



Escola de Ciências Sociais e Humanas

Departamento de Economia Política

Impacto da política monetária no mercado acionista em Portugal – Uma
abordagem através de dois canais distintos

Isabel de Goes Nóbrega

Dissertação submetida como requisito parcial para obtenção do grau de
Mestre em Economia Monetária e Financeira

Orientador:

Doutor Sérgio Miguel Chilra Lagoa, Professor Auxiliar,

ISCTE – Instituto Universitário de Lisboa

Outubro, 2016

Agradecimentos

Gostaria de agradecer a todas as pessoas que, de algum modo, contribuíram para a entrega desta tese com sucesso.

Um grande obrigado ao professor Sérgio Lagoa pela sua constante disponibilidade e sugestões que me foi dando. A sua ajuda contribuiu muito para o enriquecimento do resultado final desta tese.

Um obrigado especial aos meus pais e irmão por terem sido um suporte durante todo o meu percurso académico.

Um obrigado aos meus colegas de mestrado por terem mostrado um espírito de entreajuda que permitiu uma partilha de conhecimento benéfica para todos.

Resumo

Este trabalho tem como objetivo explorar a influência da política monetária no mercado acionista português. Para o efeito, estuda qual o impacto que a variação da taxa EONIA tem no índice do PSI20 através de uma abordagem diferente, que engloba o estudo de dois canais distintos. O primeiro debruça-se sobre o efeito da taxa EONIA na procura agregada e efeito desta na bolsa. O segundo olha para o efeito da taxa EONIA nas obrigações do tesouro a um ano e para o efeito destas no PSI20. O método utilizado foi a explicitação de modelo VAR (Vetor Autorregressivo) incluindo as quatro variáveis, que são analisadas com dados trimestrais relativos ao período 2002-2014. Os resultados sugerem que os dois canais são importantes e que o canal das obrigações do tesouro exerce efeito a um prazo mais curto relativamente ao canal da procura agregada.

Palavras chave: Política Monetária; Mercado Acionista; Modelo VAR

JEL classification: E52 Monetary Policy; E44 Financial Markets and Macroeconomy

Abstract

The purpose of this work is to explore the influence of monetary policy in the Portuguese stock market. To do so, it analyses the impact that the variation of the EONIA rate has in the PSI20 index through a different approach which includes the study of two distinct channels. The first focuses on the effect of EONIA rate in aggregate demand and its effect on the stock market. The second looks at the effect of EONIA rate on one-year treasury bonds and its effect on PSI20 index. A VAR (Vector Autoregressive) model with the four variables, including data from 2002 to 2014, was used as the methodology to answer the question proposed. The results suggest that the two channels are important and that the channel of the treasury bonds has an effect on PSI20 on a shorter term when comparing to the channel of aggregate demand.

Key words: Monetary policy; Stock Market; VAR Model

JEL classification: E52 Monetary Policy; E44 Financial Markets and Macroeconomy

Índice

Introdução.....	1
Secção I – Enquadramento teórico.....	3
Secção II – Realidade Económica e Mercado Acionista em Portugal.....	5
Secção II – Revisão da Literatura.....	9
Secção IV – Variáveis em estudo e Metodologia.....	17
Secção V – Notas finais e Conclusão.....	29
Fontes de dados.....	33
Bibliografia.....	34
Anexos.....	36

Índice de quadros

Quadro 1.1 Hipóteses de estudo dos testes de raízes unitárias.....	19
Quadro 1.2 Testes de raízes unitárias a todas as variáveis com constante e sem tendência.....	20
Quadro 1.3 Conclusão acerca da estacionariedade relativa aos testes de raízes unitárias com constante e sem tendência.....	20
Quadro 1.4 Testes de raízes unitárias para a EONIA com constante e com tendência.....	20
Quadro 1.5 Definição de variáveis a incluir no VAR.....	21
Quadro 1.6 Testes de raízes unitárias a todas as variáveis em diferenças.....	21
Quadro 1.7 Conclusão acerca da estacionariedade das variáveis em diferenças.....	22
Quadro 1.8 Testes de causalidade à <i>Granger</i>	25

Índice de figuras

Figura 1.1 Crescimento do PIB real e respetivas componentes.....	6
Figura 1.2 Desemprego e mão de obra, 2001-2016.....	6
Figura 1.3 Evolução do crédito bancário em Portugal.....	7
Figura 2.1 Evolução da taxa EONIA, 2002Q2-2014Q4.....	18
Figura 2.2 Evolução do logaritmo da procura agregada, 2002Q2-2014Q4.....	18
Figura 2.3 Evolução do logaritmo do PSI20, 2002Q2-2014Q4.....	18
Figura 2.4 Evolução das obrigações do tesouro, 2002Q2-2014Q4.....	18

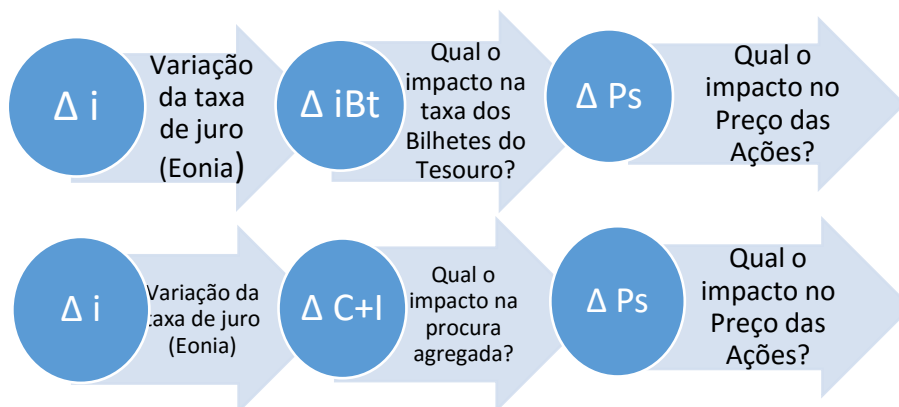
Introdução

A presente dissertação visa explorar o impacto da aplicação de política monetária no mercado acionista em Portugal, considerado como o efeito da taxa EONIA no índice do PSI20.

Num ambiente económico que considera cada vez mais relevante a relação entre a macroeconomia e o sector financeiro, fruto dos acontecimentos que levaram à crise que se sentiu, e sobretudo das medidas de política monetária que se adotaram para fazer face aos desafios que esta colocou, o impacto de uma variável macroeconómica que explicita a política monetária é encarada como pertinente. Neste caso adota-se a própria taxa de juro (EONIA) como indicador base, cuja variação causada por iniciativa do BCE (através da alteração da sua taxa de referência) influencia o preço das ações de diferentes maneiras. Deste modo, a questão central de investigação da dissertação é a seguinte:

De que forma é que a Política Monetária (através da variação da taxa EONIA) impacta o mercado acionista em Portugal?

Para determinar a resposta a esta pergunta iremos concentrar a nossa atenção para as sequências que se seguem



O objetivo destas sucessões é o de entender o impacto individual das mesmas, ou seja, o impacto que a variação da taxa EONIA tem na taxa das obrigações do tesouro, seguida do impacto que esta tem no PSI20 por um lado. Por outro, através do impacto que a variação da taxa EONIA tem na procura agregada e do subsequente efeito que a variação desta tem no PSI20.

Esta explicitação de hipóteses permite-nos averiguar se, de facto, estes são dois canais importantes para perceber como é que a aplicação de política monetária vai interferir na evolução da cotação das ações. Por ter um foco tão restrito e não ter ainda sido ensaiado desta

maneira (com o estudo dos canais em particular), este é um estudo diferentes dos existentes até agora.

A metodologia utilizada para determinar a resposta à pergunta central que se coloca é a estimação de um modelo VAR (Vetor Autorregressivo), com dados do segundo trimestre de 2002 até ao quarto trimestre de 2014. A razão da escolha deste período deveu-se ao objetivo de concentrar a análise no após entrada de Portugal no euro e prossecução de política monetária única por parte do BCE.

As variáveis analisadas são a taxa EONIA, a taxa das obrigações do tesouro a 1 ano, a procura agregada e o índice do PSI20.

A presente dissertação está dividida em cinco secções, para além de fontes de dados, bibliografia e anexos. A secção I “Enquadramento teórico” procura explicar qual o racional económico que fundamenta o estudo deste tema, mostrando assim o motivo da realização do mesmo. Na secção II “Realidade Económica e do Mercado Acionista em Portugal” discute-se a conjuntura económica do país, mostrando alguns indicadores que contribuíram para a mesma e faz-se um breve enquadramento do mercado acionista português, da posição dos seus participantes e da sua dimensão. A secção III é a “Revisão da Literatura”, na qual se encontra o elo de ligação entre a literatura já existente com o tema que se pretende estudar, fazendo para isso uma introdução ao tema, expondo os artigos considerados relevantes e extraindo as conclusões pertinentes para resposta à pergunta de investigação. A secção IV “Variáveis em estudo e Metodologia” explica o detalhe das componentes das variáveis usadas no VAR, faz-se os testes de raízes unitárias para assegurar a estacionariedade das mesmas, os testes aos resíduos do modelo no sentido de avaliar a sua robustez e analisa-se as relações de causalidade evidenciadas pela causalidade à *Granger*, função impulso resposta e a decomposição da variância. A secção V “Notas Finais e Conclusão” apresenta conclusões aos testes realizados ao modelo, uma apreciação sobre se os resultados eram ou não expetáveis e uma sugestão de abordagem mais aprofundada futura para o mesmo tema.

I - Enquadramento teórico

O impacto da variação da taxa de juro de referência é tido como um dos aspetos mais relevantes de qualquer economia. A expectativa acerca da sua evolução influencia o comportamento dos diferentes agentes económicos, dada a repercussão e abrangência dos seus efeitos. Estes podem tomar decisões com base na alteração de valor esperado ou adiar essa tomada de decisão até conhecimento do valor em concreto, ainda que um agente racional atue com base naquilo que considera expectável antes das mudanças. Tratando-se de um indicador tão preeminente, é natural que o mesmo seja alvo de estudo por diferentes pontos de vista e relações de causalidade que o seu decurso implica. Uma das áreas cuja variação é particularmente abrangida pelos choques de política monetária (através da taxa de juro de referência) é a dos mercados acionistas. Becher et al. (2008) exploram a previsibilidade de retornos futuros de ações face a diversos indicadores de política monetária. Encontraram evidência que as condições monetárias apresentam uma relação forte e sistemática com os retornos futuros das ações e que o risco associado à política monetária é identificado e mensurado pelos investidores. De facto, a relação entre estas duas variáveis foi já amplamente debatida e analisada, pelo que é razoável assumir que existe relação económica e é aceitável que seja alvo de estudo.

O mercado acionista por sua vez demonstra o valor percecionado pelos investidores das empresas com maior dimensão e que estão cotadas em bolsa, o que constitui por si um espelho do estado da economia como um todo, uma vez que a evolução do mercado acionista é um indicador do estado corrente da economia, englobando a avaliação feita por quem investe. Por ser uma fonte poderosa de informação relativamente a acontecimentos vindouros, apesar de não ser esse o objetivo desta dissertação, é muito interessante investigar este aspeto. Chauvet (1999) refere mesmo que por ser atualizado tão frequentemente, o índice bolsista poderá ser um dos instrumentos mais eficientes para induzir em tempo real o que se virá a passar na economia em geral.

De facto, tratando-se de um tema já discutido, trará valor acrescentado explorar os mecanismos que levam ao efeito final. O principal contributo desta dissertação expressa-se através de uma inovação no foco da análise que se debruça sobre os canais que foram definidos anteriormente. Com este trabalho procura-se então responder à sua pergunta primária, acima referida, mas acrescentando uma nova abordagem de sucessão de impactos para o fazer.

É de salientar que historicamente uma subida da taxa de juro do BCE diminui a base monetária disponível, que aumenta a taxa de juro do MMI overnight (dado o aumento da oferta de moeda), a taxa EONIA (Mercado Monetário Interbancário), bem como a de outros prazos, influenciando as taxas de juro ativa e passiva e a taxa dos bilhetes do tesouro. O aumento da taxa ativa diminui a procura de crédito e diminui a procura agregada, reduzindo os lucros das empresas bem como os seus dividendos distribuídos, o que diminui a procura de ações e reduz o seu preço como consequência. Um aumento da taxa de juro de mercado diminui o seu preço, descontando os futuros cash flows a uma taxa maior, reduzindo o valor fundamental da ação. Nesta circunstância os investidores tendem a comprar mais obrigações e menos ações. O facto de as taxas de juro dos BT's e dos depósitos estarem superiores também pode levar, por si só, os investidores a desinvestirem das ações para investir nestes produtos. Estes efeitos são em parte a informação que suporta o motivo para se desenvolver esta dissertação.

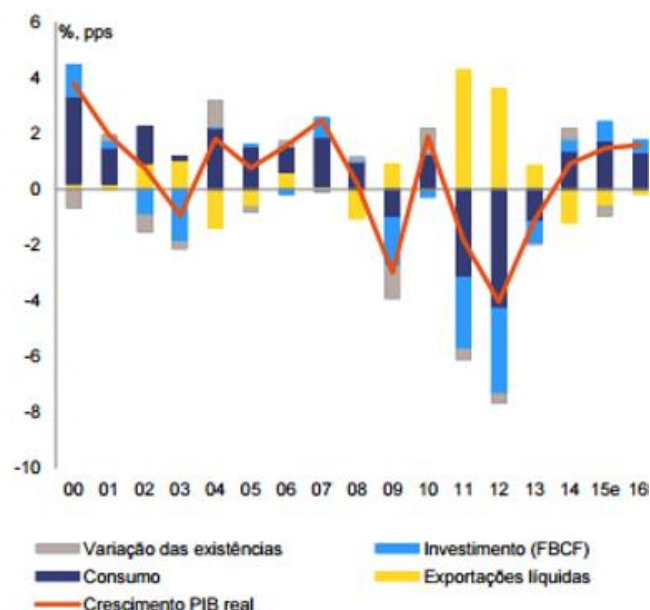
II - Realidade Económica e do Mercado Acionista em Portugal

De acordo com o definido na secção anterior, o período temporal em que se estudam as variáveis por forma a obter resposta à pergunta de investigação (2002-2014) contempla acontecimentos cujo âmbito é pouco habitual e que exerceram influência no andamento das variáveis do modelo estimado. Estes geraram efeitos que vieram alterar a abordagem do BCE na sua atividade de controlo da inflação, que assumiram uma abrangência muito ampla. Assim, é adequado ressaltar alguns indicadores que revelam a evolução da realidade económica no país, informação que se cruza com a nossa análise auxiliando a perceção de alguns fatores que motivem oscilações mais ou menos acentuadas.

O relatório da comissão europeia *Análise Análise anual do crescimento para 2016 - Reforçar a retoma e fomentar a convergência* refere-se a Portugal como “um Estado-Membro cuja situação macroeconómica exige uma apreciação aprofundada”. Esta situação é fruto do suceder de eventos que foram ocorrendo durante o período em estudo nesta dissertação.

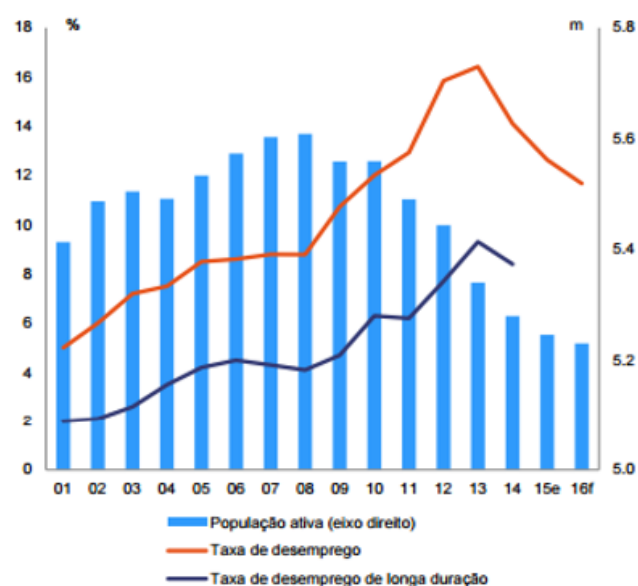
O Relatório da comissão europeia (2015), *Documento de trabalho dos serviços da comissão – Relatório relativo a Portugal 2016* apresenta uma análise da economia portuguesa com base no que mencionámos no parágrafo anterior. Neste, mostra-se que o país apresenta dívida externa elevada (apesar de melhoria em 2015) e alguma vulnerabilidade devido ao endividamento do setor privado. Apresenta também alguma dificuldade de absorção de desempregados de longa duração e um nível de qualificação da população insuficiente para atingir o valor médio da União Europeia. De realçar que as empresas portuguesas têm uma menor dimensão quando comparadas com homólogas de outros países, o que compromete também a sua produtividade. A crise doméstica de 2009 em setores não transacionáveis teve como consequência uma redução acentuada do investimento. Este foi um dos agregados económicos mais afetados pela crise em Portugal, pelo que a potenciação do mesmo deverá ser uma prioridade para fortalecer todo o sistema produtivo português. Aqui menciona-se essencialmente o setor da construção, no qual desde essa altura se verificou uma queda superior à média europeia de gastos em habitação e equipamentos. A situação é agravada pelo endividamento dos privados acima mencionado, bem como pela fraca eficiência do sistema judicial, associado a processos por norma burocráticos. Estes fatores, aliados à elevada tributação fiscal às empresas reúnem uma barreira ao investimento externo por afetar a atratividade desse investimento.

Figura 1.1 Crescimento do PIB real e respetivas componentes



Fonte : Comissão Europeia, Documento de trabalho dos serviços da comissão – Relatório relativo a Portugal 2016

Figura 1.2 Desemprego e Mão de obra, 2001-2016

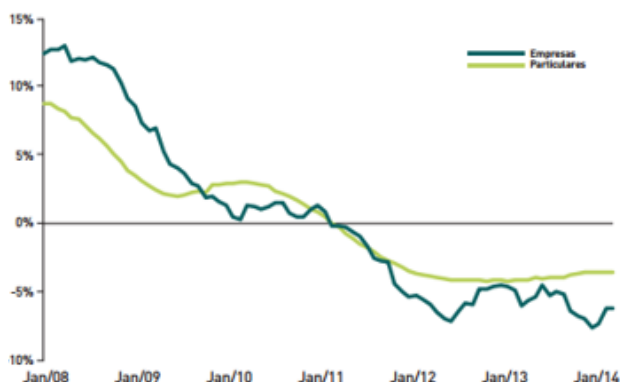


Fonte : Comissão Europeia, Documento de trabalho dos serviços da comissão – Relatório relativo a Portugal 2016

De acordo com o gráfico 1.1 o PIB real vinha a registar crescimento desde 2002 até à queda de 2009 causada pela crise internacional desencadeada após a falência do banco *Lehman Brothers*. Regista daí em diante uma recuperação do crescimento, voltando a decair após 2010 vindo a atingir o valor mínimo em 2012, apresentando tendência crescente a partir desse ponto e torna-se positivo em 2014. Este mínimo coincide com o pico da crise soberana, altura em que se constata que as variáveis em estudo apresentam valores díspares. (Os gráficos respetivos podem ser consultados na secção IV). Importa referir que a inflação, durante os anos de crise, foi restringida pela contração da procura interna, a contenção dos salários no setor privado, bem como pela menor confiança dos consumidores.

Relativamente ao desemprego pode ver-se no gráfico 1.2 que a taxa de desemprego e a taxa de desemprego de longa duração apresentam tendência crescente durante quase todo o período considerado, apesar de registarem melhorias a partir de 2013.

Figura 1.3 Evolução do crédito bancário em Portugal



Fonte : Comissão Europeia, Documento de trabalho dos serviços da comissão – Relatório relativo a Portugal 2016

Pelo gráfico à esquerda torna-se evidente a evolução do acesso ao crédito bancário em Portugal, desde 2008 até 2014, o que denota a dificuldade de acesso ao mesmo. Desta forma, consequências como menor consumo, menores lucros para as empresas, menor rendimentos para as famílias tornam-se num ciclo de contração para a economia em geral.

Todos os indicadores que mencionámos acima são suscetíveis de vir a impactar o mercado acionista, uma vez que a conjuntura económica é um dos critérios tidos permanentemente em conta pelos investidores aquando da sua tomada de decisão relativa aos seus investimentos. Contudo, o conjunto de fatores que influenciam mercado acionista é algo extremamente complexo de se conseguir definir. Esta complexidade será debatida mais adiante neste trabalho, na secção V.

De seguida procura-se fazer um breve enquadramento dos *players* inseridos no mercado acionista em Portugal e da sua performance mais recente.

Alves e Graça (2013) vieram demonstrar quais os riscos associados às empresas que constituem o PSI20, uma vez que a maneira como gerem e divulgam os mesmos é uma temática cada vez mais debatida. O objetivo do *paper* é o de aferir quais as práticas utilizadas pelas empresas integrantes na bolsa quando transmitem informação sobre o seu risco de mercado, de acordo com o IFRS 7 (O *International Financial Reporting Standards 7* refere-se ao documento com as regras estabelecidas em relação à divulgação de informação acerca do risco tomada pelas empresas com instrumentos financeiros. Concluíram que, face às crescentes exigências dos *stakeholders*, as empresas têm feito um esforço para as satisfazer divulgando informação acessória, para além daquela que é obrigatória sem, no entanto, deixar de precaver os seus interesses. Verificaram que o risco de taxa de juro (dentro do risco de mercado) era o mais elevado, sendo que todas as empresas publicam informação sobre se recorrem ou não a derivados financeiros para cobrir esse risco.

De acordo com o relatório da Euronext (2015), *A Bolsa Portuguesa, Factos e Números 2014*, pode ver-se qual a evolução do PSI20 na reta final do período considerado na nossa análise. Durante o ano de 2014, o índice registou uma quebra de 26.8%. Contudo, na *Newsletter Trimestral da Euronext 20161T*, disponível no seu site, esclarece-se que em 2015 fechou com uma valorização de cerca de 15%. A capitalização bolsista nesta altura foi de 53,7 mil milhões de euros, mais 9 mil milhões que no período homólogo.

III - Revisão da literatura

Recorde-se que a pergunta de investigação desta dissertação é a seguinte:

De que forma é que a política monetária (através da variação da taxa EONIA) impacta o mercado acionista em Portugal?

Para encontrar a resposta a esta questão serão explorados dois canais que avaliam o impacto individual da variação da taxa EONIA sequencialmente, de acordo com a formulação que se segue:

H1: A variação da taxa EONIA impacta o Preço das Ações em Portugal, através de:

H1a - A variação da taxa EONIA impacta a Procura Agregada

H1b - A variação da Procura Agregada impacta o Preço das Ações em Portugal

H2: A variação da taxa EONIA impacta o Preço das Ações em Portugal, através de:

H2a - A variação da taxa EONIA impacta a taxa de juro dos Bilhetes do Tesouro

H2b - A variação da taxa de juro dos Bilhetes do tesouro impacta o Preço das Ações em Portugal

Estes canais são tradicionalmente tidos como destaque quando se projeta os sucessivos acontecimentos que derivam da variação da taxa de referência. Historicamente, uma subida da taxa de juro do BCE diminui a base monetária disponível, que aumenta a taxa de juro do Mercado Monetário Interbancário *overnight*, a EONIA, bem como a taxa Euribor para diferentes maturidades. Isto exerce influência sobre as taxas de juro ativa e passiva, bem como na taxa dos bilhetes do tesouro. O aumento da taxa ativa provoca uma redução na procura de crédito por parte de famílias e empresas e diminui a procura agregada, reduzindo os lucros das empresas, bem como dos dividendos distribuídos. As ações tornam-se por isso menos atrativas, diminuindo a sua procura, que invariavelmente faz descer o seu preço. Um aumento da taxa de juro de mercado dos bilhetes do tesouro diminui o seu preço, descontando os futuros *cash flows* a uma taxa maior. Nesta circunstância os investidores tendem a comprar mais obrigações e menos ações.

Com o intuito de apurar que estudos já existem que contribuam para o conhecimento geral relacionado com o tema desta dissertação foram analisados alguns *papers* cujo objeto de análise se considerou ir de encontro à pergunta e sub-perguntas para as quais se propõe obter resposta neste trabalho. Inicialmente, expõe-se um que se debruça especificamente sobre a economia portuguesa, do qual se tira informação relativamente ao impacto da variação da taxa de juro sobre as obrigações portuguesas e sobre o mercado acionista. De seguida referem-se *papers* que se dedicaram a estudar qual o impacto de variações de política monetária nas obrigações do governo ou dos próprios bilhetes do tesouro. Por fim, apresentam-se outros que estudam a relação entre política monetária e o mercado acionista, num só país ou em vários.

É do conhecimento geral que o BCE prossegue a sua atividade com vista ao controlo da inflação na zona euro, sendo importante monitorizar a dinâmica dos mercados monetários e desenvolvimento dos agregados monetários, bem como de outros aspetos que de algum modo influenciem a economia real de um país. A recente crise financeira parecia ser um problema doméstico, situação que se tornou um problema sistémico global com a falência do *Lehman Brothers* em setembro de 2008, provocando quedas nos mercados acionistas, aumentando as taxas das dívidas soberanas e colocando pressão nos mercados cambiais. O contágio proveniente dos mercados financeiros rapidamente atingiu a atividade económica real e expôs a ligação entre os dois. Este facto motivou em boa parte a realização do *paper* que a seguir se refere.

Sousa (2010) pretende averiguar quais são os efeitos macroeconómicos da política monetária na economia portuguesa. Os choques de PM são identificados utilizando três principais técnicas econométricas baseadas em modelos de séries temporais multivariadas parcimoniosamente restritos, para o período 1947-2007. Primeiro, considera-se um esquema recursivo parcial de identificação e determina-se a incerteza posterior das funções impulso resposta, estimando um modelo B-SVAR (*Bayesian structural vector autoregression*). Em segundo lugar, usa-se um sistema com simultaneidade na resposta da massa monetária a choques de taxa de juro, através de uma abordagem com um sistema totalmente simultâneo. Em terceiro lugar estima-se um VAR baseado numa estrutura incluindo blocos exógenos, que contém um conjunto de variáveis domésticas portuguesas e outras externas na zona euro. Isto permite analisar a resposta das variáveis relativas à dinâmica da economia portuguesa a um choque de taxa de juro na zona euro. O estudo efetuado demonstra que um choque positivo da taxa de juro de referência em vigor leva a: contração do PIB real e aumento substancial da taxa de desemprego, uma rápida

queda do preço das *commodities* e diminuição gradual do nível de preços, uma correção em baixa do índice de preços das ações ainda que mostre recuperações rápidas. Produz igualmente um efeito de liquidez global “short-lived” e ajuda a explicar o movimento negativo entre obrigações e ações. Para além disso, gera um aumento da taxa de juro das obrigações portuguesas, adicionando por isso maior tensão ao mercado das obrigações como reflexo da deterioração das condições de refinanciamento da dívida pública. Para além disso o autor encontra evidência que sugere a existência de uma função de procura de moeda caracterizada por pouca elasticidade da produção e da taxa de juro. Refere-se ainda à importância da política monetária evidenciando o facto de que tanto o PIB real como o nível de preços em Portugal teriam sido maiores durante quase todo o período em análise se não tivessem existido este tipo de surpresas de política.

De facto, cada vez mais se compreende e reconhece a importância dos mercados financeiros, motivo pelo qual o desenvolvimento de mecanismos que permitam de algum modo prever um cenário futuro com razoável confiança revela-se vantajoso para economia de modo global. O impacto da aplicação de política monetária reflete-se nas outras taxas presentes na economia, sendo a dos bilhetes do tesouro e obrigações do estado aquela que espelha a confiança que o mercado deposita no respetivo país, dando indício do estado em que se encontra e da sua solidez e exercendo influencia sobre o preço desses títulos e de outros. Os *papers* que se seguem investigam sobre o impacto de política monetária na taxa dos bilhetes do tesouro e obrigações do estado.

Demiralp e Yilmaz (2012) investigam qual o grau de resposta dos mercados de ativos a revisões na direção da política monetária, essencialmente de curto prazo. São utilizados contratos de futuros para extrair essas revisões de política. Verificou-se que o grau de resposta de títulos do tesouro com maiores maturidades é significativamente assimétrico, atendendo à magnitude pela qual varia, dado que o grau de resposta é bastante mais elevado em caso de política restritiva do que em caso de política expansionista. Os autores referem que estes resultados estão em linha com a literatura já existente que documenta efeitos assimétricos de política monetária no output. Investigou-se também a sensibilidade dos mercados de ativos a surpresas de política em períodos posteriores ao mês corrente, tendo-se detetado uma forte reação na parte mais avançada da *yield curve*, consistente com as expectativas racionais. As conclusões deste trabalho são vistas pelos autores como relevantes a prever o panorama geral dos mercados financeiros no futuro próximo, pelo que o trabalho realizado sugere igualmente que o correspondente

aumento nas taxas dos títulos do tesouro de maior prazo deve acontecer com relativa rapidez. Assim que a reserva federal americana começou a dar sinais acerca do fim da recessão, expectativas acerca de um ciclo restritivo emergiram nestes mercados.

Bredin, Hyde e O'Reilly (2010) avaliam qual o impacto de surpresas e contágio de política monetária nos retornos das obrigações internacionais, na Alemanha, Reino Unido e Estados Unidos. A medição de política monetária inesperada é baseada no mercado de futuros. Os resultados indicam que os retornos das obrigações reagem primeiro a choques de política monetária doméstica quando comparado com choques de PM estrangeiros. Conclui-se que existe grande divergência entre os efeitos de PM doméstica nos retornos das obrigações da Alemanha, em relação ao Reino Unido. Uma surpresa de PM restritiva na Alemanha leva a um aumento do retorno total das obrigações e as expectativas futuras de inflação são revistas em baixa, ao contrário do que acontece no Reino Unido. Os autores sugerem que este efeito se deve a baixas expectativas de inflação na Alemanha, contrariamente ao Reino Unido, que está sujeito a reações mais acentuadas neste aspeto. Fazem também menção às diferenças de credibilidade da autoridade de política monetária de cada país.

Kishor e Marfatia (2013) utilizam dados diários de alta frequência para examinar a relação dinâmica entre a taxa dos contratos de futuros dos fundos federais e taxa dos bilhetes do tesouro a 3 meses (*T-bill rate*), no período 1989-2008. Os movimentos dos fundos federais são estimados com base em contratos de futuros (consideram ser vantajoso em relação à utilização da taxa efetiva por já conter expectativas em relação ao futuro). Os autores referem que um dos canais de transmissão de PM é o impacto das taxas de juro em maturidades diferentes ao longo da *yield curve*, em que o elo de ligação teórico explícito entre maturidades diferentes é dado pela teoria das hipóteses de expectativas, que apresenta pouco fundamento empírico, sendo contudo de realçar que é conhecido que as taxas de juro de diferentes maturidades tendem a co mover. A sua relação está, no entanto, constringida ao facto de a taxa efetiva dos fundos federais tender sempre para o seu target, ao passo que a *yield* dos bilhetes do tesouro reflete taxas de juro presentes e esperadas no curto prazo. Os resultados mostram que a taxa do contrato de futuro dos fundos federais a 1 mês é co integrada com a taxa dos bilhetes do tesouro a 3 meses, pelo que se movimentam lado a lado no longo prazo. Algum desvio do equilíbrio de longo prazo é corrigido por movimentos subsequentes de qualquer uma das taxas.

O interesse em avaliar o impacto das decisões de política do BCE nos mercados financeiros é substancial, uma vez que quando se avalia o processo de transmissão implícito, monitorizam-se os preços dos ativos, que podem influenciar a economia real através dos canais de riqueza e custo do capital. Para além disso decisões de investimento pelos participantes de mercado são afetadas pelas consequências do choque de política no preço dos ativos. É relevante entender de que modo acontece então esta influência no mercado acionista para determinar o mecanismo de transmissão associado, melhor entendendo os efeitos que se vão sucedendo, bem como se são uniformes por todos os mercados acionistas de diferentes países. Desenvolver uma medição dos choques de política monetária pode inclusive fornecer indícios sobre a previsibilidade da política da taxa de juro do BCE. É de notar que, sendo os objetivos do banco central expressos em termos de variáveis macroeconómicas, tais como a inflação, as ações de política afetam-na com algum desfasamento. Ao invés, os mercados financeiros tendem a reagir rapidamente à divulgação de nova informação e a refletir expectativas futuras económicas e monetárias. Assim sendo, estes devem auxiliar o estudo dos resultados mais imediatos de política monetária, enriquecendo a análise dos canais de transmissão acima referidos, largamente impactados pelo preço dos ativos. Assim, procedeu-se à análise dos papers que se seguem, que se dedicam a este tipo de estudo.

Ruiz (2015) averigua qual a relação entre política monetária e os preços das ações do mercado acionista espanhol, distinguindo o pré e pós crise, com dados mensais de 1999 a 2014. Com vista a essa distinção, o período é dividido em dois, Jan 1999 a Jul 2007 (103 observações) e Ago 2007 a Dez 2014 (89 observações), que totaliza 192 observações. O intuito desta análise é apurar a relação contemporânea entre política monetária e preço das ações, bem como o efeito cumulativo de longo prazo destas variáveis. É utilizado uma abordagem econométrica, através de um modelo VAR estrutural com 4 variáveis, *ecbmp* (taxa de juro do BCE), *spsr* (retorno do mercado acionista espanhol), *eubc* (*business cycle* europeu) e *inf* (inflação doméstica). Estes fatores são reunidos utilizando um vector $X_t = (eubc; inf; ecbmp; spsr)$, no período t . O mesmo estudo é realizado acrescentando mais uma variável *fedmp* (direção de política monetária do FED, que inclui a influência da política monetária nos Estados Unidos). Os resultados mostram que choques de política monetária têm um efeito considerável no mercado acionista espanhol no longo prazo para o período pré-crise. Em concordância, uma redução da taxa de juro nominal tem um efeito acumulado positivo e significativo nos retornos do mercado acionista espanhol a partir de 6 meses até ao fim do período considerado. No período pós-crise a política monetária

não tem efeito significativo nos retornos do mercado acionista espanhol para nenhum prazo. Os resultados verificam-se para os 2 modelos, tanto para o curto como para o longo prazo, sendo contudo mais curto e menos relevante o efeito no pré-crise quando inclui a variável fedmp. No período pós-crise, a política monetária mostra-se pouco eficaz no longo prazo (a partir de 6 meses). Neste ponto, expressa-se a inabilidade do BCE de tomar medidas tradicionais de política monetária, considerando que as taxas se encontravam próximas de zero, obrigando a implementação de medidas de política monetária alternativas para prosseguir com os seus objetivos de estímulo da economia.

Gregoriou, Kontonikas, MacDonald e Montagnoli (2009) examinam o impacto das mudanças na taxa de juro antecipadas e não antecipadas do MPC (*Monetary Policy Committee*), nos retornos do mercado acionista agregados e sectoriais no Reino Unido, no período 1999-2009. O choque de política monetária é avaliado com base nas mudanças do contrato de futuro da LIBOR esterlina a 3 meses, na altura do encontro do MPC. Aplicou-se a metodologia de time-series e análise de regressão de painel. Os resultados atestam que tanto as componentes esperadas como as inesperadas de mudanças monetárias impactam significativamente os retornos das ações. Verifica-se uma importante quebra estrutural na relação entre retornos de ações e mudanças de política monetária, alterando-se a natureza da resposta do mercado acionista a essas mudanças desde agosto de 2007, coincidindo com a crise do crédito. Concretamente, enquanto que antes da crise, o mercado acionista respondia a mudanças de PM (aumento da taxa diretora do BCE), tanto esperadas como inesperadas de forma negativa e significativa, a relação torna-se positiva durante a crise do crédito. É destacado a inabilidade, dos responsáveis da PM de inverter, através da redução da taxa, a tendência negativa observada nos preços das ações desde que se iniciou a referida crise de crédito.

Bohl, Siklos e Sondermann (2008) pretendem medir a resposta do mercado acionista a ações de política monetária, analisando a reação dos retornos dos mercados acionistas europeus a decisões inesperadas do BCE relativas à taxa de juro, pelo que a análise ronda os dias de reunião do *Governing Council*. Consideram-se os 4 maiores mercados acionistas europeus, DAX, CAC, IBEX, MIB e o Euro Stoxx como agregado europeu. São utilizados dados diários de 1 Jan 1999 a 28 Feb 2007, iniciando-se assim quando o BCE se tornou responsável pela política monetária na zona euro. Os autores recorrem a dados de contratos de futuro sobre a taxa EURIBOR e de SWAP sobre a taxa EONIA, com maturidades diferentes, recolhendo igualmente opiniões de peritos em mercados financeiros para aferir e tentar quantificar a referida política inesperada por parte do BCE. Sendo a Euribor a referência para a taxa de juro da zona euro selecionou-se

a Euribor a 1 mês como referência, dado que maturidades inferiores são altamente voláteis e as maturidades superiores não são tão sensíveis a mudanças de política monetária. É aplicada uma abordagem econométrica que controla a relação endógena entre as taxas de juro e os preços das ações, confiando na heterocedasticidade das séries temporais de alta-frequência em investigação para identificar os parâmetros de interesse. Os autores concluem que existe uma relação negativa e significativa entre decisões inesperadas do BCE e a performance do mercado acionista europeu. Os mercados caem entre 1.42% e 2.30% no dia do anúncio não antecipado da subida da taxa de juro de 25 pontos base. Este estudo sugere um impacto uniforme pelos diversos mercados acionistas nacionais europeus e que empiricamente pelo menos a curto prazo, a política monetária não é neutra. Intui-se que as decisões de política do BCE são bem antecipadas pelo mercado, indicando que a política monetária é comunicada com sucesso e quanto à sua previsibilidade estima-se que, desde 1999, apenas 10% de todos os choques de taxa de juro foram inesperados.

Bredin, Hyde, Nitzsche e O'Reilly (2009) investigam a resposta do mercado acionista a mudanças de PM internacionais por parte do Reino Unido e da Alemanha. Especificamente analisa-se o impacto de mudanças esperadas e não esperadas de PM na zona euro nos retornos das ações agregados e sectoriais no RU e na Alemanha. A decomposição de mudanças esperadas e inesperadas de PM é baseada nos mercados de futuros. De modo geral, os resultados deste estudo sugerem que as surpresas de política monetária no Reino Unido têm uma influência negativa nos retornos agregados e a nível de indústria tanto no Reino Unido como na Alemanha. A política monetária da Alemanha parece ser insignificante para Alemanha e Reino Unido. Os autores consideram que os resultados são robustos, apesar de uma possível omissão de variáveis relevantes e atendendo à contemporaneidade das decisões de política monetária.

Após a análise destes papers e respetiva extração de informação relevante que auxilie as perguntas que propomos responder nesta tese, impõe-se a reunião de conclusões chave para esse propósito, bem como de referências que as complementem. Deste modo importa referir que, para o caso específico de Portugal, verificou-se que uma subida da taxa de juro leva a uma queda dos preços das ações e obrigações, bem como a um aumento da taxa de juro das obrigações portuguesas, o que se reflete num movimento negativo entre estes dois títulos, uma vez que nestas alturas os investidores tendem a “fugir” para as obrigações. O método mais frequente para extrair perspetivas de evolução de política monetária foi a utilização de contratos de futuros. De acordo com o que foi aferido, existe um movimento entre a taxa de referência do

banco central e a dos bilhetes do tesouro. Um aumento dessa taxa de referência tem um impacto mais acentuado e duradouro nos casos de política restritiva em comparação com os casos de política expansionista. De realçar também que os retornos das obrigações tanto podem reagir primeiro à política externa como à interna.

Os resultados aqui presentes sugerem que a aplicação de política monetária na zona euro tem um efeito considerável no mercado acionista. De um modo geral, uma subida da taxa de referência do BCE aumenta a taxa de rendibilidade das obrigações do tesouro. Apresenta também uma relação negativa com o mercado acionista de modo uniforme pelos países europeus. Esse impacto é significativo no longo prazo no período pré-crise, o que deixa de acontecer no período pós-crise. Dada esta inabilidade das medidas tradicionais, surge a necessidade de procurar medidas monetárias alternativas. Estas terão igualmente influência no mercado acionista e é aqui debatida na secção V.

É de assinalar que, em termos de revisão de literatura, o canal da taxa de juro das obrigações ficou claramente privilegiado acerca da informação e trabalhos já existentes sobre o tema. Enquanto que foi possível reunir documentos que se debruçassem acerca dos efeitos do canal que inclui a taxa de obrigações do tesouro a 1 ano, o mesmo não se pode aferir do canal que inclui a procura agregada, dada a escassez de *papers* sobre o assunto.

IV - Variáveis em estudo e Metodologia

Como foi referido anteriormente, o propósito deste estudo é averiguar o impacto da política monetária no mercado acionista português, através de dois canais distintos. Os choques estudados têm um carácter inesperado, que é aquilo que se pretende analisar porque o mercado financeiro responde a choques inesperados.

É estimado um modelo VAR (Vector Autoregressive) com 4 variáveis, a taxa EONIA, a taxa de juro das Obrigações do tesouro com maturidade de 1 ano, a procura agregada doméstica e o índice do PSI20.

O período em análise reúne 51 observações, do segundo trimestre de 2002 ao quarto trimestre de 2014. Este intervalo de valores foi o possível dado algumas restrições na disponibilidade de dados.

A taxa Eonia (*European Overnight Index Average*) foi extraída do site do Banco Central Europeu com dados trimestrais, representando a média ao longo de cada trimestre.

A taxa das obrigações do tesouro a 1 ano foi extraída da Bloomberg, com dados trimestrais, que representam a média ao longo do trimestre.

A Procura Agregada doméstica é dada por consumo mais investimento e extraída do site do Instituto Nacional de Estatística como dados encadeados em volume trimestrais. Consumo é a soma de Consumo privado e Consumo público, enquanto que Investimento se assume como Formação bruta de capital fixo mais Variação de existências. Por se tratar de um agregado em milhões de euros calculou-se o seu logaritmo para que fique comparável às variáveis apresentadas em percentagem.

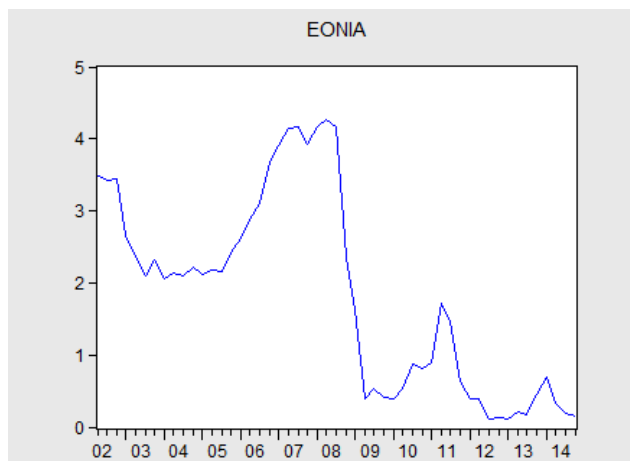
O PSI20 foi extraído da Bloomberg como índice com base no ano de 1992, com dados mensais, através dos quais se calculou a média para cada trimestre. À semelhança do procedimento com a variável anterior, determinou-se o logaritmo do PSI20 por se tratar de um índice e não de uma percentagem.

A análise das variáveis através da produção de gráfico representativos da evolução de cada uma, os testes econométricos, a constituição de modelo VAR e qualquer outra apreciação que se tenha por conveniente serão efetuados com recurso ao Software econométrico *E-views*.

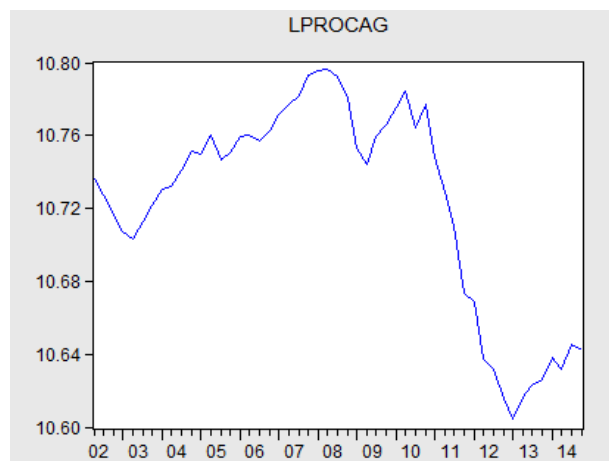
Impacto da política monetária no mercado acionista em Portugal

Os gráficos das variáveis em estudo são os seguintes:

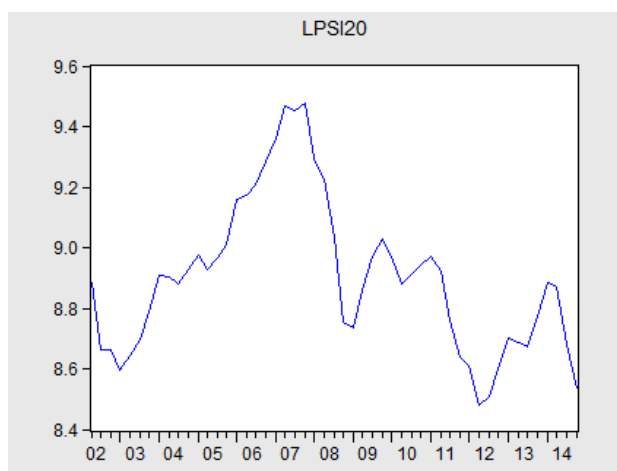
*Figura 2.1 Evolução da taxa EONIA
2002Q2-2014Q*



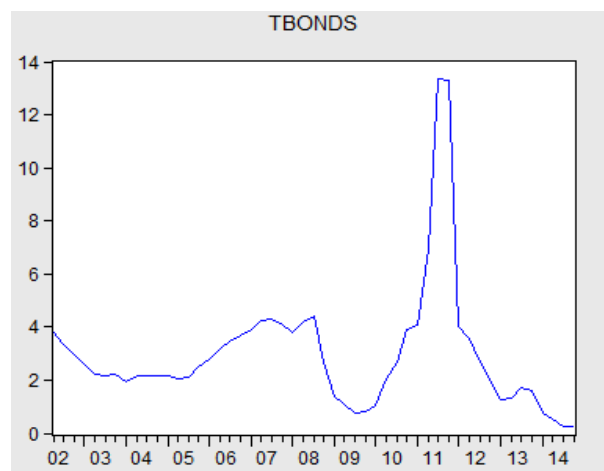
*Figura 2.2 Evolução do log da procura
agregada 2002Q2-2014Q*



*Figura 2.3 Evolução do log do PSI20
2002Q2-2014Q*



*Figura 2.4 Evolução das obrigações do
tesouro 2002Q2-2014Q*



Testes de Raízes Unitárias (TRU)

As variáveis utilizadas para a construção do modelo são séries temporais, cujos valores ao longo do período variam de determinado modo, que consoante a sua direção e amplitude ditam se se tratam ou não de variáveis estacionárias. O estudo da estacionariedade é necessária para garantir uma base sólida na construção do modelo, a partir do qual se irão obter resultados fidedignos.

Para a averiguar são aplicados os testes de raízes unitárias. Vamos olhar para os testes ADF (Augmented Dickey-Fuller), PP (Phillips Perron) e KPSS (Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin), obtendo para isso os seus *outputs* no E-views.

Quadro 1.1 Hipóteses de estudo dos testes de raízes unitárias

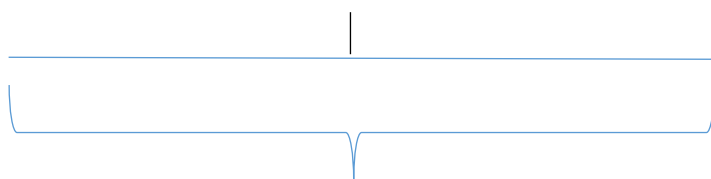
ADF	H0: A série é não estacionária
	H1: A série é estacionária
PP	H0: A série é não estacionária
	H1: A série é estacionária
KPSS	H0: A série é estacionária
	H1: A série é não estacionária

❖ Considera-se um α de 5% por defeito para a regra de decisão nos três testes*.

1. Para os testes ADF e PP o critério de escolha é o que se segue:

Se $P. Value < \alpha$ Rejeitar H_0 | Se $P. Value > \alpha$ Não Rejeitar H_0

2. Para o teste KPSS o critério prende-se com a região crítica



Valor Crítico a 5%

Observação $< VC$

Observação $> VC$

Não Rej. H_0 – I(0)

Rej. H_0 – Não estacionária

Quadro 1.2 Testes de raízes unitárias para as variáveis, com constante e sem tendência

Teste	ADF		PP		KPSS		
	$\alpha = 5\%$		$\alpha = 5\%$		$\alpha = 5\%$		
Variável	P. Value	Decisão	P. Value	Decisão	Observação	VC	Decisão
EONIA	0,5218	Não Rej H0	0,5218	Não Rej H0	0,59892	0,463	Rej H0
Log Proc Agr	0,5696	Não Rej H0	0,828	Não Rej H0	0,44845	0,463	Não Rej H0
OT's a 1 ano	0,0158	Rej H0	0,0789	Não Rej H0	0,075695	0,463	Não Rej H0
Log PSI20	0,2352	Não Rej H0	0,5885	Não Rej H0	0,2608	0,463	Não Rej H0

Quadro 1.3 Conclusão acerca da estacionariedade relativa aos testes de raízes unitárias com constante e sem tendência

Variável	Observações	Estacionariedade
EONIA		Não estacionária
Log Proc Agr	No KPSS para α de 10% é não estacionária	Não estacionária
OT's a 1 ano	No PP para α de 10% é estacionária	Estacionária
Log PSI20		Não estacionária

Uma vez que a EONIA apresenta uma tendência decrescente faz-se também os testes de raízes unitárias com constante e tendência à variável

Quadro 1.4 Testes de raízes unitárias para a EONIA, com constante e com tendência

Teste	ADF		PP		KPSS		
	$\alpha = 5\%$		$\alpha = 5\%$		$\alpha = 5\%$		
Variável	P. Value	Decisão	P. Value	Decisão	Observação	VC	Decisão
EONIA	0,51	Não Rej H0	0,5977	Não Rej H0	0,10974	0,463	Não Rej H0

Aceita-se que é não estacionária pelos resultados de dois testes contra o de um.

Após a conclusão dos testes de raízes unitárias, esclarece-se quais as variáveis que devem ser incluídas no modelo VAR, pelo racional matemático. Deste modo as variáveis não estacionárias devem ser colocadas em diferenças, por forma a ficarem estacionárias. Esta forma de trabalhar as variáveis advém do facto de não se poder estudar a cointegração entre elas, dado que para isso teriam de ser todas não estacionárias enquanto que aqui existe uma que é $I(0)$. Como o ponto deste trabalho é aferir relações económicas e por uma questão de coerência considera-se também a variável Obrigações do Tesouro a 1 ano em diferenças, apesar de esta ser estacionária em níveis. Ressalta-se que se a variável é estacionária em níveis, também o será em diferenças.

Quadro 1.5 Definição de variáveis a incluir no VAR

Variável	Estacionariedade	Variáveis no VAR efetivas
EONIA	Não estacionária	dEONIA
LProcAg	Não estacionária	dLProcAg
OT's 1Y	Estacionária	dOT's 1Y
LPSI20	Não estacionária	dLPSI20

Depois de colocadas as variáveis em diferenças é conveniente confirmar que estas são estacionárias e por isso podem ser incluídas no VAR que pretendemos estimar, pelo que se aplica de novo os testes de raízes unitárias.

Quadro 1.6 Testes de raízes unitárias a todas as variáveis em diferenças

Teste	ADF		PP		KPSS		
	$\alpha = 5\%$		$\alpha = 5\%$		$\alpha = 5\%$		
Variável	P. Value	Decisão	P. Value	Decisão	Observação	Valor Crítico	Decisão
dEONIA	0,0002	Rej H0	0,0002	Rej H0	0,065094	0,463	Não Rej H0
dLog Proc Agr	0,0831	Não Rej H0	0,0001	Rej H0	0,199597	0,463	Não Rej H0
dOT's a 1 ano	0,0000	Rej H0	0,000	Rej H0	0,072569	0,463	Não Rej H0
dLog PSI20	0,001	Rej H0	0,0011	Rej H0	0,0138479	0,463	Não Rej H0

Quadro 1.7 Conclusão acerca da estacionariedade das variáveis em diferenças

Variável	Observações	Estacionariedade
dEONIA		Estacionária
dLog Proc Agr	No ADF para α de 10% é estacionária	Estacionária
dOT's a 1 ano		Estacionária
dLog PSI20		Estacionária

Confirma-se que as séries são estacionárias e podem ser incluídas no VAR.

No anexo C encontram-se os gráficos dos resíduos do modelo. Olhando para o caso das variáveis em diferenças destacam-se dois valores especialmente desenquadrados com os restantes nas variáveis deonia e dtbonds (no quarto trimestre de 2008 e no primeiro trimestre de 2012, respetivamente). Assim, numa tentativa de corrigir esses *outliers* nos resíduos introduzem-se duas variáveis dummy. Estas são inseridas como exógenas ao modelo.

$$d_eonia_08q4 = \begin{cases} 1, 2008q4 \\ 0, \text{outros períodos} \end{cases}$$

$$d_tbonds_12q1 = \begin{cases} 1, 2012q1 \\ 0, \text{outros períodos} \end{cases}$$

O gráfico dos resíduos após a introdução destas duas variáveis encontra-se na segunda metade do anexo C.

Modelo VAR

Depois de estimado o VAR realizam-se os testes *Lag Length Criteria* para determinar o número de lags a incluir no modelo final. Fazem-se os testes com *Lags to include* de 4 por se tratar de dados trimestrais. Não é considerada a hipótese de 6 lags porque a amostra N é muito grande. O output dos testes encontra-se no anexo D-1

O critério a ser privilegiado caso a conclusão difira entre testes é o SC, que neste caso indica que o número ótimo de lags é 0. Contudo, como todos os restantes testes, (LR, FPE, AIC e HQ) indicam que devem ser 3 lags no modelo a escolha recairá sobre este valor. Depois deste passo

vamos proceder à aplicação do teste de Wald, teste de exclusão de *lags*. Neste, testamos as hipóteses H_0 : modelo VAR(p-1) contra H_1 : modelo VAR(p). O teste acaba a partir do *lag* em que não se rejeita H_0 . De acordo com o *output* do teste em anexo o *Joint P.Value* a partir do qual não se rejeitaria H_0 seria o correspondente a 4 lags, em que as hipóteses são H_0 : VAR(3) vs H_1 : VAR(4). Olhando para as conclusões dos testes, a escolha será baseada no número de *lags* obtido na maioria dos testes, que é de 3.

Uma das validações que asseguram o grau de confiança dos testes a efetuar às variáveis inseridas no VAR prende-se com os resíduos do modelo. Deste modo, serão efetuados alguns testes no sentido de averiguar a robustez do modelo. Para que o modelo esteja corretamente especificado os resíduos devem ser ruído branco.

Os outputs dos testes encontram-se no anexo D – 3. Rejeitar-se-á quando $P. Value < \alpha$.

Correlogramas dos resíduos – Indicam o grau de correlação de todas as variáveis para cada *lag*, devendo as barras que os constituem estar dentro das “bandas” superior e inferior, o que se verifica na maioria dos casos e demonstra que não existem problemas significativos nos resíduos. Os gráficos mais relevantes são os que se encontram na diagonal principal que testam a Auto correlação.

Teste LM de autocorrelação

H_0 : Não há autocorrelação nos resíduos

H_1 : Há autocorrelação nos resíduos

Os resultados expressos no anexo indicam que não existe autocorrelação em nenhum dos *lags* a 5%.

Teste de Normalidade – Método de Cholesky

H_0 : Os resíduos estão distribuídos normalmente

H_1 : Os resíduos não estão distribuídos normalmente.

Pela observação do output ($P. Value = 0.0467$) podemos inferir que para um α de 5% se conclui que os resíduos não estão normalmente distribuídos. Por norma é difícil conseguir assegurar a normalidade dos resíduos. Contudo, pode concluir-se que estão normalmente distribuídos a 1%.

Teste de heterocedasticidade de White - sem termos cruzados

H0: Os resíduos são homocedásticos

H1: Os resíduos são heterocedásticos

O resultado do teste sugere que a 5 % não existe heterocedasticidade nos resíduos ($P. Value = 0.3441$)

Após a aplicação destes testes para averiguar se o modelo estimado se assume ou não como sólido e capaz de produzir relações de causalidade confiáveis estima-se que, de facto, reúna as condições necessárias para o ser. Pode então dizer-se que os resíduos são ruído branco. Desta forma, indo de encontro ao propósito primário desta dissertação vamos tentar encontrar os efeitos que cada variável produz nas outras considerando os canais que estabelecemos como objeto de investigação.

A causalidade à Granger, a função impulso resposta (FIR) e a decomposição da variância são os mecanismos que vêm tentar dar resposta sobre se existem ou não as referidas relações de causalidade estatística e com que espaçamento no tempo é que estas acontecem.

Os testes de causalidade à Granger pretendem determinar se o comportamento de uma variável causa a evolução de outra variável. Genericamente, as hipóteses no teste são as que se seguem, com a regra de decisão habitual (Rejeitar H0 quando $P. Value < \alpha$ de 5 % por defeito)

H0: Variável 1 não causa à Granger (NCG) variável 2

H1: Variável 1 causa à Granger (CG) variável 2

Daqui pode acontecer que 1 cause 2, que 2 cause 1, que causem uma à outra em simultâneo ou que nenhuma cause a outra.

Quadro 1.8 Testes de causalidade à Granger

	Proc Agr		OT's a 1 ano		PSI20	
Variável	P. Value	Causalidade	P. Value	Causalidade	P. Value	Causalidade
EONIA	0,107	NCG	0,0019	CG	-	-
Proc Agr	-	-	-	-	0,2946	NCG
OT's a 1 ano	-	-	-	-	0,0899	NCG

O quadro acima expõe os *P. Values* dos testes de CG para os possíveis efeitos que nos interessam dados os canais em estudo. Deve ser interpretado da esquerda para a direita (avaliar impacto da variável na primeira coluna na variável nas colunas à direita). Assim, pelos valores verifica-se que a EONIA NCG a Procura Agregada (*P. Value* de 0.107 > 5%) e CG as Obrigações do Tesouro a 1 ano (*P. Value* de 0.0019 < 5%). Verifica-se também que a Procura Agregada NCG o PSI20 (*P. Value* de 0.2946 > 5%), enquanto que as Obrigações do tesouro NCG o PSI20 (*P. Value* de 0.0899 > 5%), pode no entanto afirmar-se que CG a 10%.

❖ O output do teste de causalidade à Granger pode ser consultado no anexo E.

Função Impulso Resposta (FIR)

A FIR avalia qual a reação das variáveis a um choque exógeno ao modelo estimado, apresentando a evolução ao longo dos vários períodos seguintes. Primeiro olhamos para a FIR generalizada (com respostas acumuladas) tentando inferir que causalidades relevantes lá se encontram expressas. Tratando-se um choque exógeno, estima-se também a FIR com ordem de Cholesky (com respostas acumuladas), na qual se coloca em primeiro lugar a procura agregada por se considerar que será a última a reagir ao choque na economia, seguida de EONIA, obrigações do tesouro e PSI20.

❖ Os outputs correspondentes encontram-se no anexo E – 2

Vamos concentrar-nos nas possíveis relações que interessam para os canais em análise

1- FIR generalizada (com respostas acumuladas)

Canal: a) EONIA → Procura Agregada → PSI20

Recorrendo ao gráfico correspondente verifica-se que um impulso na taxa EONIA não tem efeito na procura agregada nos dois primeiros trimestres, assumindo a partir daí um efeito negativo crescente que vai sendo cada vez mais forte até ao último trimestre (onde atinge quase significância estatística).

Um impulso na procura agregada causa um aumento do índice do PSI20 que é nulo no primeiro trimestre, mas que aumenta gradualmente a partir desse ponto e é quase significativo (a dois desvios-padrão) daí em diante.

Canal: b) EONIA → Obrigações do Tesouro a 1 ano → PSI20

As obrigações do tesouro respondem a um impulso na EONIA de modo moderado nos primeiros três trimestres, assumindo maior impacto a partir do quarto trimestre com tendência crescente a um ritmo relativamente lento.

O impacto de um impulso das obrigações do tesouro no PSI 20 é quase nulo no primeiro trimestre e afeta negativamente com pouca expressão até ao terceiro trimestre, tendo a partir daí um efeito acumulado crescente e quase significativo (a dois desvios padrão).

Convém lembrar que se tratam de efeitos acumulados, pelo que os efeitos em prazos mais alargados agregam os efeitos anteriores. O mesmo acontece com a FIR abaixo.

2- FIR com ordem de *Cholesky* (com respostas acumuladas)

Canal: a) EONIA → Procura Agregada → PSI20

Como podemos observar no gráfico um impulso da EONIA tem um efeito negativo médio na procura agregada no quarto trimestre que se acentua ligeiramente nos períodos seguintes

A procura agregada tem um impacto modesto e não estatisticamente significativo no PSI20 no momento um, que cresce ligeiramente até ao terceiro trimestre, mantém-se estagnado no quarto e sobe a partir do quinto a um ritmo reduzido até ao décimo trimestre.

Canal: b) EONIA → Obrigações do Tesouro a 1 ano → PSI20

As Obrigações do Tesouro reagem positivamente a um impulso da EONIA de um modo estatisticamente significativo, a partir do segundo trimestre, sem aumento de impacto no terceiro trimestre, para depois subir moderadamente e de modo relativamente constante até ao último trimestre em análise.

Um impulso das Obrigações do Tesouro tem um efeito negativo quase estatisticamente significativo no PSI20 no primeiro trimestre, que se mantém no segundo trimestre e assume daí em diante um aumento contido sucessivamente até ao último trimestre,

Os impactos evidenciados por cada um dos métodos (FIR generalizada e com ordem de *Cholesky*) apresentam poucas diferenças, pelo que nos levam a reunir as mesmas conclusões de impacto no PSI20.

Decomposição da Variância (DV)

A DV tem como intuito determinar qual a proporção da previsão da variância dos erros de cada variável que pode ser explicada por choques exógenos às outras variáveis. Utilizou-se a ordenação de *Cholesky*, com a procura agregada em primeiro lugar, seguida de EONIA, Obrigações do tesouro e PSI20.

Os gráficos correspondentes encontram-se no anexo E – 3

Vamos mais uma vez concentrar-nos nos canais que nos interessam particularmente:

Canal: a) EONIA → Procura Agregada → PSI20

A variância do erro de previsão da Procura Agregada não é explicada no primeiro trimestre pela EONIA, vindo a ter significado no terceiro trimestre, que assume tendência crescente a partir desse ponto até assumir um peso de cerca de 20% no décimo trimestre.

O mesmo peso da Procura Agregada no PSI20 não tem expressão no primeiro trimestre, tendo um valor crescente até ao terceiro trimestre, estabilizando a partir daí para um impacto de pouco menos de 20%.

Canal: b) EONIA → Obrigações do Tesouro a 1 ano → PSI20

A variância do erro de previsão das Obrigações do Tesouro é explicada pela EONIA no primeiro trimestre de modo pouco significativo, apresentando tendência crescente até ao

segundo trimestre, onde se mantém estável com um peso de impacto que está próximo, mas abaixo de 20%.

O impacto das Obrigações do Tesouro no PSI20 é relativamente constante e moderado ao longo dos trimestres, assumindo um peso entre 5 e 6%.

À luz dos testes realizados, podemos afirmar que os canais em estudo são importantes para explicar a flutuação do PSI20, já que se encontrou evidência sua influência no mesmo tanto na função impulso resposta, como na decomposição da variância.

V - Notas Finais e Conclusão

Após a explicitação do modelo VAR e a realização dos diversos testes é necessário reunir as principais conclusões dos mesmos e apresentar uma resposta à pergunta à qual propôs responder. Olhando para os testes de causalidade à *Granger* estima-se que o comportamento da EONIA não ajude a prever a Procura agregada (ainda que a 11% de significância ajude a prever). Ao invés, intui-se que a o comportamento da EONIA ajude a prever o comportamento da taxa das Obrigações do Tesouro. Estima-se também que o comportamento da Procura agregada e da taxa das Obrigações do Tesouro não ajudem a prever o comportamento do PSI20. No caso da Função Impulso resposta, encontra-se evidência de significado no canal que engloba a Procura agregada, com um desfasamento de 4 trimestres para o impacto da EONIA na Procura agregada, que depois vai influenciar o PSI20 de modo pouco marcante. Já no canal que engloba as Obrigações do Tesouro, verifica-se uma reação significativa da taxa das Obrigações do Tesouro ao impulso da EONIA ao fim de dois trimestres, que depois exerce um efeito negativo no PSI20, ainda que não muito acentuado. Daqui podemos retirar que o segundo canal é aquele com maior contributo (significância estatística) para o impacto da política monetária no mercado acionista. No caso da decomposição da variância o impacto varia no período temporal, mas no geral o canal que inclui a procura agregada gera impacto nas duas sequências que representam quase 20% da variância do erro da variável influenciada (apesar de estarmos a falar de efeitos sentidos em prazos mais alargados), ao passo que no canal que inclui as Obrigações do Tesouro o impacto é menor na segunda metade onde o peso do impacto das OT's na variância dos erros do PSI20 não vai além de cerca de 5%. Assim, os choques na Procura agregada acabam por causar maior variabilidade inesperada na bolsa do que os choques sobre as obrigações do tesouro.

Estes resultados sugerem que os efeitos estimados por canal que estavam implícitos na formulação de hipóteses desta dissertação existem e contribuem para a influência da política monetária (avaliada com a variação da taxa EONIA), no mercado acionista (representado pelo índice do PSI20). Pelo que se acabou de descrever, existe evidência que o canal com a taxa das Obrigações do Tesouro exerça impacto a mais curto prazo em relação ao outro canal, do qual faz parte a Procura agregada. Uma vez que se encontra evidência de que as variáveis presentes nestes canais (seguindo a sequência estabelecida) assumem relevância no impacto da evolução da bolsa em Portugal, estes são indicadores cuja tendência será interessante acompanhar sob o

ponto de vista dos investidores em Portugal, por forma a antecipar reações vindouras do PSI20 a esse efeito e adequar a sua posição consoante a expectativa inerente.

Apesar das relações de causalidade que apurámos, o efeito presente nas variáveis apresenta-se curto para aquele que será o efeito global no PSI20, dando a entender que existem outros mecanismos de propagação da política monetária até ao PSI20 para além daqueles que tivemos em conta nesta análise. Apesar disso, confirma-se que estes canais são parte integrante desses mecanismos e como tal assumem relevância no estudo desta temática. De notar que a reação pouco acentuada do PSI20 às outras variáveis neste estudo pode estar relacionada com o período trimestral utilizado, uma vez que pode ser um horizonte temporal muito alargado para avaliar os seus efeitos. É possível que, caso se usasse dados mensais ou diários, os resultados fossem diferentes. Outro fator que pode ter sido determinante e que de algum modo deverá ter tido impacto em certas variáveis económicas cuja evolução se associa à do PSI20 é da implementação de política monetária alternativa, derivada do valor historicamente baixo da taxa de referência do BCE. Após o contágio da crise internacional e subsequentes eventos que causaram fragilidades nos mercados financeiros internacionais, houve por vezes necessidade de estimular a economia. Ora, se em circunstâncias normais isso podia ser feito com a redução da taxa de referência, estando o valor da mesma tão baixo, houve necessidade de recorrer a políticas alternativas que conduzissem ao mesmo fim, sobretudo a programas de *quantitative easing* nos quais o banco central compra títulos ao mercado, aumentando a base monetária e massa monetária, assim como a liquidez geral na economia. Assume-se que isso tenha impactado no PSI20 e que por isso diminua a peso da repercussão dos canais que aqui foram explorados.

O PSI20, como qualquer mercado acionista, é passível de ser afetado por inúmeros fatores e diversos motivos. Assim, a evolução desta variável é suscetível de ser altamente volátil e imprevisível. Por esta razão, para além do que foi referido no parágrafo anterior, reunimos algumas explicações daquilo que poderá ter influenciado o PSI20 nos últimos anos, considerando efeitos nacionais e internacionais, sejam eles mais ou menos lógicos.

Simenta e Dionísio (2013) realizaram um estudo com o intuito de avaliar a influência de alguns indicadores económicos (domésticos e estrangeiros) no PSI20. Encontram evidência que variáveis como o índice de produção industrial na Alemanha, o índice de produção industrial e a variação da taxa de desemprego nos Estados Unidos influenciam a rendibilidade do PSI20.

Prorokowski (2013) pretende determinar quais os efeitos do contágio da crise financeira, expondo a fragilidade dos mercados financeiros de cada país a choques internacionais. Os autores encontram evidência de que o contágio teve lugar em diferentes fases, gerando uma onda crescente de incerteza que afetou cada vez mais países, agravado com sinais negativos das agências de *rating*. Contudo, o efeito não é proporcional por todos os países. No caso de Portugal, por ser um país com défice fiscal, taxa de inflação irregular e excessiva dívida externa foi severamente afetado com a crise internacional.

Os efeitos que aqui são referidos indicam que, para além daqueles já esperados (maioritariamente domésticos), existem outros de carácter internacional, que se fazem sentir a diferentes prazos e de diferentes modos. Conforme foi referido na secção II a informação disponível para os investidores também influencia a volatilidade do mercado acionista. Estes argumentos sustentam a conclusão aqui tirada de que os canais estudados, apesar de significativos, não são suficientes para explicar a evolução do PSI20.

Outra avaliação que é pertinente acrescentar é a de efetuar uma comparação entre os efeitos associados à causalidade que foi apurada através dos testes com aqueles que de um modo geral estavam expressos nos *papers* que identificámos como relevantes e foram incluídos na revisão da literatura, na secção III. Independentemente do grau do impacto de cada canal, pode concluir-se que os resultados do estudo aqui efetuado com o VAR vão de encontro aqueles explícitos nos *papers* da revisão. Estima-se em ambos os casos que uma subida da taxa de juro aumente a taxa de juro das obrigações do tesouro e subsequentemente faça descer o preço das ações. Apesar de não haver um suporte sólido do canal da procura agregada (nenhum *paper* refere se refere diretamente à procura agregada) assume-se que dados os restringimentos referidos nalguns *papers*, esses façam diminuir o consumo e o investimento fazendo os preços das ações cair posteriormente.

Importa referir que o período em análise não é muito amplo, o que de algum modo poderá ter condicionado os outputs dos diversos testes realizados nas várias fases deste estudo. Contudo, atendendo aos resultados dos testes que comprovam a robustez do modelo, é admissível que se tenha estas conclusões como válidas ainda que possa existir espaço a mais investigação sobre o tema, incidindo um período mais alargado bem como diferentes perspetivas que complementem o trabalho aqui realizado. Para além da abrangência do horizonte temporal

considerado nesta dissertação ser reduzido, uma das conclusões que se tira é que apesar de importantes para explicar a variação do PSI20, estes canais revelaram-se insuficientes para explicar a essa variação com um nível de robustez que assegure uma elevada proporção dos canais. Existindo outros mecanismos que ajudam a explicar a oscilação da bolsa, seria interessante que se realizasse um estudo que procurasse encontrar qual o peso que outros canais têm na variação do PSI20, numa tentativa de aliar os seus efeitos aos que se identificam nesta análise, assegurando assim uma análise mais sólida e estruturada das maneiras possíveis que determinadas variáveis têm de influenciar o PSI20.

Fontes de dados

Bloomberg

https://www.ine.pt/xportal/xmain?xpid=INE&xpgid=ine_cnacionais2010&perfil=220674402&INST=220616736&contexto=am

http://sdw.ecb.europa.eu/quickview.do?SERIES_KEY=198.EON.D.EONIA_TO.RATE

Bibliografia

- Ahmad, w. Bhanumurthy, N.R. Sehgal S (2014) 'The Eurozone crisis and its contagion effects on the European stockmarkets', *Studies in Economics and Finance*, Vol. 31 No. 3, 2014, pp. 325-352
- Alves, T., & Graça, M. L. (2013). 'Market Risk Information Disclosure: a Case of Companies Within Psi 20'. *Revista Universo Contábil*, 163–184.
- Becher, D. A., Jensen, G. R., & Mercer, J. M. (2008). 'Monetary policy indicators as predictors as predictors of stock returns'. *Journal of Financial Research*, 31(4), 357–379.
- Bohl, M. T., Siklos, P. L., & Sondermann, D. (2008). 'European stock markets and the ECB's monetary policy surprises'. *International Finance*, 11(2), 117–130.
- Bredin, D., Hyde, S., Nitzsche, D., & O'reilly, O. (2009). 'European monetary policy surprises: the aggregate and sectoral market response', *International journal of finance and economics*, 14: 156–171
- Bredin, D., Hyde, S., & Reilly, G. O. (2010). 'Monetary policy surprises and international bond markets'. *Journal of International Money and Finance*, 29(6), 988–1002.
- Chauvet, M. (1999) 'Stock market fluctuations and the business cycle' *Journal of Economic and Social Measurement*, 1998/1999, No. 25, 235–257
- Comissão Europeia (2015), Análise anual do crescimento para 2016 – Reforçar a retoma e fomentar a convergência.
- Comissão Europeia (2016), Documento de trabalho dos serviços da comissão – Relatório relativo a Portugal 2016
- Demiralp, S., & Yilmaz, K. (2012). 'Asymmetric response to monetary policy surprises at the long-end of the yield curve'. *Journal of Macroeconomics*, 34(2), 404–418.
- Euronext (2015), *A Bolsa Portuguesa, Factos e Números 2014*
- Euronext (2016), *Newsletter Trimestral da Euronext 1T*
- Gregoriou, A., Kontonikas, A., MacDonald, R., & Montagnoli, A. (2009). 'Monetary policy shocks and stock returns: Evidence from the british Market'. *Financial Markets and Portfolio Management*, 23(4), 401–410.
- Kishor, N. K., & Marfatia, H. A. (2013). 'Does federal funds futures rate contain information about the treasury bill rate?', *Applied Financial Economics*, 2013, 23(16), 1311–1324.
- Laopodis, N. (2009) 'Dynamic linkages between monetary policy and the stock market', *Review of Quantitative Finance and Accounting* vol. 35, issue 3, pages 271-293

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

Prorokowski, L. (2013). 'Lessons from financial crisis contagion simulation in Europe'. *Studies in Economics and Finance*, 30(2), 159–188.

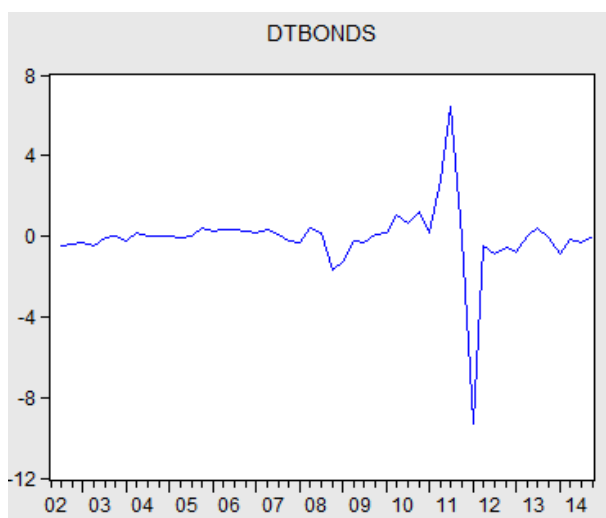
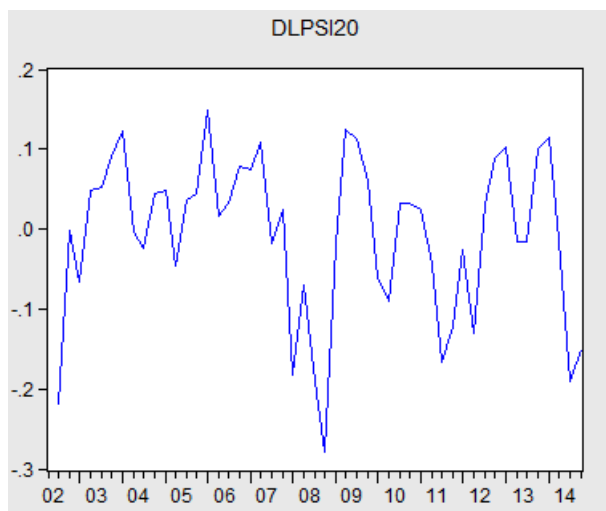
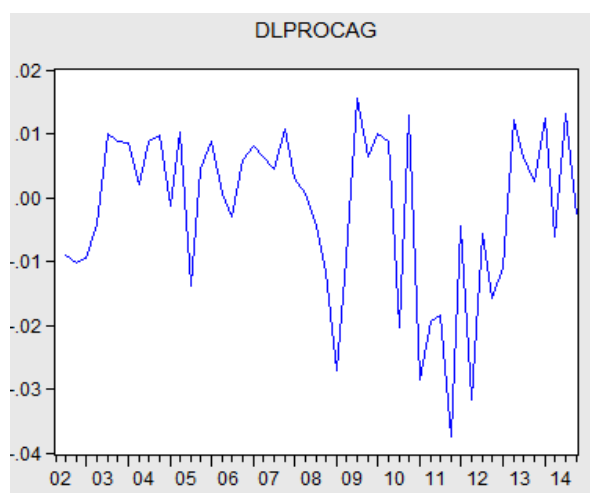
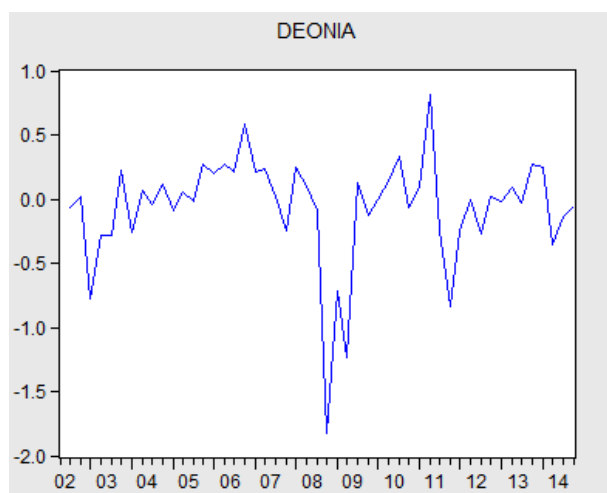
Ruiz, J. (2015) 'Response of Spanish stock market to ECB monetary policy during financial crisis', *The Spanish Review of Financial Economics* 13 (2015) 41–47

Simenta, T., Dionísio, A. (2013). 'Análise da Influência dos indicadores económicos nacionais e internacionais no PSI20', *Cadernos do Mercado de Valores Mobiliários*, No 46, 88-106

Sousa, R. (2014) 'The effects of monetary policy in a small open economy: the case of Portugal', *Applied Economics*, 2014, Vol. 46, No. 2, 240–251

Anexo A – Gráficos das séries temporais

❖ Em diferenças



Anexo B – Testes de Raízes Unitárias

Os testes foram aplicados usando as definições que aparecem por omissão

1. Variáveis em níveis

EONIA

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on EONIA				
Null Hypothesis: EONIA has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)				
		t-Statistic		Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.506906		0.5218
Test critical values:	1% level	-3.571310		
	5% level	-2.922449		
	10% level	-2.599224		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(EONIA)				
Method: Least Squares				
Date: 10/05/16 Time: 13:18				
Sample (adjusted): 2002Q4 2014Q4				
Included observations: 49 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EONIA(-1)	-0.065121	0.043215	-1.506906	0.1387
D(EONIA(-1))	0.349191	0.138367	2.523661	0.0151
C	0.076935	0.100413	0.766190	0.4475
R-squared	0.142029	Mean dependent var	-0.066857	
Adjusted R-squared	0.104726	S.D. dependent var	0.430234	
S.E. of regression	0.407083	Akaike info criterion	1.099669	
Sum squared resid	7.622951	Schwarz criterion	1.215495	
Log likelihood	-23.94190	Hannan-Quinn criter.	1.143613	
F-statistic	3.807425	Durbin-Watson stat	2.132638	
Prob(F-statistic)	0.029503			

Phillips-Perron Unit Root Test on EONIA				
Null Hypothesis: EONIA has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)				
		Adj. t-Stat		Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-1.394827		0.5775
Test critical values:	1% level	-3.568308		
	5% level	-2.921175		
	10% level	-2.598551		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				
				0.173675
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				0.298742
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(EONIA)				
Method: Least Squares				
Date: 10/09/16 Time: 18:53				
Sample (adjusted): 2002Q3 2014Q4				
Included observations: 50 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EONIA(-1)	-0.046324	0.043934	-1.054389	0.2970
C	0.020195	0.102198	0.197606	0.8442
R-squared	0.022637	Mean dependent var	-0.066920	
Adjusted R-squared	0.002275	S.D. dependent var	0.425821	
S.E. of regression	0.425337	Akaike info criterion	1.167306	
Sum squared resid	8.683740	Schwarz criterion	1.243787	
Log likelihood	-27.18266	Hannan-Quinn criter.	1.196431	
F-statistic	1.111736	Durbin-Watson stat	1.337627	
Prob(F-statistic)	0.296983			

KPSS Unit Root Test on EONIA				
Null Hypothesis: EONIA is stationary				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)				
			LM-Stat.	
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic			0.598924	
Asymptotic critical values*:	1% level		0.739000	
	5% level		0.463000	
	10% level		0.347000	
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				
				1.895718
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				
				9.244173
KPSS Test Equation				
Dependent Variable: EONIA				
Method: Least Squares				
Date: 10/05/16 Time: 15:25				
Sample: 2002Q2 2014Q4				
Included observations: 51				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.846510	0.194716	9.483088	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var	1.846510	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	1.390551	
S.E. of regression	1.390551	Akaike info criterion	3.516690	
Sum squared resid	96.68161	Schwarz criterion	3.554569	
Log likelihood	-88.67560	Hannan-Quinn criter.	3.531165	
Durbin-Watson stat	0.094214			

Log da Procura Agregada

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LPROCAG				
Null Hypothesis: LPROCAG has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.410287	0.5696	
Test critical values:	1% level	-3.574446		
	5% level	-2.923780		
	10% level	-2.599925		
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LPROCAG)				
Method: Least Squares				
Date: 10/09/16 Time: 18:05				
Sample (adjusted): 2003Q1 2014Q4				
Included observations: 48 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPROCAG(-1)	-0.043798	0.031056	-1.410287	0.1655
D(LPROCAG(-1))	0.196724	0.137116	1.434724	0.1584
D(LPROCAG(-2))	0.439756	0.142615	3.083524	0.0035
C	0.469447	0.333172	1.409021	0.1659
R-squared	0.252124	Mean dependent var	-0.001551	
Adjusted R-squared	0.201133	S.D. dependent var	0.013083	
S.E. of regression	0.011694	Akaike info criterion	-5.979889	
Sum squared resid	0.006017	Schwarz criterion	-5.823955	
Log likelihood	147.5173	Hannan-Quinn criter.	-5.920961	
F-statistic	4.944438	Durbin-Watson stat	2.103247	
Prob(F-statistic)	0.004806			

KPSS Unit Root Test on LPROCAG	
Null Hypothesis: LPROCAG is stationary	
Exogenous: Constant	
Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)	
	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.448447
Asymptotic critical values*: 1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)	
Residual variance (no correction)	0.003249
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.017141

KPSS Test Equation				
Dependent Variable: LPROCAG				
Method: Least Squares				
Date: 10/09/16 Time: 18:08				
Sample: 2002Q2 2014Q4				
Included observations: 51				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.72317	0.008061	1330.313	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var	10.72317	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.057564	
S.E. of regression	0.057564	Akaike info criterion	-2.852409	
Sum squared resid	0.165683	Schwarz criterion	-2.814530	
Log likelihood	73.73643	Hannan-Quinn criter.	-2.837934	
Durbin-Watson stat	0.050386			

Phillips-Perron Unit Root Test on LPROCAG				
Null Hypothesis: LPROCAG has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)				
	Adj. t-Stat	Prob.*		
Phillips-Perron test statistic	-0.735681	0.8280		
Test critical values:	1% level	-3.568308		
	5% level	-2.921175		
	10% level	-2.598551		
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)		0.000163		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.000350		
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(LPROCAG)				
Method: Least Squares				
Date: 10/09/16 Time: 18:06				
Sample (adjusted): 2002Q3 2014Q4				
Included observations: 50 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPROCAG(-1)	-0.005246	0.032713	-0.160376	0.8733
C	0.054390	0.350844	0.155028	0.8774
R-squared	0.000536	Mean dependent var	-0.001876	
Adjusted R-squared	-0.020287	S.D. dependent var	0.012914	
S.E. of regression	0.013045	Akaike info criterion	-5.801703	
Sum squared resid	0.008168	Schwarz criterion	-5.725222	
Log likelihood	147.0426	Hannan-Quinn criter.	-5.772579	
F-statistic	0.025720	Durbin-Watson stat	1.398537	
Prob(F-statistic)	0.873258			

Impacto da política monetária no mercado acionista em Portugal

Obrigações do tesouro a 1 ano

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on TBONDS

Null Hypothesis: TBONDS has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.398212	0.0158
Test critical values: 1% level	-3.571310	
5% level	-2.922449	
10% level	-2.599224	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(TBONDS)
Method: Least Squares
Date: 10/05/16 Time: 13:26
Sample (adjusted): 2002Q4 2014Q4
Included observations: 49 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TBONDS(-1)	-0.331063	0.097423	-3.398212	0.0014
D(TBONDS(-1))	0.375891	0.138792	2.708297	0.0095
C	0.968659	0.373947	2.590362	0.0128

R-squared	0.233347	Mean dependent var	-0.062347
Adjusted R-squared	0.200014	S.D. dependent var	1.755309
S.E. of regression	1.569982	Akaike info criterion	3.799275
Sum squared resid	113.3828	Schwarz criterion	3.915101
Log likelihood	-90.08224	Hannan-Quinn criter.	3.843219
F-statistic	7.000541	Durbin-Watson stat	1.861406
Prob(F-statistic)	0.002217		

Phillips-Perron Unit Root Test on TBONDS

Null Hypothesis: TBONDS has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 2 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.713371	0.0789
Test critical values: 1% level	-3.568308	
5% level	-2.921175	
10% level	-2.598551	

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

Residual variance (no correction)	2.630383
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	3.268750

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(TBONDS)
Method: Least Squares
Date: 10/05/16 Time: 16:01
Sample (adjusted): 2002Q3 2014Q4
Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TBONDS(-1)	-0.234447	0.095394	-2.457674	0.0176
C	0.643605	0.373231	1.724416	0.0911

R-squared	0.111772	Mean dependent var	-0.070820
Adjusted R-squared	0.093267	S.D. dependent var	1.738338
S.E. of regression	1.655289	Akaike info criterion	3.885007
Sum squared resid	131.5192	Schwarz criterion	3.961488
Log likelihood	-95.12517	Hannan-Quinn criter.	3.914131
F-statistic	6.040160	Durbin-Watson stat	1.435962
Prob(F-statistic)	0.017647		

KPSS Unit Root Test on TBONDS

Null Hypothesis: TBONDS is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.075695
Asymptotic critical values*: 1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

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

Residual variance (no correction)	6.052256
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	17.18588

KPSS Test Equation
Dependent Variable: TBONDS
Method: Least Squares
Date: 10/05/16 Time: 16:02
Sample: 2002Q2 2014Q4
Included observations: 51

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.992804	0.347915	8.602103	0.0000

R-squared	0.000000	Mean dependent var	2.992804
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	2.484613
S.E. of regression	2.484613	Akaike info criterion	4.677524
Sum squared resid	308.6650	Schwarz criterion	4.715403
Log likelihood	-118.2769	Hannan-Quinn criter.	4.691998
Durbin-Watson stat	0.480521		

Impacto da política monetária no mercado acionista em Portugal

Log do PSI20

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LPSI20

Null Hypothesis: LPSI20 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.127306	0.2352
Test critical values: 1% level	-3.571310	
5% level	-2.922449	
10% level	-2.599224	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LPSI20)
Method: Least Squares
Date: 10/05/16 Time: 13:25
Sample (adjusted): 2002Q4 2014Q4
Included observations: 49 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPSI20(-1)	-0.104584	0.049162	-2.127306	0.0388
D(LPSI20(-1))	0.509119	0.124423	4.091845	0.0002
C	0.931002	0.438216	2.124526	0.0390
R-squared	0.285001	Mean dependent var	-0.002730	
Adjusted R-squared	0.253914	S.D. dependent var	0.097306	
S.E. of regression	0.084049	Akaike info criterion	-2.055566	
Sum squared resid	0.324954	Schwarz criterion	-1.939740	
Log likelihood	53.36136	Hannan-Quinn criter.	-2.011622	
F-statistic	9.167892	Durbin-Watson stat	1.798318	
Prob(F-statistic)	0.000446			

Phillips-Perron Unit Root Test on LPSI20

Null Hypothesis: LPSI20 has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.372141	0.5885
Test critical values: 1% level	-3.568308	
5% level	-2.921175	
10% level	-2.598551	

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

Residual variance (no correction)	0.009793
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.014164

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LPSI20)
Method: Least Squares
Date: 10/05/16 Time: 15:41
Sample (adjusted): 2002Q3 2014Q4
Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPSI20(-1)	-0.058788	0.057637	-1.019958	0.3129
C	0.516599	0.513603	1.005834	0.3195
R-squared	0.021213	Mean dependent var	-0.007051	
Adjusted R-squared	0.000822	S.D. dependent var	0.101040	
S.E. of regression	0.100998	Akaike info criterion	-1.708245	
Sum squared resid	0.489633	Schwarz criterion	-1.631764	
Log likelihood	44.70612	Hannan-Quinn criter.	-1.679120	
F-statistic	1.040315	Durbin-Watson stat	0.964170	
Prob(F-statistic)	0.312862			

KPSS Unit Root Test on LPSI20

Null Hypothesis: LPSI20 is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.260791
Asymptotic critical values*: 1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

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

Residual variance (no correction)	0.062944
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.287269

KPSS Test Equation
Dependent Variable: LPSI20
Method: Least Squares
Date: 10/05/16 Time: 15:57
Sample: 2002Q2 2014Q4
Included observations: 51

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.900106	0.035481	250.8445	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var	8.900106	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.253382	
S.E. of regression	0.253382	Akaike info criterion	0.111576	
Sum squared resid	3.210120	Schwarz criterion	0.149454	
Log likelihood	-1.845176	Hannan-Quinn criter.	0.126050	
Durbin-Watson stat	0.156608			

Testes de raízes unitárias com Tendência

EONIA

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on EONIA				
Null Hypothesis: EONIA has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.142376	0.5100	
Test critical values:	1% level	-4.156734		
	5% level	-3.504330		
	10% level	-3.181826		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(EONIA)				
Method: Least Squares				
Date: 10/23/16 Time: 16:33				
Sample (adjusted): 2002Q4 2014Q4				
Included observations: 49 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EONIA(-1)	-0.126682	0.059132	-2.142376	0.0376
D(EONIA(-1))	0.379071	0.137954	2.747802	0.0086
C	0.412504	0.244324	1.688350	0.0983
@TREND(2002Q2)	-0.008454	0.005627	-1.502518	0.1399
R-squared	0.183015	Mean dependent var	-0.066857	
Adjusted R-squared	0.128550	S.D. dependent var	0.430234	
S.E. of regression	0.401630	Akaike info criterion	1.091535	
Sum squared resid	7.258792	Schwarz criterion	1.245970	
Log likelihood	-22.74262	Hannan-Quinn criter.	1.150128	
F-statistic	3.360196	Durbin-Watson stat	2.187930	
Prob(F-statistic)	0.026814			

Phillips-Perron Unit Root Test on EONIA				
Null Hypothesis: EONIA has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-1.980004	0.5977
Test critical values:			1% level	-4.152511
			5% level	-3.502373
			10% level	-3.180699
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)			0.169536	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)			0.297910	
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(EONIA)				
Method: Least Squares				
Date: 10/23/16 Time: 16:38				
Sample (adjusted): 2002Q3 2014Q4				
Included observations: 50 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EONIA(-1)	-0.091840	0.061072	-1.503809	0.1393
C	0.264063	0.249479	1.058458	0.2953
@TREND(2002Q2)	-0.006207	0.005794	-1.071212	0.2895
R-squared	0.045930	Mean dependent var	-0.066920	
Adjusted R-squared	0.005332	S.D. dependent var	0.425821	
S.E. of regression	0.424685	Akaike info criterion	1.183185	
Sum squared resid	8.476781	Schwarz criterion	1.297906	
Log likelihood	-26.57962	Hannan-Quinn criter.	1.226871	
F-statistic	1.131324	Durbin-Watson stat	1.311544	
Prob(F-statistic)	0.331232			

KPSS Unit Root Test on EONIA		
Null Hypothesis: EONIA is stationary Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.109740
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000
	5% level	0.146000
	10% level	0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)		
Residual variance (no correction) 0.948218 HAC corrected variance (Bartlett kernel) 4.183316		

KPSS Test Equation Dependent Variable: EONIA Method: Least Squares Date: 10/23/16 Time: 16:40 Sample: 2002Q2 2014Q4 Included observations: 51				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.499741	0.274176	12.76456	0.0000
@TREND(2002Q2)	-0.066129	0.009451	-6.997347	0.0000
R-squared	0.499810	Mean dependent var	1.846510	
Adjusted R-squared	0.489603	S.D. dependent var	1.390551	
S.E. of regression	0.993439	Akaike info criterion	2.863138	
Sum squared resid	48.35913	Schwarz criterion	2.938896	
Log likelihood	-71.01001	Hannan-Quinn criter.	2.892087	
F-statistic	48.96287	Durbin-Watson stat	0.183727	
Prob(F-statistic)	0.000000			

2. Variáveis em diferenças dEONIA

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(EONIA)				
Null Hypothesis: D(EONIA) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.944020	0.0002
Test critical values:				
	1% level		-3.571310	
	5% level		-2.922449	
	10% level		-2.599224	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(EONIA,2)				
Method: Least Squares				
Date: 10/18/16 Time: 00:34				
Sample (adjusted): 2002Q4 2014Q4				
Included observations: 49 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(EONIA(-1))	-0.684282	0.138406	-4.944020	0.0000
C	-0.045640	0.059665	-0.764930	0.4481
R-squared	0.342136	Mean dependent var		0.000347
Adjusted R-squared	0.328139	S.D. dependent var		0.503311
S.E. of regression	0.412549	Akaike info criterion		1.107038
Sum squared resid	7.999254	Schwarz criterion		1.184255
Log likelihood	-25.12242	Hannan-Quinn criter.		1.136334
F-statistic	24.44333	Durbin-Watson stat		2.083389
Prob(F-statistic)	0.000010			

Phillips-Perron Unit Root Test on D(EONIA)				
Null Hypothesis: D(EONIA) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-4.908510	0.0002
Test critical values:	1% level	-3.571310		
	5% level	-2.922449		
	10% level	-2.599224		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				0.163250
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				0.156351
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(EONIA,2)				
Method: Least Squares				
Date: 10/18/16 Time: 00:49				
Sample (adjusted): 2002Q4 2014Q4				
Included observations: 49 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(EONIA(-1))	-0.684282	0.138406	-4.944020	0.0000
C	-0.045640	0.059665	-0.764930	0.4481
R-squared	0.342136	Mean dependent var		0.000347
Adjusted R-squared	0.328139	S.D. dependent var		0.503311
S.E. of regression	0.412549	Akaike info criterion		1.107038
Sum squared resid	7.999254	Schwarz criterion		1.184255
Log likelihood	-25.12242	Hannan-Quinn criter.		1.136334
F-statistic	24.44333	Durbin-Watson stat		2.083389
Prob(F-statistic)	0.000010			

KPSS Unit Root Test on D(EONIA)	
Null Hypothesis: D(EONIA) is stationary	
Exogenous: Constant	
Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)	
	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.065094
Asymptotic critical values*:	1% level
	5% level
	10% level
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)	
Residual variance (no correction)	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	

KPSS Test Equation				
Dependent Variable: D(EONIA)				
Method: Least Squares				
Date: 10/18/16 Time: 00:46				
Sample (adjusted): 2002Q3 2014Q4				
Included observations: 50 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.066920	0.060220	-1.111255	0.2719
R-squared	0.000000	Mean dependent var	-0.066920	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.425821	
S.E. of regression	0.425821	Akaike info criterion	1.150203	
Sum squared resid	8.884866	Schwarz criterion	1.188444	
Log likelihood	-27.75509	Hannan-Quinn criter.	1.164766	
Durbin-Watson stat	1.368556			

Impacto da política monetária no mercado acionista em Portugal

dLogProAgr

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LPROCAG)

Null Hypothesis: D(LPROCAG) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.690414	0.0831
Test critical values: 1% level	-3.574446	
5% level	-2.923780	
10% level	-2.599925	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LPROCAG,2)
Method: Least Squares
Date: 10/18/16 Time: 00:52
Sample (adjusted): 2003Q1 2014Q4
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPROCAG(-1))	-0.439999	0.163543	-2.690414	0.0100
D(LPROCAG(-1),2)	-0.386823	0.139091	-2.781088	0.0079
C	-0.000416	0.001736	-0.239383	0.8119
R-squared	0.452235	Mean dependent var		0.000159
Adjusted R-squared	0.427890	S.D. dependent var		0.015629
S.E. of regression	0.011821	Akaike info criterion		-5.977345
Sum squared resid	0.006289	Schwarz criterion		-5.860395
Log likelihood	146.4563	Hannan-Quinn criter.		-5.933149
F-statistic	18.57600	Durbin-Watson stat		2.042635
Prob(F-statistic)	0.000001			

KPSS Unit Root Test on D(LPROCAG)

Null Hypothesis: D(LPROCAG) is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.199597
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

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

Residual variance (no correction)	0.000163
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000348

KPSS Test Equation
Dependent Variable: D(LPROCAG)
Method: Least Squares
Date: 10/18/16 Time: 00:54
Sample (adjusted): 2002Q3 2014Q4
Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001876	0.001826	-1.026962	0.3095
R-squared	0.000000	Mean dependent var		-0.001876
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		0.012914
S.E. of regression	0.012914	Akaike info criterion		-5.841167
Sum squared resid	0.008172	Schwarz criterion		-5.802927
Log likelihood	147.0292	Hannan-Quinn criter.		-5.826605
Durbin-Watson stat	1.405180			

Phillips-Perron Unit Root Test on D(LPROCAG)

Null Hypothesis: D(LPROCAG) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-5.299735	0.0001
Test critical values: 1% level	-3.571310	
5% level	-2.922449	
10% level	-2.599224	

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

Residual variance (no correction)	0.000151
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000191

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LPROCAG,2)
Method: Least Squares
Date: 10/18/16 Time: 00:53
Sample (adjusted): 2002Q4 2014Q4
Included observations: 49 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPROCAG(-1))	-0.705732	0.138928	-5.079857	0.0000
C	-0.001183	0.001813	-0.652695	0.5171
R-squared	0.354439	Mean dependent var		0.000129
Adjusted R-squared	0.340704	S.D. dependent var		0.015467
S.E. of regression	0.012559	Akaike info criterion		-5.876874
Sum squared resid	0.007413	Schwarz criterion		-5.799657
Log likelihood	145.9834	Hannan-Quinn criter.		-5.847578
F-statistic	25.80495	Durbin-Watson stat		2.223760
Prob(F-statistic)	0.000006			

Impacto da política monetária no mercado acionista em Portugal

dObrigações do Tesouro

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(TBONDS)				
Null Hypothesis: D(TBONDS) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-6.146585	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.574446	
	5% level		-2.923780	
	10% level		-2.599925	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TBONDS,2)				
Method: Least Squares				
Date: 10/18/16 Time: 00:56				
Sample (adjusted): 2003Q1 2014Q4				
Included observations: 48 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TBONDS(-1))	-1.081549	0.175959	-6.146585	0.0000
D(TBONDS(-1),2)	0.354881	0.139286	2.547861	0.0143
C	-0.062802	0.239806	-0.261885	0.7946
R-squared	0.475116	Mean dependent var		0.007875
Adjusted R-squared	0.451787	S.D. dependent var		2.241279
S.E. of regression	1.659474	Akaike info criterion		3.911340
Sum squared resid	123.9235	Schwarz criterion		4.028290
Log likelihood	-90.87217	Hannan-Quinn criter.		3.955536
F-statistic	20.36657	Durbin-Watson stat		1.945900
Prob(F-statistic)	0.000001			

Phillips-Perron Unit Root Test on D(TBONDS)				
Null Hypothesis: D(TBONDS) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 10 (Newey-West using Bartlett kernel)				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-5.654700	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.571310	
	5% level		-2.922449	
	10% level		-2.599224	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)				2.894824
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				1.049905
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(TBONDS,2)				
Method: Least Squares				
Date: 10/18/16 Time: 00:56				
Sample (adjusted): 2002Q4 2014Q4				
Included observations: 49 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TBONDS(-1))	-0.797910	0.142771	-5.588737	0.0000
C	-0.047660	0.248394	-0.191874	0.8487
R-squared	0.399238	Mean dependent var		0.010327
Adjusted R-squared	0.386456	S.D. dependent var		2.217876
S.E. of regression	1.737241	Akaike info criterion		3.982434
Sum squared resid	141.8464	Schwarz criterion		4.059651
Log likelihood	-95.56963	Hannan-Quinn criter.		4.011730
F-statistic	31.23398	Durbin-Watson stat		1.857248
Prob(F-statistic)	0.000001			

KPSS Unit Root Test on D(TBONDS)				
Null Hypothesis: D(TBONDS) is stationary				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				0.072569
Asymptotic critical values*:	1% level			0.739000
	5% level			0.463000
	10% level			0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				2.961382
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				2.270456
KPSS Test Equation				
Dependent Variable: D(TBONDS)				
Method: Least Squares				
Date: 10/18/16 Time: 00:57				
Sample (adjusted): 2002Q3 2014Q4				
Included observations: 50 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.070820	0.245838	-0.288076	0.7745
R-squared	0.000000	Mean dependent var		-0.070820
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		1.738338
S.E. of regression	1.738338	Akaike info criterion		3.963533
Sum squared resid	148.0691	Schwarz criterion		4.001774
Log likelihood	-98.08833	Hannan-Quinn criter.		3.978095
Durbin-Watson stat	1.594634			

Impacto da política monetária no mercado acionista em Portugal

dLogPSI20

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LPSI20)

Null Hypothesis: D(LPSI20) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.360191	0.0010
Test critical values:		
1% level	-3.571310	
5% level	-2.922449	
10% level	-2.599224	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LPSI20,2)
Method: Least Squares
Date: 10/18/16 Time: 00:58
Sample (adjusted): 2002Q4 2014Q4
Included observations: 49 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPSI20(-1))	-0.548837	0.125874	-4.360191	0.0001
C	-0.000868	0.012460	-0.069625	0.9448
R-squared	0.288000	Mean dependent var	0.001398	
Adjusted R-squared	0.272851	S.D. dependent var	0.102194	
S.E. of regression	0.087144	Akaike info criterion	-2.002547	
Sum squared resid	0.356923	Schwarz criterion	-1.925329	
Log likelihood	51.06239	Hannan-Quinn criter.	-1.973251	
F-statistic	19.01126	Durbin-Watson stat	1.724222	
Prob(F-statistic)	0.000070			

Phillips-Perron Unit Root Test on D(LPSI20)

Null Hypothesis: D(LPSI20) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.335067	0.0011
Test critical values:		
1% level	-3.571310	
5% level	-2.922449	
10% level	-2.599224	

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

Residual variance (no correction)	0.007284
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.007065

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LPSI20,2)
Method: Least Squares
Date: 10/18/16 Time: 01:00
Sample (adjusted): 2002Q4 2014Q4
Included observations: 49 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPSI20(-1))	-0.548837	0.125874	-4.360191	0.0001
C	-0.000868	0.012460	-0.069625	0.9448
R-squared	0.288000	Mean dependent var	0.001398	
Adjusted R-squared	0.272851	S.D. dependent var	0.102194	
S.E. of regression	0.087144	Akaike info criterion	-2.002547	
Sum squared resid	0.356923	Schwarz criterion	-1.925329	
Log likelihood	51.06239	Hannan-Quinn criter.	-1.973251	
F-statistic	19.01126	Durbin-Watson stat	1.724222	
Prob(F-statistic)	0.000070			

KPSS Unit Root Test on D(LPSI20)

Null Hypothesis: D(LPSI20) is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.138478
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

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

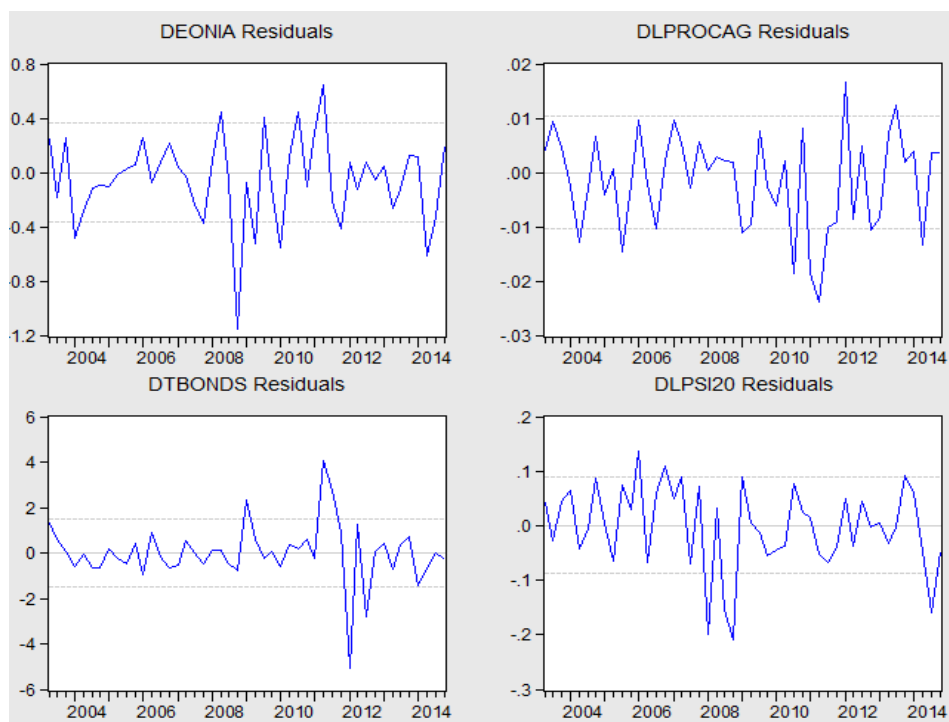
Residual variance (no correction)	0.010005
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.014342

KPSS Test Equation
Dependent Variable: D(LPSI20)
Method: Least Squares
Date: 10/18/16 Time: 01:02
Sample (adjusted): 2002Q3 2014Q4
Included observations: 50 after adjustments

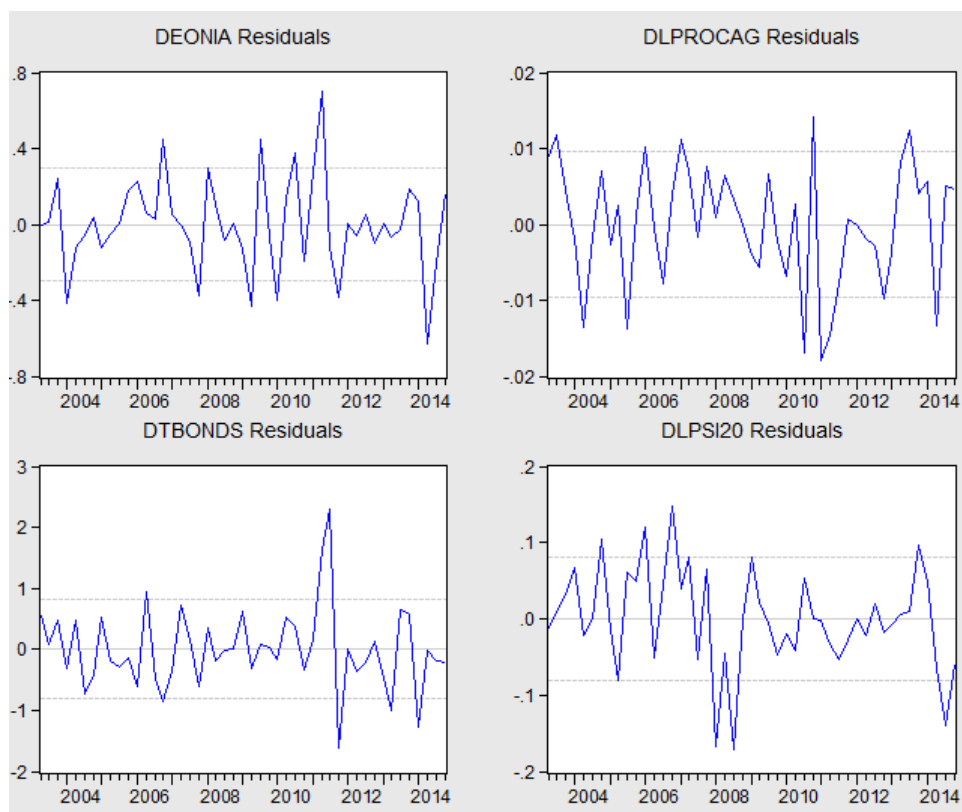
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.007051	0.014289	-0.493477	0.6239
R-squared	0.000000	Mean dependent var	-0.007051	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.101040	
S.E. of regression	0.101040	Akaike info criterion	-1.726803	
Sum squared resid	0.500245	Schwarz criterion	-1.688563	
Log likelihood	44.17008	Hannan-Quinn criter.	-1.712241	
Durbin-Watson stat	1.002292			

Anexo C – Gráfico dos resíduos do modelo

Com as variáveis em diferenças



Com as variáveis em diferenças e introdução de variáveis dummy.



Anexo D – Modelo VAR1. Critérios de Informação; Testes *Lag Length Criteria: Lags to Include* – 4

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: DEONIA DLPROCAG DTBONDS DLPSI20

Exogenous variables: C D_EONIA_08Q4 D_TBONDS_12Q1

Date: 10/16/16 Time: 12:15

Sample: 2002Q2 2014Q4

Included observations: 46

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	102.7863	NA	2.27e-07	-3.947232	-3.470195*	-3.768531
1	130.5642	47.10153	1.37e-07	-4.459311	-3.346225	-4.042343
2	153.5258	34.94156	1.04e-07	-4.761989	-3.012854	-4.106753
3	175.1729	29.17653*	8.68e-08*	-5.007516*	-2.622331	-4.114011*
4	180.4691	6.217285	1.54e-07	-4.542133	-1.520900	-3.410361

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

2. Teste de Wald

VAR Lag Exclusion Wald Tests

Date: 10/16/16 Time: 12:18

Sample: 2002Q2 2014Q4

Included observations: 46

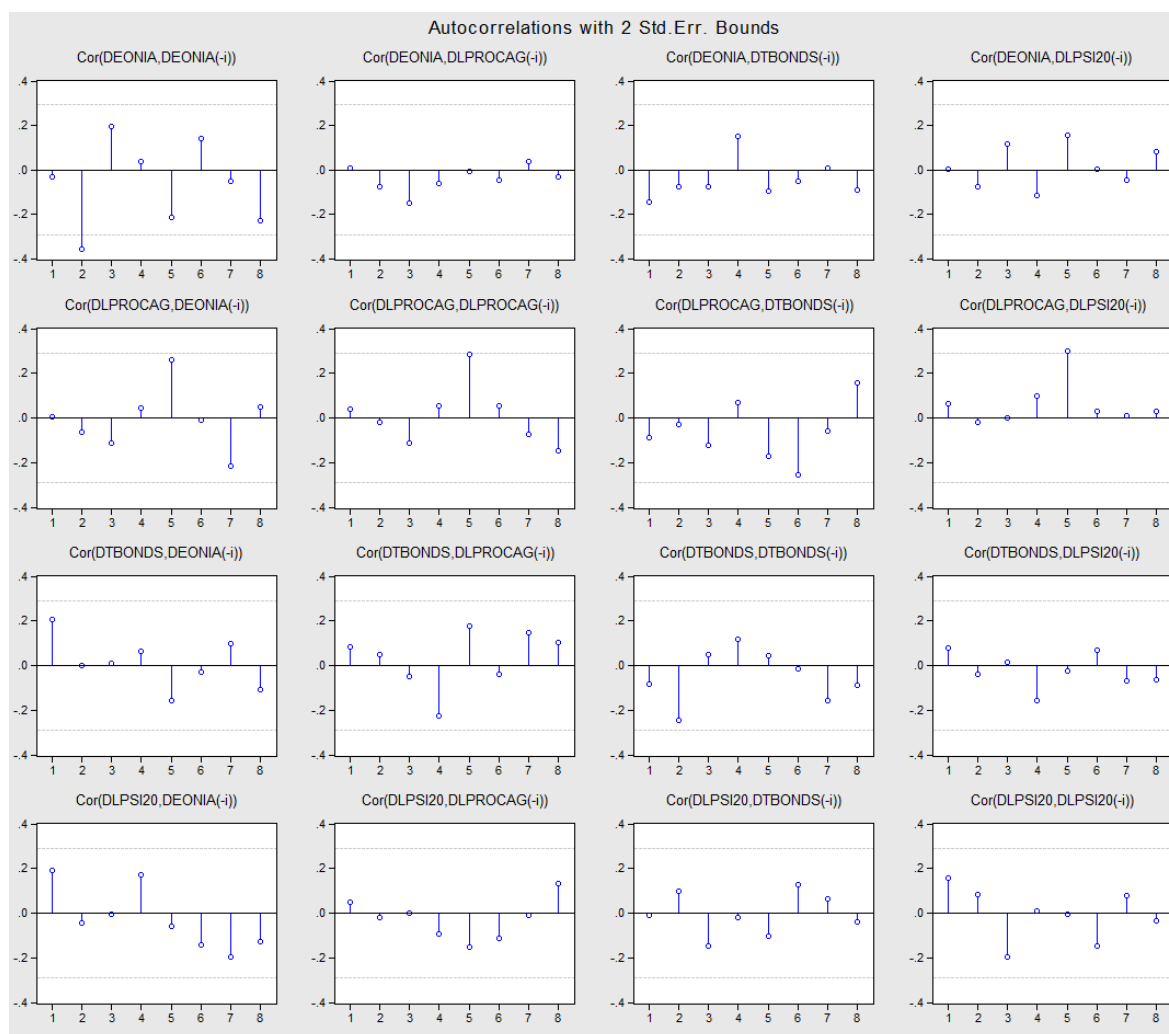
Chi-squared test statistics for lag exclusion:

Numbers in [] are p-values

	DEONIA	DLPROCAG	DTBONDS	DLPSI20	Joint
Lag 1	9.363856 [0.052621]	8.056706 [0.089523]	35.57058 [3.55e-07]	6.692120 [0.153081]	70.70077 [7.52e-09]
Lag 2	4.171733 [0.383263]	15.01034 [0.004680]	8.702442 [0.068983]	4.043661 [0.400129]	33.16046 [0.007037]
Lag 3	4.373502 [0.357811]	6.379222 [0.172561]	8.862923 [0.064619]	7.018773 [0.134899]	30.07181 [0.017633]
Lag 4	1.899110 [0.754309]	2.054560 [0.725724]	0.986893 [0.911777]	1.460954 [0.833535]	6.541419 [0.981122]
df	4	4	4	4	16

3. Testes aos Resíduos

Correlogramas dos Resíduos



Teste LM de Autocorrelação

VAR Residual Serial Correlation LM T...
 Null Hypothesis: no serial correlation ...
 Date: 10/16/16 Time: 13:31
 Sample: 2002Q2 2014Q4
 Included observations: 47

Lags	LM-Stat	Prob
1	18.12847	0.3164
2	24.89996	0.0716
3	21.01289	0.1780
4	14.13066	0.5890

Probs from chi-square with 16 df.

Impacto da política monetária no mercado acionista em Portugal

Teste de Normalidade

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 10/16/16 Time: 13:32
 Sample: 2002Q2 2014Q4
 Included observations: 47

T Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.058267	0.026595	1	0.8705
2	-0.267931	0.562331	1	0.4533
3	0.364890	1.042965	1	0.3071
4	-0.355818	0.991751	1	0.3193
Joint		2.623641	4	0.6226

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	1.764333	2.990125	1	0.0838
2	1.201969	6.331124	1	0.0119
3	2.332232	0.873248	1	0.3501
4	1.783859	2.896375	1	0.0888
Joint		13.09087	4	0.0108

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	3.016719	2	0.2213
2	6.893455	2	0.0318
3	1.916213	2	0.3836
4	3.888125	2	0.1431
Joint	15.71451	8	0.0467

Teste de heterocedasticidade de White - sem termos cruzados

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
 Date: 10/16/16 Time: 13:41
 Sample: 2002Q2 2014Q4
 Included observations: 47

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
268.5778	260	0.3441

Individual components:

Dependent	R-squared	F(26,20)	Prob.	Chi-sq(26)	Prob.
res1*res1	0.529837	0.866862	0.6388	24.90233	0.5245
res2*res2	0.512019	0.807124	0.6999	24.06491	0.5723
res3*res3	0.814692	3.381856	0.0035	38.29051	0.0569
res4*res4	0.511393	0.805103	0.7020	24.03546	0.5739
res2*res1	0.650400	1.431084	0.2073	30.56878	0.2447
res3*res1	0.855416	4.551071	0.0005	40.20455	0.0372
res3*res2	0.758529	2.416367	0.0234	35.65084	0.0983
res4*res1	0.316231	0.355756	0.9929	14.86287	0.9598
res4*res2	0.455938	0.644636	0.8547	21.42911	0.7195
res4*res3	0.767608	2.540821	0.0180	36.07756	0.0903

Anexo E

1. Causalidade à Granger

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 10/16/16 Time: 20:35

Sample: 2002Q2 2014Q4

Included observations: 47

Dependent variable: DEONIA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLPROCAG	1.379024	3	0.7105
DTBONDS	6.282425	3	0.0986
DLPSI20	1.420771	3	0.7007
All	12.45680	9	0.1888

Dependent variable: DLPROCAG

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DEONIA	6.096410	3	0.1070
DTBONDS	3.948098	3	0.2671
DLPSI20	14.10286	3	0.0028
All	32.34371	9	0.0002

Dependent variable: DTBONDS

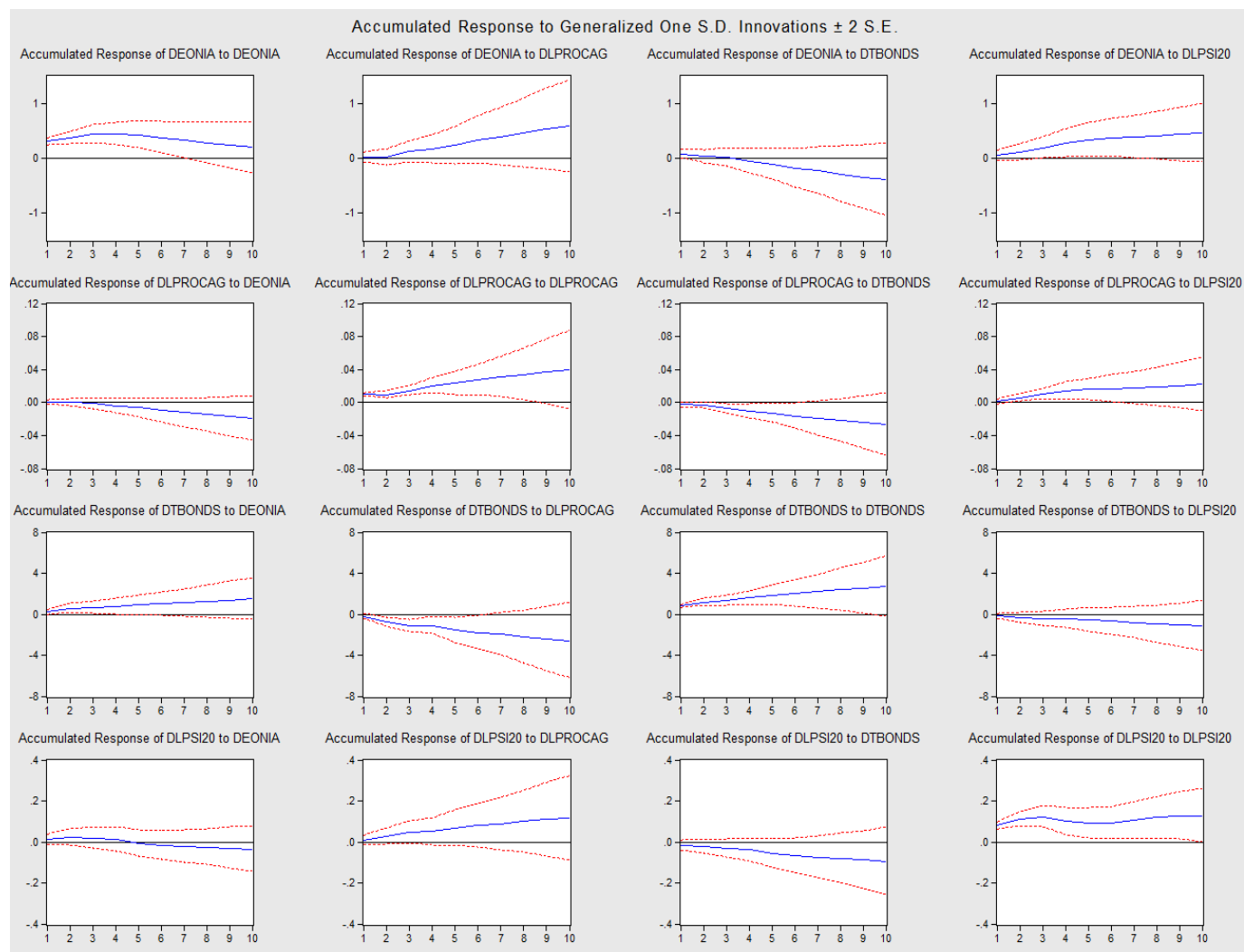
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DEONIA	14.94259	3	0.0019
DLPROCAG	20.92796	3	0.0001
DLPSI20	5.846259	3	0.1193
All	38.35419	9	0.0000

Dependent variable: DLPSI20

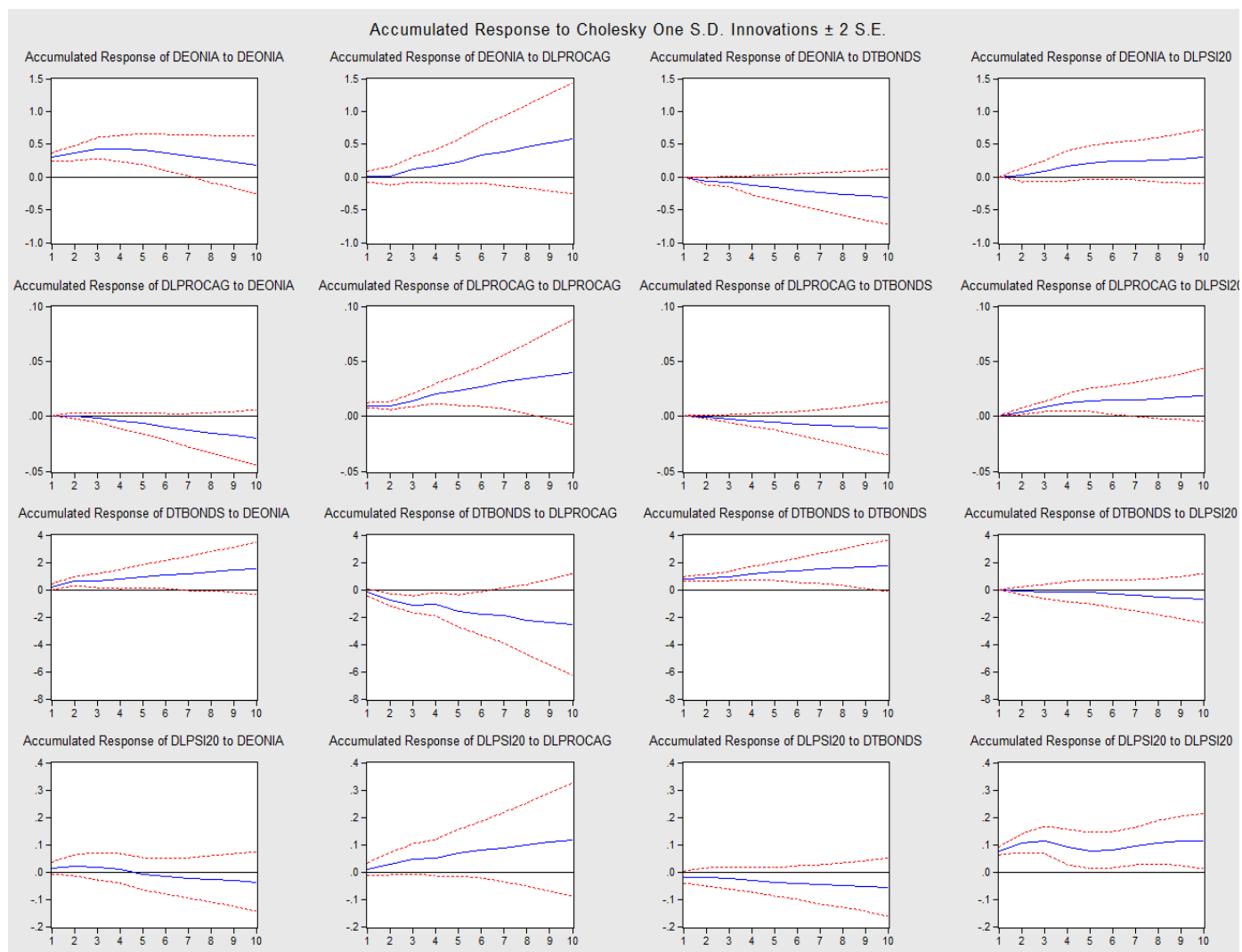
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DEONIA	1.577744	3	0.6644
DLPROCAG	3.709382	3	0.2946
DTBONDS	6.494642	3	0.0899
All	9.500522	9	0.3924

2. Função Impulso Resposta

a) *Generalized* (Respostas Acumuladas)



b) Ordem de Cholesky



3. Decomposição da variância

