	14.66423	14.67013	14.67215	14.67737
4	14.68555	14.69384	14.69679	14.70136	14.70379
5	14.71505	14.72538	14.72538	14.73191	14.73191

Johansen Cointegration Test Summary

Date: 09/08/12 Time: 17:22 Sample: 1/03/2000 12/30/2011 Included observations: 1615 Series: E12M A12M IBEX DAX EONIA Exogenous series: D1 D1*EONIA Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series Lags interval: 1 to 19					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	1	1	1
Max-Eig	1	1	1	1	1
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Information Criteria by Rank and Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-11336.48	-11336.48	-11335.02	-11335.02	-11329.98
1	-11301.10	-11301.08	-11299.93	-11299.57	-11295.59
2	-11294.06	-11294.02	-11292.86	-11288.09	-11285.55
3	-11288.03	-11287.40	-11286.53	-11281.47	-11279.16
4	-11287.23	-11286.33	-11286.30	-11275.49	-11275.47
5	-11287.21	-11286.24	-11286.24	-11275.37	-11275.37
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	14.62722	14.62722	14.63161	14.63161	14.63155
1	14.59579*	14.59701	14.60053	14.60132	14.60135
2	14.59946	14.60188	14.60417	14.60073	14.60130
3	14.60437	14.60731	14.60870	14.60616	14.60577
4	14.61576	14.61960	14.62081	14.61237	14.61358
5	14.62813	14.63312	14.63312	14.62584	14.62584
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	16.21166*	16.21166*	16.23273	16.23273	16.24935
1	16.21359	16.21814	16.23500	16.23913	16.25250
2	16.25061	16.25970	16.27200	16.27523	16.28581
3	16.28887	16.30183	16.30989	16.31735	16.32363
4	16.33362	16.35081	16.35535	16.36026	16.36480
5	16.37935	16.40102	16.40102	16.41042	16.41042

Johansen Cointegration Test Summary

Date: 09/08/12 Time: 17:21 Sample: 1/03/2000 12/30/2011 Included observations: 2761 Series: PT2A E2A A2A PSI20 IBEX DAX EONIA Exogenous series: D1 D1*EONIA Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series Lags interval: 1 to 2					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	2	1	1	2	3
Max-Eig	2	2	2	3	3
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Information Criteria by Rank and Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-35898.93	-35898.93	-35898.26	-35898.26	-35896.95
1	-35852.58	-35852.30	-35851.67	-35851.62	-35850.52
2	-35829.63	-35826.38	-35827.74	-35827.05	-35825.97
3	-35819.64	-35818.30	-35817.72	-35806.52	-35806.35
4	-35812.22	-35809.33	-35808.77	-35796.58	-35796.41
5	-35809.50	-35806.49	-35806.10	-35788.19	-35788.05
6	-35809.09	-35803.90	-35803.90	-35785.58	-35785.55
7	-35809.08	-35803.89	-35803.89	-35785.41	-35785.41
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	26.07529	26.07529	26.07987	26.07987	26.08399
1	26.05185	26.05237	26.05626	26.05695	26.06050
2	26.04537*	26.04591	26.04907	26.05002	26.05285
3	26.04827	26.04948	26.05196	26.04601	26.04679
4	26.05304	26.05384	26.05561	26.04968	26.05173
5	26.06121	26.06265	26.06382	26.05447	26.05582
6	26.07105	26.07164	26.07236	26.06344	26.06414
7	26.08119	26.08250	26.08250	26.07418	26.07418
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	26.28553*	26.28553*	26.30513	26.30513	26.32427
1	26.29213	26.29490	26.31156	26.31440	26.33081
2	26.31568	26.32051	26.33441	26.33964	26.35320
3	26.34862	26.35626	26.36732	26.36782	26.37917
4	26.38342	26.39281	26.40102	26.40366	26.41215
5	26.42163	26.43380	26.43926	26.44063	26.44627
6	26.46151	26.47497	26.47784	26.48178	26.48464
7	26.50168	26.51800	26.51800	26.52471	26.52471

Johansen Cointegration Test Summary

Date: 09/08/12 Time: 17:22 Sample: 1/03/2000 12/30/2011 Included observations: 1895 Series: PT2A E2A A2A PSI20 IBEX DAX EONIA Exogenous series: D1 D1*EONIA Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series Lags interval: 1 to 19					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	1	1	1
Max-Eig	2	1	1	2	2
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Information Criteria by Rank and Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-24142.90	-24142.90	-24137.97	-24137.97	-24132.84
1	-24109.18	-24109.11	-24104.85	-24103.40	-24098.36
2	-24089.82	-24089.66	-24085.48	-24076.54	-24074.28
3	-24080.80	-24080.60	-24076.48	-24068.85	-24064.63
4	-24074.73	-24074.27	-24070.95	-24062.84	-24059.09
5	-24071.52	-24069.66	-24068.69	-24057.38	-24056.07
6	-24069.66	-24067.52	-24067.46	-24055.93	-24055.44
7	-24069.13	-24066.98	-24066.98	-24055.37	-24055.37
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	26.46321	26.46321	26.46541	26.46541	26.46738
1	26.44241	26.44339	26.44523	26.44474	26.44577
2	26.43675	26.43870	26.43956	26.43435*	26.43512
3	26.44200	26.44496	26.44484	26.43995	26.43972
4	26.45037	26.45411	26.45377	26.44944	26.44864
5	26.46177	26.46507	26.46516	26.45951	26.46023
6	26.47458	26.47865	26.47965	26.47381	26.47434
7	26.48879	26.49391	26.49391	26.48904	26.48904
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	29.18840*	29.18840*	29.21106	29.21106	29.23354
1	29.20857	29.21248	29.23189	29.23433	29.25292
2	29.24390	29.25170	29.26720	29.26784	29.28325
3	29.29013	29.30187	29.31346	29.31735	29.32883
4	29.33948	29.35493	29.36337	29.37075	29.37873
5	29.39186	29.40980	29.41674	29.42472	29.43130
6	29.44565	29.46728	29.47121	29.48293	29.48639
7	29.50084	29.52645	29.52645	29.54207	29.54207

Johansen Cointegration Test Summary

Date: 09/08/12 Time: 17:21 Sample: 1/03/2000 12/30/2011 Included observations: 2736 Series: PT5A E5A A5A PSI20 IBEX DAX EONIA Exogenous series: D1 D1*EONIA Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series Lags interval: 1 to 2					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	2	2	2	2	3
Max-Eig	2	2	2	2	2
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Information Criteria by Rank and Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-34350.98	-34350.98	-34349.82	-34349.82	-34348.92
1	-34313.98	-34312.75	-34311.65	-34310.20	-34309.31
2	-34287.51	-34282.64	-34281.60	-34280.09	-34279.41
3	-34278.25	-34270.14	-34269.10	-34261.62	-34261.31
4	-34273.79	-34260.87	-34260.14	-34250.54	-34250.27
5	-34270.25	-34257.32	-34257.08	-34241.61	-34241.34
6	-34269.80	-34255.11	-34255.06	-34239.56	-34239.43
7	-34269.58	-34254.75	-34254.75	-34239.23	-34239.23
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	25.18200	25.18200	25.18627	25.18627	25.19073
1	25.16519	25.16502	25.16860	25.16827	25.17201
2	25.15608	25.15398*	25.15687	25.15723	25.16039
3	25.15954	25.15580	25.15797	25.15489	25.15739
4	25.16651	25.15999	25.16165	25.15756	25.15955
5	25.17416	25.16936	25.16965	25.16200	25.16328
6	25.18407	25.17771	25.17840	25.17146	25.17210
7	25.19413	25.18842	25.18842	25.18218	25.18218
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	25.39384*	25.39384*	25.41324	25.41324	25.43284
1	25.40730	25.40929	25.42584	25.42767	25.44438
2	25.42844	25.43067	25.44437	25.44905	25.46302
3	25.46217	25.46492	25.47573	25.47894	25.49028
4	25.49940	25.50153	25.50968	25.51423	25.52271
5	25.53731	25.54233	25.54793	25.55109	25.55668
6	25.57749	25.58410	25.58995	25.59298	25.59578
7	25.61782	25.62723	25.62723	25.63613	25.63613

Johansen Cointegration Test Summary

Date: 09/08/12 Time: 17:21 Sample: 1/03/2000 12/30/2011 Included observations: 1854 Series: PT5A E5A A5A PSI20 IBEX DAX EONIA Exogenous series: D1 D1*EONIA Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series Lags interval: 1 to 20					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	1	1	1
Max-Eig	2	1	1	2	2
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Information Criteria by Rank and Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-22760.72	-22760.72	-22755.48	-22755.48	-22751.94
1	-22731.80	-22730.94	-22726.25	-22724.58	-22721.07
2	-22712.84	-22711.97	-22707.30	-22700.71	-22697.85
3	-22704.61	-22699.02	-22695.32	-22686.61	-22685.77
4	-22698.31	-22692.53	-22689.97	-22682.35	-22679.51
5	-22695.13	-22688.13	-22686.57	-22677.71	-22676.32
6	-22684.10	-22685.05	-22685.05	-22675.29	-22675.07
7	-22683.86	-22684.72	-22684.72	-22675.01	-22675.01
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	25.61027	25.61027	25.61216	25.61216	25.61590
1	25.59418	25.59432	25.59574	25.59501	25.59770
2	25.58883	25.59005	25.59040	25.58545*	25.58776
3	25.59504	25.59225	25.59258	25.58858	25.58983
4	25.60336	25.60144	25.60190	25.59800	25.59817
5	25.61503	25.61287	25.61334	25.60918	25.60983
6	25.62901	25.62573	25.62675	25.62275	25.62360
7	25.64386	25.64155	25.64155	25.63863	25.63863
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	28.53077*	28.53077*	28.55352	28.55352	28.57811
1	28.55640	28.55952	28.57882	28.58107	28.60164
2	28.59277	28.59995	28.61520	28.61621	28.63342
3	28.64070	28.64685	28.65910	28.66404	28.67721
4	28.69074	28.70074	28.71015	28.71817	28.72728
5	28.74413	28.75687	28.76330	28.77405	28.78066
6	28.79984	28.81444	28.81844	28.83232	28.83614
7	28.85640	28.87496	28.87496	28.89289	28.89289

Johansen Cointegration Test Summary

Date: 09/08/12 Time: 17:20 Sample: 1/03/2000 12/30/2011 Included observations: 2662 Series: PT10A E10A A10A PSI20 IBEX DAX EONIA Exogenous series: D1 D1*EONIA Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series Lags interval: 1 to 1					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	2	2	2	3	3
Max-Eig	2	2	2	3	3
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Information Criteria by Rank and Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
0	-32138.82	-32138.82	-32137.93	-32137.93	-32136.77
1	-32092.71	-32090.20	-32089.32	-32087.00	-32085.86
2	-32057.20	-32053.49	-32052.74	-32048.72	-32047.60
3	-32047.58	-32037.27	-32036.53	-32025.64	-32024.98
4	-32043.89	-32027.77	-32027.07	-32013.47	-32012.89
5	-32041.15	-32024.10	-32023.83	-32004.39	-32003.63
6	-32040.04	-32021.85	-32021.77	-32002.22	-32002.15
7	-32039.77	-32021.06	-32021.06	-32001.25	-32001.25
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	24.18319	24.18319	24.18777	24.18777	24.18217
1	24.15906	24.15793	24.16177	24.16078	24.16443
2	24.14290	24.14161	24.14481	24.14329	24.14621
3	24.14619	24.14070	24.14315	24.13722*	24.13973
4	24.15394	24.14463	24.14656	24.13934	24.14116
5	24.16239	24.15335	24.15464	24.14380	24.14486
6	24.17208	24.16300	24.16361	24.15344	24.15413
7	24.18240	24.17360	24.17360	24.16398	24.16398
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	24.29155*	24.29155*	24.31161	24.31161	24.33149
1	24.29838	24.29946	24.31657	24.31779	24.33471
2	24.31318	24.31631	24.33057	24.33347	24.34745
3	24.34743	24.34857	24.35987	24.36057	24.37193
4	24.38614	24.38588	24.39424	24.39587	24.40432
5	24.42556	24.42756	24.43326	24.43349	24.43900
6	24.46620	24.47038	24.47321	24.47631	24.47921
7	24.50748	24.51416	24.51416	24.52002	24.52002

Johansen Cointegration Test Summary

Date: 09/08/12 Time: 17:20 Sample: 1/03/2000 12/30/2011 Included observations: 1693 Series: PT10A E10A A10A PSI20 IBEX DAX EONIA Exogenous series: D1 D1*EONIA Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series Lags interval: 1 to 20					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	2	2	1	1	1
Max-Eig	2	2	2	2	2
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Information Criteria by Rank and Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
0	-19965.18	-19965.18	-19960.06	-19960.06	-19955.86
1	-19938.55	-19938.38	-19933.51	-19927.94	-19924.11
2	-19916.90	-19916.20	-19911.81	-19904.40	-19900.89
3	-19909.09	-19902.98	-19899.22	-19891.79	-19888.30
4	-19902.08	-19895.53	-19892.40	-19883.64	-19880.20
5	-19897.65	-19890.77	-19887.88	-19878.54	-19877.35
6	-19896.76	-19886.54	-19886.33	-19875.91	-19875.86
7	-19896.37	-19886.15	-19886.15	-19875.52	-19875.52
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	24.74328	24.74328	24.74550	24.74550	24.74880
1	24.72836	24.72933	24.73067	24.72527	24.72783
2	24.71932	24.72085	24.72158	24.71518*	24.71694
3	24.72663	24.72295	24.72323	24.71800	24.71860
4	24.73489	24.73187	24.73172	24.72610	24.72558
5	24.74643	24.74397	24.74292	24.73779	24.73874
6	24.76168	24.75869	24.75762	24.75240	24.75352
7	24.77776	24.77395	24.77395	24.76966	24.76966
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	27.88892*	27.88892*	27.91361	27.91361	27.93938
1	27.91894	27.92312	27.94372	27.94153	27.96335
2	27.95484	27.96279	27.97956	27.97958	27.99739
3	28.00708	28.01304	28.02616	28.03055	28.04399
4	28.06028	28.07010	28.07958	28.08680	28.09591
5	28.11676	28.13035	28.13572	28.14664	28.15401
6	28.17695	28.19122	28.19528	28.20940	28.21373
7	28.23796	28.25663	28.25663	28.27480	28.27480

Johansen Cointegration Test Summary

Date: 09/08/12 Time: 17:19 Sample: 1/03/2000 12/30/2011 Included observations: 1405 Series: PT30A E30A A30A PSI20 IBEX DAX EONIA Exogenous series: D1 D1*EONIA Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series Lags interval: 1 to 1					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	2	2	2	2	2
Max-Eig	2	2	2	3	3
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Information Criteria by Rank and Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
0	-16897.86	-16897.86	-16896.56	-16896.56	-16888.62
1	-16809.41	-16808.50	-16807.44	-16808.89	-16803.29
2	-16783.70	-16779.76	-16778.72	-16810.04	-16804.59
3	-16772.78	-16766.15	-16765.17	-16598.62	-16583.26
4	-16767.59	-16755.96	-16754.98	-16578.16	-16573.81
5	-16764.14	-16750.53	-16750.00	-16573.17	-16569.14
6	-16763.06	-16748.94	-16748.49	-16568.52	-16567.71
7	-16762.43	-16748.13	-16748.13	-16567.63	-16567.63
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	24.12365	24.12365	24.13176	24.13176	24.13043
1	24.01767	24.01780	24.02483	23.78633	23.78690
2	24.00100	23.99824	24.00368	23.76660	23.76597
3	24.00537	24.00021	24.00452	23.75746	23.75553*
4	24.01793	24.00863	24.00993	23.76393	23.76200
5	24.03294	24.02069	24.02278	23.77817	23.77528
6	24.05133	24.03978	24.04056	23.79291	23.79318
7	24.07037	24.05996	24.05996	23.81300	23.81300
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	24.30667	24.30667	24.34093	24.34093	24.36574
1	24.25298	24.25684	24.28629	24.05152*	24.07450
2	24.28860	24.29331	24.31763	24.08782	24.10586
3	24.34527	24.35131	24.37055	24.13470	24.14772
4	24.41011	24.41375	24.42826	24.19720	24.20648
5	24.47742	24.48384	24.49340	24.26747	24.27205
6	24.54810	24.55895	24.56347	24.33823	24.34224
7	24.61943	24.63518	24.63518	24.41435	24.41435

Johansen Cointegration Test Summary

Date: 09/08/12 Time: 17:19 Sample: 1/03/2000 12/30/2011 Included observations: 1069 Series: PT30A E30A A30A PSI20 IBEX DAX EONIA Exogenous series: D1 D1*EONIA Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series Lags interval: 1 to 20					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	2	2	1	1	1
Max-Eig	2	1	1	1	1
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Information Criteria by Rank and Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
0	-12315.54	-12315.54	-12308.67	-12308.67	-12297.99
1	-12247.45	-12247.28	-12241.53	-12287.78	-12279.77
2	-12227.46	-12226.94	-12222.54	-12266.96	-12259.63
3	-12213.54	-12212.08	-12210.18	-12253.04	-12245.72
4	-12207.74	-12200.20	-12198.93	-12241.46	-12236.29
5	-12204.85	-12195.08	-12194.83	-12234.75	-12231.59
6	-12203.22	-12191.99	-12191.97	-12230.74	-12230.44
7	-12203.12	-12191.74	-12191.74	-12230.43	-12230.43
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	24.87473	24.87473	24.87496	24.87496	24.86809
1	24.77352	24.77508	24.77554	24.48977	24.48601
2	24.76233	24.76509	24.76620	24.47887	24.47451*
3	24.76247	24.76535	24.76927	24.48090	24.47468
4	24.77782	24.77118	24.77443	24.48729	24.48323
5	24.79822	24.78967	24.79294	24.50281	24.50064
6	24.82174	24.81196	24.81379	24.52336	24.52467
7	24.84775	24.83955	24.83955	24.55085	24.55085
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	29.43506	29.43506	29.46786	29.46786	29.49356
1	29.39899	29.40521	29.43359	29.15247*	29.17663
2	29.45295	29.46502	29.48940	29.21138	29.23028
3	29.51823	29.53508	29.55762	29.28321	29.29560
4	29.59873	29.61071	29.62792	29.35940	29.36929
5	29.68428	29.69900	29.71158	29.44471	29.45186
6	29.77295	29.79109	29.79757	29.53507	29.54103
7	29.86411	29.88649	29.88649	29.63235	29.63235

Fonte: Output do E-views

D. Resultados

Anexo D. 1- Taxas directoras do Banco Central Europeu (BCE)

With effect from: ¹⁾	Deposit facility		Main refinancing operations			Marginal lending facility	
	Level	Change	Fixed rate tenders	Variable rate tenders	Change	Level	Change
			Fixed rate	Minimum bid rate			
	1	2	3	4	5	6	7
1999 1 Jan.	2.00	-	3.00	-	-	4.50	-
4 ²⁾	2.75	0.75	3.00	-	...	3.25	-1.25
22	2.00	-0.75	3.00	-	...	4.50	1.25
9 Apr.	1.50	-0.50	2.50	-	-0.50	3.50	-1.00
5 Nov.	2.00	0.50	3.00	-	0.50	4.00	0.50
2000 4 Feb.	2.25	0.25	3.25	-	0.25	4.25	0.25
17 Mar.	2.50	0.25	3.50	-	0.25	4.50	0.25
28 Apr.	2.75	0.25	3.75	-	0.25	4.75	0.25
9 June	3.25	0.50	4.25	-	0.50	5.25	0.50
28 ³⁾	3.25	...	-	4.25	...	5.25	...
1 Sep.	3.50	0.25	-	4.50	0.25	5.50	0.25
6 Oct.	3.75	0.25	-	4.75	0.25	5.75	0.25
2001 11 May	3.50	-0.25	-	4.50	-0.25	5.50	-0.25
31 Aug.	3.25	-0.25	-	4.25	-0.25	5.25	-0.25
18 Sep.	2.75	-0.50	-	3.75	-0.50	4.75	-0.50
9 Nov.	2.25	-0.50	-	3.25	-0.50	4.25	-0.50
2002 6 Dec.	1.75	-0.50	-	2.75	-0.50	3.75	-0.50
2003 7 Mar.	1.50	-0.25	-	2.50	-0.25	3.50	-0.25
6 June	1.00	-0.50	-	2.00	-0.50	3.00	-0.50
2005 6 Dec.	1.25	0.25	-	2.25	0.25	3.25	0.25
2006 8 Mar.	1.50	0.25	-	2.50	0.25	3.50	0.25
15 June	1.75	0.25	-	2.75	0.25	3.75	0.25
9 Aug.	2.00	0.25	-	3.00	0.25	4.00	0.25
11 Oct.	2.25	0.25	-	3.25	0.25	4.25	0.25
13 Dec.	2.50	0.25	-	3.50	0.25	4.50	0.25
2007 14 Mar.	2.75	0.25	-	3.75	0.25	4.75	0.25
13 June	3.00	0.25	-	4.00	0.25	5.00	0.25
2008 9 July	3.25	0.25	-	4.25	0.25	5.25	0.25
8 Oct.	2.75	-0.50	-	-	-	4.75	-0.50
9 ⁴⁾	3.25	0.50	-	-	-	4.25	-0.50
15 ⁵⁾	3.25	...	3.75	-	-0.50	4.25	...
12 Nov.	2.75	-0.50	3.25	-	-0.50	3.75	-0.50
10 Dec.	2.00	-0.75	2.50	-	-0.75	3.00	-0.75
2009 21 Jan.	1.00	-1.00	2.00	-	-0.50	3.00	...
11 Mar.	0.50	-0.50	1.50	-	-0.50	2.50	-0.50
8 Apr.	0.25	-0.25	1.25	-	-0.25	2.25	-0.25
13 May	0.25	...	1.00	-	-0.25	1.75	-0.50
2011 13 Apr.	0.50	0.25	1.25	-	0.25	2.00	0.25
13 July	0.75	0.25	1.50	-	0.25	2.25	0.25
9 Nov.	0.50	-0.25	1.25	-	-0.25	2.00	-0.25
14 Dec.	0.25	-0.25	1.00	-	-0.25	1.75	-0.25

Source: ECB.

- From 1 January 1999 to 9 March 2004, the date refers to the deposit and marginal lending facilities. For main refinancing operations, changes in the rate are effective from the first operation following the date indicated. The change on 18 September 2001 was effective on that same day. From 10 March 2004 onwards, the date refers both to the deposit and marginal lending facilities and to the main refinancing operations (with changes effective from the first main refinancing operation following the Governing Council decision), unless otherwise indicated.
- On 22 December 1998 the ECB announced that, as an exceptional measure between 4 and 21 January 1999, a narrow corridor of 50 basis points would be applied between the interest rates for the marginal lending facility and the deposit facility, aimed at facilitating the transition to the new monetary regime by market participants.
- On 8 June 2000 the ECB announced that, starting from the operation to be settled on 28 June 2000, the main refinancing operations of the Eurosystem would be conducted as variable rate tenders. The minimum bid rate refers to the minimum interest rate at which counterparties may place their bids.
- As of 9 October 2008 the ECB reduced the standing facilities corridor from 200 basis points to 100 basis points around the interest rate on the main refinancing operations. The standing facilities corridor was restored to 200 basis points as of 21 January 2009.
- On 8 October 2008 the ECB announced that, starting from the operation to be settled on 15 October, the weekly main refinancing operations would be carried out through a fixed rate tender procedure with full allotment at the interest rate on the main refinancing operations. This change overrode the previous decision (made on the same day) to cut by 50 basis points the minimum bid rate on the main refinancing operations conducted as variable rate tenders.

Anexo D. 2- Cenário1: Resultados da estimação VECM e VAR

CENÁRIO 1														
Menor lag														
VECM 1	d_inst	α	β'	γ_{t-1}	γ_{t-2}	γ_{t-p}	γ	d_eonia	λ	d1	δ	d1*d_eonia	RESULTADO	
3m	1 lag	d_e3m	-0,0081	1	0	-	0,0034	1	-0,0132	1	-0,0085	1*1	-0,0183	
		d_a3m	-0,0077	0,230307	0	-	0,0027	1	-0,0220	0	0,0028	0*1	-0,0034	
		d_ibex	5,4133	0,000294	0	-	-3,1615	1	28,3401	0	-23,4328	1*1	1,7458	
		d_dax	4,8820	-0,00104	0	-	-2,7103	1	23,7005	0	-13,1421	0*1	7,8481	
VAR Δ	c	ϕ_1	γ_{t-1}	γ_{t-2}	γ_{t-p}	γ	d_eonia	λ	d1	δ	d1*d_eonia	RESULTADO		
6m	1 lags	d_e6m	0,0002	-	-	-	0,0157	1	-0,0017	1	-0,0071	1*1	0,0070	
		d_a6m	-0,0007	-	-	-	0,0022	1	-0,0016	1	-0,0037	0*1	0,0158	
		d_ibex	-1,5354	-	-	-	38,1670	1	-1,9914	0	24,1880	1*1	-0,0038	
		d_dax	-1,6629	-	-	-	11,2520	1	2,5971	0	8,6354	0*1	0,0014	
12m	2 lags	d_e12m	0,0000	-	-	-	0,0154	1	0,0014	1	0,0071	1*1	0,0154	
		d_a12m	-0,0003	-	-	-	0,0230	1	-0,0020	1	-0,0164	0*1	58,8282	
		d_ibex	-1,1236	-	-	-	36,5488	1	-3,1469	0	33,1303	1*1	36,6316	
		d_dax	-1,3167	-	-	-	12,3090	1	2,3196	0	12,2382	1*1	20,8216	
2a	2 lags	d_pt2a	0,0001	-	-	-	0,0229	1	0,0130	0	-0,0194	1*1	0,0166	
		d_e2a	-0,0002	-	-	-	0,0193	1	0,0014	1	-0,0028	0*1	0,0176	
		d_a2a	-0,0003	-	-	-	0,0217	1	-0,0034	1	-0,0081	1*1	0,0190	
		d_psi20	-1,9979	-	-	-	5,7198	1	-0,9103	1	-7,6381	0*1	0,0100	
		d_ibex	-1,1951	-	-	-	22,3295	1	-3,5265	0	36,9034	1*1	0,0214	
5a	1 lag	d_pt5a	-0,0001	-	-	-	0,0205	1	0,0124	0	-0,0848	1*1	-4,8265	
		d_e5a	-0,0002	-	-	-	0,0185	1	0,0012	1	-0,0282	0*1	3,7219	
		d_a5a	-0,0005	-	-	-	0,0207	1	-0,0021	1	-0,0033	1*1	54,5113	
		d_psi20	-2,4311	-	-	-	9,8999	1	0,2993	1	-10,4067	0*1	21,3464	
		d_ibex	-1,7226	-	-	-	15,7311	1	-1,4610	0	57,3527	1*1	19,9902	
10a	1 lag	d_pt10a	-0,0009	-	-	-	0,0164	1	0,0102	1	-0,0561	1*1	23,5883	
		d_e10a	-0,0008	-	-	-	0,0142	1	0,0022	1	-0,0280	0*1	7,8718	
		d_a10a	-0,0010	-	-	-	0,0161	1	-0,0009	1	-0,0045	1*1	14,9363	
		d_psi20	-1,5407	-	-	-	14,7814	1	-0,7023	1	-14,5894	0*1	0,0202	
		d_ibex	-1,0320	-	-	-	32,6126	1	-2,1475	0	41,7664	1*1	-0,0520	
30a	1 lag	d_pt30a	-0,0001	-	-	-	0,0291	1	0,0061	1	-0,0536	1*1	7,4888	
		d_e30a	0,0002	-	-	-	0,0348	1	0,0013	1	-0,0602	0*1	69,9002	
		d_a30a	-0,0004	-	-	-	0,0329	1	-0,0012	1	-0,0236	1*1	14,0085	
		d_psi20	-5,5666	-	-	-	35,9403	1	3,0489	0	-30,9542	0*1	27,6631	
		d_ibex	-4,1409	-	-	-	74,1809	1	0,9700	0	6,2529	1*1	0,3450	
d_dax	-2,1266	-	-	-	25,3690	1	1,8953	1	6,0394	0*1	14,9363			

Nota 1: A variação da eonia, d(eonia), assume o valor 1 pois é pretendido o impacto do instrumento quando esta aumenta um ponto
 Nota 2: Dada a intensão de estudar apenas o efeito num dia os resultados para os desfasamentos assumem o valor zero

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos Outputs do E-views

