

O impacto da evolução do Índice de Preços em Portugal e na Zona Euro no PSI 20



Instituto Universitário de Lisboa

Escola de Ciências Sociais e Humanas

Departamento de Economia Política

**O impacto da evolução do Índice de
Preços em Portugal e na Zona Euro no
PSI 20**

Fábio Sousa Batista

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 - Escola de Ciências Sociais e Humanas, Departamento de
Economia Política

Setembro 2017

Agradecimentos

Antes de tudo, gostaria de prestar um forte agradecimento a todos os que, de certa forma, ajudaram-me ou contribuíram para a realização desta dissertação.

Em primeiro lugar, um agradecimento especial aos meus familiares que permitiram que este momento na minha vida fosse possível.

Em segundo lugar, agradeço ao meu orientador, Doutor Sérgio Lagoa, pelos conselhos, participação e ajuda sempre que possível para o aperfeiçoamento da minha dissertação.

Também, igualmente, um agradecimento forte a todos os meus amigos e colegas pelo apoio durante a realização desta tese de mestrado.

Resumo

A seguinte dissertação pretende estudar a relação entre o índice de preços, em Portugal e na Zona Euro, e o mercado acionista português – o PSI 20. A partir dos pressupostos fisherianos até aos estudos empíricos da atualidade a relação entre as variáveis tem sido amplamente estudada, mas nem sempre com conclusões similares, variando tendo em conta principalmente o mercado e o espaço temporal. Com o objetivo de perceber como interagem estas variáveis no contexto português, entre janeiro de 1999 e dezembro de 2015, esta dissertação utiliza um modelo VAR para responder a várias perguntas à volta deste tema. A inflação antecipa o comportamento do PSI 20? O PSI 20 reage mais a choques nas variações da inflação portuguesa ou da Zona Euro? Existe efeito de longo prazo da inflação no mercado acionista português? Os resultados sugerem que os índices de preços têm um impacto positivo na taxa de juro (Euribor a 3 meses) no longo prazo, o índice de preços da Zona Euro prevê o comportamento do mercado acionista, ao contrário do índice de preços de Portugal, e que uma subida da inflação em Portugal reduz o mercado acionista menos do que um aumento similar na inflação da Zona Euro.

Palavras-chave: mercado acionista, inflação, Portugal, Zona Euro, VAR, regra de Taylor, teoria de Fisher.

Classificação JEL: C01, C51, E31, E44

Abstract

The following dissertation intends to study the relationship between the price index, in Portugal and in the Eurozone, and the Portuguese stock market – the PSI 20. From the fisher theory assumptions until the most recent empirical studies the relationship between these variables have been widely studied, but not always with the same conclusions, varying taking into account mainly the stock market and the time sample. In order to understand how these variables interact in the Portuguese context, between January 1999 and December 2015, this dissertation applies a VAR model to answer several questions around this topic. Does inflation predict the PSI 20 behavior? Does PSI 20 react more to shocks in the changes of inflation in Portugal or in the Eurozone? Is there a long-term effect of inflation in the Portuguese stock market? The empirical results suggest that both consumer price indices have a positive impact on interest rates (3 month Euribor) on the long-term, the Eurozone consumer price index predicts the behavior of the stock market, unlike the Portuguese consumer price index, and that a rise in inflation in Portugal reduces the stock prices less than a similar increase in Eurozone inflation.

Keywords: stock market, inflation, Portugal, Eurozone, VAR, Taylor rule, Fisher equation.

JEL Classification: C01, C51, E31, E44

Índice

1. Introdução.....	1
2. Análise das Séries.....	4
2.1. Portugal Stock Index – Mercado Acionista Português.....	4
2.2. Inflação em Portugal.....	6
2.3. Inflação na Zona Euro.....	6
2.4. Estatísticas Descritivas.....	7
2.5. Correlação das Séries.....	8
3. Enquadramento Teórico.....	9
4. Revisão da Literatura.....	13
5. Dados.....	19
6. Metodologia.....	20
6.1. Modelo VAR.....	20
6.2. Testes de Raízes Unitárias.....	21
6.2.1. Teste <i>Augmented Dickey-Fuller</i> (ADF).....	22
6.2.2. Teste Phillips-Peron (PP).....	22
6.2.3. Teste Kwiatkowski Phillips Schmidt Shin (KPSS).....	23
6.3. Testes de Cointegração.....	23
6.4. Causalidade à Granger.....	26
6.5. Função Impulso-Resposta.....	26
6.6. Decomposição da Variância.....	26
7. Resultados Empíricos.....	27
7.1. Testes de Estacionariedade.....	27
7.2. Testes de Cointegração.....	29
7.2.1 Análise Gráfica da Cointegração.....	30
7.2.2 Escolha do <i>lag</i> ótimo.....	30
7.2.2.1 Lag Length Criteria.....	31
7.2.2.2 Lag Exclusion Tests.....	32
7.2.3 Método de Johansen.....	33
7.2.4 Equação Cointegrada de Longo Prazo.....	35
7.3 Causalidade à Granger.....	39
7.4 Funções Impulso-Resposta (FIR).....	40
7.5 Decomposição da Variância.....	42
7.6 Análise de Sensibilidade.....	43
8. Conclusões.....	45

Lista de Gráficos

Gráfico 1: Portugal Stock Index 20 (Pontos de índice), 1999-2015.....	5
Gráfico 2: Inflação em Portugal (Índice Harmonizado de Preços no Consumidor (Base - 2015)), 1999-2015.....	6
Gráfico 3: Inflação na Zona Euro (Índice Harmonizado de Preços no Consumidor (Base - 2015)), 1999-2015.....	7
Gráfico 4: Análise de Cointegração (Logaritmos das variáveis)	30
Gráfico 5: Resultados principais da FIR (<i>Generalized Impulse - Accumulated</i>).....	41
Gráfico 6: Resultados principais da FIR (<i>Cholesky - Accumulated</i>)	42
Gráfico 7: Resultados principais da decomposição da variância.....	43

Lista de Tabelas

Tabela 1: Estatísticas Descritivas das variáveis.....	7
Tabela 2: Correlação entre as variáveis.....	8
Tabela 3: Resumo dos resultados dos testes de estacionaridade e raízes unitárias.....	28
Tabela 4: Resultado Empírico da escolha de lag ótimo (<i>Lag Length Criteria</i>) no Modelo com o índice de preços de Portugal.....	31
Tabela 5: Resultado Empírico da escolha de lag ótimo (<i>Lag Length Criteria</i>) no Modelo com o índice de preços da Zona Euro.....	31
Tabela 6: Resultado Empírico da escolha de lag ótimo (<i>Lag Exclusion Tests</i>) no Modelo com o índice de preços de Portugal.....	32
Tabela 7: Resultado Empírico da escolha de lag ótimo (<i>Lag Exclusion Tests</i>) no Modelo com o índice de preços de Portugal.....	32
Tabela 8: Resultado Empírico do Método de Johansen.....	34
Tabela 9: Teste aos Coeficientes da Equação de Longo Prazo.....	37
Tabela 10: Resultados do teste de Block Exogeneity Wald (Modelo IHPC PT).....	39
Tabela 11: Resultados do teste de Block Exogeneity Wald (Modelo IHPC ZE).....	39

Lista de Anexos

Anexo A: Relação de cointegração no modelo com o índice de preços de Portugal.....	54
Anexo B: Relação de cointegração no modelo com o índice de preços da Zona Euro.....	54
Anexo C: Relação de cointegração no modelo com o índice de preços de Portugal.....	54
Anexo D: Relação de cointegração no modelo com o índice de preços da Zona Euro.....	54
Anexo E: Resultados do teste de Block Exogeneity Wald (Modelo com o índice de preços de Portugal).....	55
Anexo F: Resultados do teste de Block Exogeneity Wald (Modelo com o índice de preços da Zona Euro).....	56
Anexo G: Resultados da FIR (<i>Generalized Impulse - Accumulated Response</i>) - Modelo com o índice de preços de Portugal.....	57
Anexo H: Resultados da FIR (<i>Generalized Impulse - Accumulated Response</i>) - Modelo com o índice de preços da Zona Euro.....	57
Anexo I: Resultados da FIR (<i>Cholesky - Accumulated Response</i>) - Modelo com o índice de preços de Portugal.....	58
Anexo J: Resultados da FIR (<i>Cholesky - Accumulated Response</i>) - Modelo com o índice de preços da Zona Euro.....	58
Anexo K: Resultados principais da decomposição da variância - Modelo com o índice de preços de Portugal.....	59
Anexo L: Resultados principais da decomposição da variância - Modelo com o índice de preços da Zona Euro.....	59
Anexo M: Resultados da FIR (<i>Generalized Impulse - Accumulated Response</i>) - Modelo em Variações.....	60
Anexo N: Resultados da FIR (<i>Cholesky - Accumulated Response</i>) - Modelo em Variações.....	60
Anexo O: Resultados principais da decomposição da variância - Modelo em Variações.....	61

1. Introdução

O mercado acionista é um fator importante na economia de um país, mas é extremamente volátil e sensível a variações em diversos indicadores. Nos últimos anos verificaram-se, em Portugal e não só, vários acontecimentos que despoletaram reações no mercado acionista, com diferentes impactos e durações. Na imensidão de possíveis indicadores e fatores que podem influenciar o comportamento do mercado acionista, surge a necessidade de focar a atenção num elemento em especial – o índice de preços. A relevância do estudo deste indicador e a sua relação com o mercado acionista tem sido tema de análise recorrente desde que a teoria fisheriana foi apresentada por Irving Fisher em 1930, em que o autor previa que os retornos das ações sejam relacionados positivamente com a inflação esperada. Até à atualidade muitos estudos foram elaborados com o intuito de confirmar essa teoria, mas os resultados demonstram que a relação entre as variáveis pode ser de vários tipos (negativa ou sem relação), consoante o mercado ou o espaço temporal em questão.

Um dos objetivos e aspetos mais relevantes desta dissertação pode ser a capacidade dos efeitos que o nível de preços em Portugal pode ter nos preços das ações, desse modo, investidores terão mais uma ferramenta de estudo. Para além disso, o próprio BCE pode compreender de forma mais eficaz os efeitos que uma tomada de posição na sua política monetária pode ter na economia. Para alcançar os objetivos propostos desta dissertação foi levado a cabo um estudo empírico, com base num modelo econométrico e análise de séries, com o intuito de perceber se existe cointegração e causalidade entre as variáveis em estudo e de que forma interagem entre si. Desta forma, procura-se averiguar se o índice de preços no consumidor e o mercado acionista se relacionam, e qual o grau de influência dos choques, diferenciando entre os impactos no IPC Português e no IPC da Zona Euro.

Estudos relacionados com a temática desta dissertação demonstram resultados mistos, sendo mais uma razão de interesse e debate, com relações positivas, negativas e inconclusivas a serem encontradas para diferentes espaços temporais e para diferentes regiões e países. Existem essencialmente dois estudos em Portugal que abordaram a relação da inflação e do mercado acionista, ambos com a mesma conclusão: a relação entre o retorno das ações e o índice de preços é positivo. As diferenças para estes dois estudos estão relacionadas com o facto de Gonçalves (2012) ter abordado diversas

variáveis económicas (incluindo a inflação) e a sua relação com o PSI 20, mas utilizando o modelo de estimação dos mínimos quadrados ordinários (OLS). Por outro lado, Coelho (2005) utilizou a metodologia VAR para analisar a relação dos anúncios de inflação nos Estados Unidos e Portugal no retorno das ações no PSI 20.

O horizonte de tempo de análise deste estudo, de janeiro de 1999 a dezembro de 2015, é um período marcado por muita instabilidade, com o mercado acionista a assistir a duas “bolhas”, em 2000 e 2008, o nível de preços a passar por momento de inflação, desinflação e deflação, e a atividade económica a registar graves recessões entre 2008 e 2009 e entre 2011 e 2013. A juntar a estes factos, Portugal assistiu à adesão da moeda única, com a política monetária, a partir desse momento, estando a cargo do Banco Central Europeu (BCE), com um dos objetivos principais de manter as taxas de inflação abaixo, mas perto, de 2%.

O método a ser utilizado nesta dissertação é o modelo autorregressivo (VAR) e a sua variante VECM (modelo vetorial de correções de erros). A escolha do método é justificada pela necessidade de perceber como se relacionam o mercado acionista e o índice de preços no longo prazo e a intensidade dessa relação. Numa primeira fase serão aplicados dois modelos, um modelo com o índice de preços de Portugal, e outro modelo com o índice de preços da Zona Euro, e numa segunda fase, um modelo em variações (sem cointegração) com ambos os índices. Esta distinção surge devido à elevada correlação entre os dois índices de preços com as variáveis em níveis.

Os principais resultados desta dissertação demonstram a existência de uma equação aproximada da regra de Taylor a longo prazo, ou seja, os índices de preços têm um efeito positivo na taxa de juro (Euribor a 3 meses). Igualmente, foi possível apurar que o índice de preços prevê o comportamento do mercado acionista, e que uma subida da inflação em Portugal reduz o mercado acionista menos do que um aumento similar na inflação da Zona Euro.

A dissertação encontra-se dividida em oito capítulos. De seguida a esta introdução aborda-se o comportamento das variáveis durante o período da análise do estudo. No terceiro capítulo foca-se os pressupostos teóricos que estão relacionados com as variáveis em estudo, e no quarto capítulo apresenta-se uma exposição dos principais estudos empíricos relevantes para este tema, tanto em Portugal como no resto do mundo. Em

quinto lugar, são apresentados os dados em que se baseia a dissertação, no sexto capítulo é descrita a metodologia utilizada (onde são aplicados os métodos do modelo autorregressivo (VAR) e o modelo vetorial de correção de erros (VECM)), e no sétimo capítulo são demonstrados os resultados empíricos dos testes de raiz unitária, cointegração, causalidade, decomposição da variância e função impulso-resposta. Por fim, no último capítulo, procede-se à discussão dos resultados e a um sumário das principais conclusões da dissertação, tal como uma comparação com os resultados obtidos por outros testes subordinados ao mesmo tema.

2. Análise das Séries

2.1. Portugal Stock Index – Mercado Acionista Português

Ao longo destes 16 anos o mercado acionista português viveu momentos de euforia e de pânico (Gráfico 1), como é recorrente nos mercados acionistas de todo o mundo, apesar das características do mercado português, principalmente no que diz respeito à liquidez, número de investidores e número de empresas os efeitos sentidos foram em alguma medida similares a outros mercados mundiais.

Em fevereiro de 2000 registou-se a maior variação mensal positiva do índice (13,51%), tendo registado dois meses antes a segunda maior variação (10,49%). Esta variação acima da média é atribuída à bolha *dot-com*, que se verificou nos mercados acionistas dos países industrializados. O clima não se manteve durante muito tempo com a bolha especulativa a esvaziar-se em abril do ano 2000 com uma variação de -11,06%.

A bolha especulativa logo após esvaziar-se fez o mercado acionista português entrar numa espiral descendente. Desde meados do ano 2000 até ao segundo semestre de 2002 o mercado prosseguiu a tendência de descida, caindo cerca de 58% nesse período. A recuperação surgiu nos períodos subsequentes, com o índice a manter-se em ritmo de subida desde o final de 2002 até ao final de 2007, variando positivamente nesse período 157%.

Em setembro de 2008 deu-se a falência do *Lehman Brothers*, e verificou-se no mês de outubro o pior mês do período em análise, como uma variação negativa de 19,03%. O início de 2008 já dava sinais pouco auspiciosos com variações negativas de 10,17%, 6,90% e 9,43% nos meses de janeiro, fevereiro e junho. A crise do *subprime* fez-se notar, com o risco de crédito a atingir níveis historicamente altos, com repercussões graves no consumo que influenciaram diretamente os resultados das empresas.

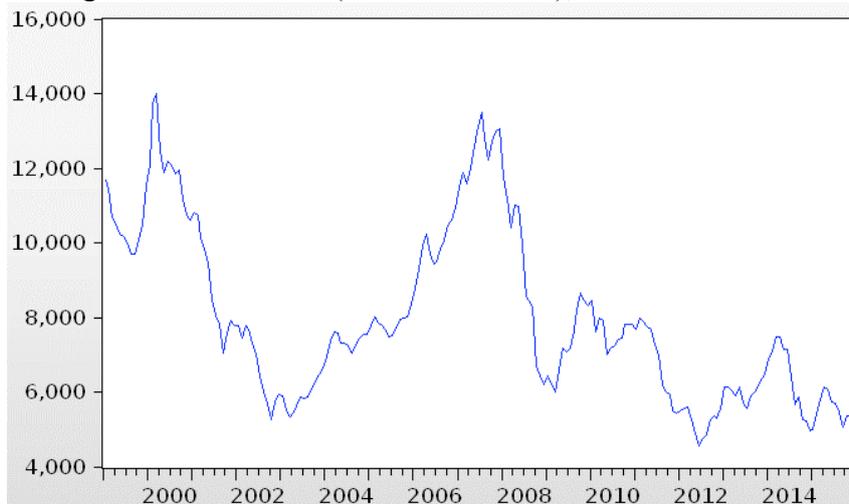
O período seguinte ao despontar da crise do *subprime* e da falência do *Lehman Brothers* proporcionou a amplamente conhecida “Grande Recessão”. No caso particular de Portugal foi necessário um Programa de Assistência Económica e Financeira com o apoio da União Europeia e do Fundo Monetário Internacional no valor de 78 mil milhões em 2011, com Portugal a ver o seu PIB recuar, desde essa intervenção até 2013, um total de 7,3%. O período de recuperação ocorreu em 2012, mas antes disso, viveram-se períodos

de instabilidade na economia portuguesa a que o mercado acionista não foi alheio, com variações mensais negativas consecutivas durante o ano de 2011, com o mês de fevereiro a ser a exceção (4,06%). O pior mês de 2011 ocorreu em Agosto com uma queda acentuada de 11,12%. No ano seguinte registaram-se melhorias, mas os meses entre abril e junho tiveram contrações de 6,39%, 6,81% e 6,79%, respetivamente.

As preocupações no mercado acionista voltaram-se a sentir ano de 2014, quando se registram-se quedas de 10,46%, 11,45% e 10,48% nos meses de julho, agosto e outubro, respetivamente. Isto deveu-se ao facto de o Banco Espírito Santo ter declarado falência, a qual foi anunciada no dia de 3 de agosto de 2014, que nos dias anteriores já tinha anunciado um prejuízo de 3,6 mil milhões de euros. No último ano da série o clima finalmente tornou-se estável, com o índice PSI20 a variar positivamente em relação ao registado no final de 2014.

Em suma, o PSI 20 sofreu muitas incidências ao longo destes últimos 16 anos, com os momentos de alarme a serem muito comuns, como podemos observar pelo gráfico x. O mercado acionista português em 1999 estava cotado à volta de 12000 pontos de índice caindo para pouco mais de 5000 pontos de índice em 2015, um dos valores mais baixos se tivermos em conta o período em análise, ou seja, em 16 anos o PSI 20 caiu cerca de 42%.

Gráfico 1: Portugal Stock Index 20 (Pontos de índice), 1999-2015.



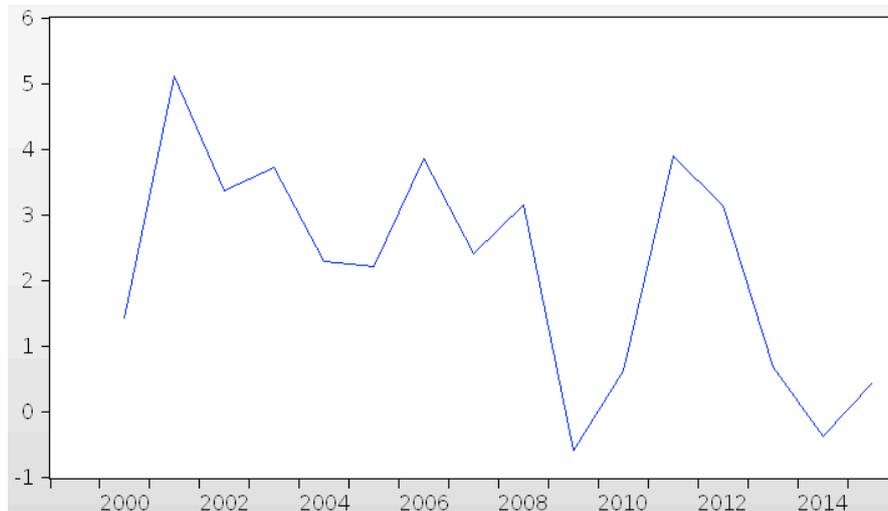
Fonte: Bloomberg Finance

2.2. Inflação em Portugal

Em termos de Inflação (obtida pela variação do Índice Harmonizado de Preços no Consumidor) é possível, a partir do gráfico 2, constatar que a sua evolução anual no período entre 1999 e 2015 foi sempre positiva (média de 2,20%), exceto no ano de 2009 (-0,59%) e 2014 (-0,39%) onde se verificaram ligeiras descidas no nível de preços.

As maiores variações ocorreram no ano de 2001 (5,10%), 2006 (3,85%) e 2011 (3,88%) e as menores variações em 2009 (-0,59%) e 2014 (-0,39%), verificando-se, assim, que a tendência nos últimos anos é de descida.

Gráfico 2: Inflação em Portugal (Índice Harmonizado de Preços no Consumidor (Base - 2015)), 1999-2015.



Fonte: Instituto Nacional de Estatística

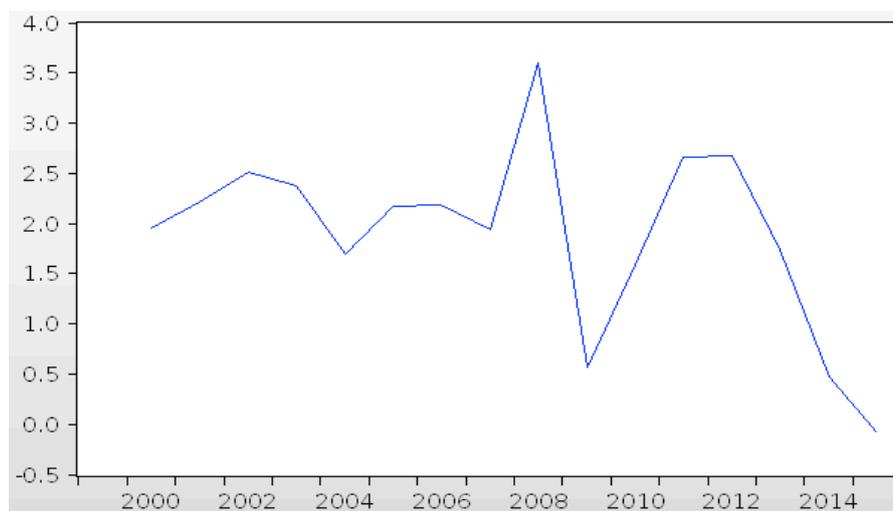
2.3. Inflação na Zona Euro

No conjunto dos estados-membros da Zona Euro o comportamento da inflação é mais estável, principalmente de 1999 a 2007, com variações na ordem dos 2%, um valor definido pelo Banco Central Europeu como aceitável desde que não ultrapasse esse valor no médio prazo.

A instabilidade na inflação nos países da Zona Euro (gráfico 3) iria chegar no período exato do despontar da crise (2008) quando a inflação variou mais de 3,5%, devido ao aumento do preço das matérias primas e dos bens alimentares, mas iria desacelerar logo no ano a seguir com uma variação de 0,5%. Nos anos subsequentes o mesmo comportamento voltou a ser sentido, com um novo mínimo a ser atingido em 2015 com a inflação a atingir pela primeira vez valores negativos (-0,08%). Tal como no caso

português, a inflação na União Europeia regista nos últimos anos uma tendência descendente, o que levou no final de 2014 ao Banco Central Europeu a iniciar o processo de flexibilização quantitativa (*quantitative easing*) com o intuito de estimular a economia, mas ainda sem resultados visíveis.

Gráfico 3: Inflação na Zona Euro (Índice Harmonizado de Preços no Consumidor (Base - 2015)), 1999-2015.



Fonte: Eurostat

2.4. Estatísticas Descritivas

Na tabela 1 as estatísticas descritivas indicam os respetivos máximos, mínimos, desvios padrão e médias das diversas variáveis e estudo. Em particular, no PSI 20, como vimos anteriormente, teve vários altos e baixos ao longo da amostra, evidenciado aqui pelo valor do desvio padrão (2290.30) que é alto, demonstrando ser um indicador bastante volátil, como é comum nos diversos mercados acionistas de todo o mundo.

Tabela 1: Estatísticas Descritivas das variáveis

	Máximo	Mínimo	Média	Desvio Padrão
PSI20	14004.80	4559.69	7981.89	2290.30
IHPC Portugal	100.93	70.44	88.40	9.31
IHPC Zona Euro	100.61	73.87	88.43	8.47
Euribor 3 Meses	5,27	-0,13	2,23	1,60
IAE ¹	4,44	-4,46	0,61	2,10

Fonte: Cálculos do Autor

¹ Indicador Coincidente da Atividade Económica é um indicador de ciclo-tendência. Um indicador composto que representa a trajetória subjacente da variação homóloga do crescimento económico. Um valor positivo indica que a atividade económica segue uma tendência crescente. (Rua, 2015)

O facto mais importante a ressaltar são os mínimos negativos das taxas de juro (registadas recentemente) e do indicador coincidente da atividade económica (registadas em finais de 2011).

2.5. Correlação das Séries

Os resultados das correlações entre as variáveis em estudo nesta dissertação não demonstram a existência de relações muito expressivas entre elas, com as correlações a apresentarem valores perto de zero na maior parte dos casos. (Tabela 2)

As exceções a esta regra são a correlação entre a inflação em Portugal e na Zona Euro (como já era esperado) com um valor de 0.69 e a correlação entre as taxas de juro a 3 meses e o indicador coincidente da atividade económica, com um valor de 0.48.

No essencial, para este estudo, analisando a relação entre mercado acionista (variável explicada) e a inflação (variáveis explicativas) encontramos correlações praticamente nulas, com 0.05 no caso da inflação da Zona Euro e -0.01 no caso da inflação Portuguesa.

Tabela 2: Correlação entre as variáveis

	Δ PSI 20	Inflação PT	Inflação EA	Euribor 3m	IAE
Δ PSI20		-0,01	0,05	-0,16	0,05
Inflação PT	-0,01		0,69	0,15	0,10
Inflação EA	0,05	0,69		0,10	0,05
Euribor 3m	-0,15	0,15	0,10		0,48
IAE	0,05	0,10	0,05	0,48	

Fonte: Cálculos do Autor

3. Enquadramento Teórico

A variação da taxa de inflação pode ter várias origens, mas os movimentos em larga escala e duradouros na inflação não podem ocorrer sem a ajuda da política monetária. Os bancos centrais podem ajustar a taxa de juro nominal de curto prazo em resposta a desvios na produção e inflação. Por outro lado, no curto prazo, os movimentos da inflação podem ocorrer devido a várias razões, mas no longo prazo está sempre relacionado com a política monetária (Ireland, 2007).

As causas das variações dos mercados acionistas podem ter origens múltiplas. Todos os dias há uma série de fatores e variáveis que fazem o mercado alterar o seu comportamento, quer seja um anúncio de um dado económico concreto ou uma notícia difundida pelos média. Shiller (1988) afirma que mudanças nos preços das ações refletem mudanças nas expectativas dos investidores sobre futuros valores de certas variáveis económicas. Pearce & Roley (1985) afirmam que sabendo que a economia dos Estados Unidos é uma das maiores a nível mundial, é expectável que um aumento da incerteza relativamente à inflação nos Estados Unidos aumente a incerteza noutros países, tendo consequências no preço atual das ações. Outra variável que faz alterar o comportamento dos preços das ações, são os ganhos e perdas das empresas, na medida em que vão atrair (em caso de ganhos) ou afastar (em caso de perdas) investidores.

Desde o estudo levado a cabo por Fisher (1930), a relação entre inflação e preços (ou retornos) das ações tem sido escrutinada empiricamente. De acordo com a teoria fisheriana, num mercado eficiente, os retornos nominais em qualquer ativo financeiro são compostos por uma taxa real esperada, a taxa esperada de inflação e o prémio de risco. Fisher prevê que os retornos das ações sejam relacionados positivamente com a inflação esperada. Ou seja, o aumento do índice de preços no consumidor tem um efeito proporcional no valor nominal dos ativos financeiros, mantendo-se constante o valor real.

A partir da teoria fisheriana o tema começou a ser analisado desde várias perspetivas. Kessel (1956) abordou a relação entre o retorno das ações e a inflação de uma outra forma, salientando que uma inflação imprevista beneficia as empresas devedoras em detrimento de credores líquidos. Isto implica que, apenas os retornos das ações dessas empresas credoras, serão negativamente afetadas devido a uma inflação imprevista. Ou seja, inflação inesperada aumenta o valor do capital próprio das empresas, e consequentemente

o preço das ações, mas apenas se a empresa é um devedor líquido. Se a empresa tem dívida pendente, o seu valor de capital é esperado que aumente em termos reais durante períodos em que existe inflação. Numa perspetiva de política monetária, Kaul (1987) assegura que uma resposta monetária contra-cíclica reforça uma relação negativa entre a atividade económica e a inflação. Ainda assim, se os bancos centrais seguem uma política monetária pró-cíclica, a atividade económica e a inflação podem ser positivamente relacionados ou não ter qualquer relação, causando uma relação insignificante ou positiva entre os preços das ações e a inflação. Faber (2009) também concorda que existe uma relação positiva entre preços das ações e a inflação, tendo o próprio afirmado que “quando há inflação no sistema, através do aumento de massa monetária e do crescimento do crédito, temos fraqueza cambial. Se imprimirmos dinheiro as ações podem subir.”

Fama (1981) tem uma ideia contrária à de Fisher, pois, afirma que o aumento da inflação é um presságio de um declínio na atividade económica e que os mercados acionistas antecipam esse declínio dos ganhos das empresas associado ao arrefecer da economia, causando uma descida nos preços das ações. Esta mesma ideia é partilhada por Nelson (1976), Bodie (1976), Fama & Schwert (1977) e Sharpe (2002). Este último afirma também afirmar existir uma relação negativa entre a valorização das ações e a inflação esperada, e acrescenta que um aumento de 1% na inflação esperada leva a um declínio de 20% das ações, em média.

Outros estudos justificam a relação negativa das variáveis de várias formas, por exemplo, Hoguet (2008) comenta que quando as taxas de inflação estavam historicamente altas ou em aceleração nos Estados Unidos, o PER médio estava em declínio. Feldstein (1980) pressupõe que um aumento contínuo da inflação pressiona uma descida dos preços reais das ações, justificando que a inflação reduz o retorno real da ação, porque o imposto sobre os ganhos do capital é cobrado sobre os retornos nominais e Marshall (1992) argumenta que uma relação negativa entre o preço das ações e a inflação é menos notória em períodos em que a inflação é gerada por flutuações monetárias.

Abordando o papel do Banco Central, Lagoa, Leão & Leão (2011) comentam que o anúncio de uma taxa de inflação superior ao previsto faz com que as cotações das ações desçam, na maioria das vezes. Isto acontece porque, uma taxa de inflação superior ao esperado aumenta a probabilidade de o BCE (Banco Central Europeu) subir as suas taxas diretoras, o que por sua vez irá fazer com que os preços das ações desçam. Estes eventos

irão afastar os investidores, começando a vender as suas ações, para não serem afetados por essa queda nas cotações, e dessa forma os preços caem de forma imediata.

Os estudos de Huizinga (1993) e Zion et al. (1993), abordam a influência que a inflação tem na economia real, refutando a teoria que a inflação leva a uma menor estabilidade dos preços relativos, resultando numa maior incerteza no investimento e produção. Em outras palavras, existe um efeito negativo entre a inflação e a economia real, implicando uma relação negativa entre inflação e preços das ações.

Noutra perspetiva, Geske & Roll (1983) propuseram uma hipótese de “causalidade inversa” em que é argumentado que os preços das ações causam mudanças nas expectativas de inflação através de uma cadeia de eventos macroeconómicos. Um declínio no preço das ações, indica uma desaceleração da economia e em simultâneo declínio nas receitas fiscais do Estado. Isto leva a uma expectativa de que o governo irá registar um défice das contas públicas, motivando um maior endividamento do Estado. Devido a estas razões, o país entra numa espiral inflacionária.

Importante considerar a hipótese de ações servirem como cobertura contra a inflação. Por exemplo, Jaffe & Mandelker (1976) assumem que uma relação negativa entre o retorno das ações e a inflação sugere que o mercado acionista não funciona como cobertura contra a inflação. Uma relação negativa implica que os investidores, nos quais a real riqueza é afetada negativamente pela inflação, podem esperar este efeito ser agravado por um retorno menor que a média do mercado acionista.

A questão de as ações funcionarem como cobertura contra a inflação foi amplamente abordada ao longo das últimas décadas, pois, assume especial relevância para os investidores nos mercados de capitais. Nos estudos de Bodie (1976), Branch (1974), Fama & Mac Beth (1974) e Oudet (1973) a ideia geral é que existem duas formas distintas de definir ações como coberturas contra a inflação. Primeiro, uma ação é uma cobertura de risco-inflação se elimina ou pelo menos reduz a possibilidade de a taxa real de retorno descer. Em segundo lugar, é uma cobertura de risco se, e apenas, a sua taxa real de retorno é independente. Na mesma linha de pensamento, Reilly et al. (1970) afirma que as ações podem funcionar como cobertura contra a inflação se oferecerem uma “proteção” contra variações na inflação. Isto significa que as variações na inflação têm de eliminar

ou, pelo menos, reduzir a probabilidade de a taxa real de retorno do título cair para um valor perto de zero.

Al-Sharkas & Al-Zoubi (2014) mencionam que as ações são bons ativos de proteção contra variações na inflação, mas são também sensíveis a futuras mudanças na taxa de inflação. Acrescenta ainda que, os investidores sempre que são confrontados com uma nova taxa de inflação, ajustam-se de forma imediata. Por último, Cagan (1974) alega que ações em larga escala são considerados uma boa proteção contra a inflação no curto prazo.

Como podemos comprovar pelos vários estudos enunciados não existe consenso sobre o efeito da inflação nos preços das ações. A discrepância de opiniões dos vários autores, gira em torno das diversas vias de transmissão da inflação na economia real e nas empresas, que mais tarde tem repercussões no preço das ações.

É encontrada uma relação positiva entre inflação e preços das ações nos estudos de Fisher (1930), Kessel (1956) e Kaul (1987). Por outro lado, uma relação negativa é evidenciada nos estudos de Fama (1981), Nelson (1976), Bodie (1976), Fama e Schwert (1977), Sharpe (2002), Hoguet (2008), Feldstein (1980), Lagoa, Leão & Leão (2011), Marshall (1992), Huizinga (1993) e Zion et al. (1993). Apesar do maior número de estudos que encontram relação negativa entre as variáveis, é necessário ter em conta as diferentes abordagens que esses autores tiveram em conta, tais como, o impacto do BCE alterar as suas taxas de juro, o aumento da massa monetária, a queda do PER médio, entre outros.

Geske & Roll (1983) foi o único autor que centrou o seu estudo na existência de uma causalidade inversa entre as variáveis, confirmando mesmo a existência de um impacto do preço das ações na inflação, em vez do contrário.

Por fim, a literatura é persistente em frisar a importância de as ações poderem funcionar como cobertura contra a inflação. Bodie (1976), Branch (1974), Fama & Mac Beth (1974) e Oudet (1973) dizem que para existir essa cobertura as variáveis têm que ser independentes. Reilly et al. (1970) acrescenta que para existir uma cobertura contra a inflação por parte das ações, as variações na inflação não podem provocar a taxa real de retorno de um título cair para perto de zero, Al-Sharkas & Al-Zoubi (2014) referem que apesar dessa proteção contra a inflação os investidores têm de ajustar os seus portefólios e Cagan (1974) refere que a proteção contra a inflação existe apenas no curto prazo.

Na secção seguinte procede-se à revisão da literatura de estudos testados de forma empírica e que centram a análise na relação entre a inflação e os preços das ações.

4. Revisão da Literatura

Nesta secção, procede-se à revisão da literatura que mais se aproxima da pergunta geral da dissertação. Os seguintes estudos enunciados neste capítulo estão diretamente relacionados com a inflação e o mercado acionista, em diferentes mercados e períodos de tempo, mas também com resultados obtidos através de diferentes metodologias.

Gonçalves (2012) abordou a relação entre as variáveis macroeconómicas e o retorno das ações do PSI 20, utilizando dados mensais no período compreendido entre 1999 e 2011. Através do modelo OLS, não se concluiu a existência de uma relação evidente entre as variáveis macroeconómicas e o retorno das ações. Entre essas variáveis encontrava-se o índice de preços no consumidor (proxy da inflação), que apresenta uma correlação positiva com as variações nos retornos das ações no PSI 20, contrariando a literatura, que apresentava como evidência uma relação negativa. Os retornos do PSI 20 evidenciaram, igualmente, uma relação positiva com a taxa de câmbio (USD/EUR), e uma relação negativa com a índice de produção industrial, taxas de juro (EURIBOR 3 meses e obrigações do tesouro a 10 anos), e o M2 (oferta monetária).

Ainda no caso português, Coelho (2005) a partir da metodologia VAR e através do teste FIR, concluiu que os resultados estão em linha com a hipótese de Fisher, portanto, um choque no IPC em Portugal tem impacto positivo no PSI 20. O autor, igualmente, analisou o impacto dos anúncios da inflação nos Estados Unidos na rendibilidade diária e intra-diária do índice PSI 20, tendo concluído que o mercado acionista português responde a variações no índice de preços americano, nomeadamente quando o ciclo económico nos Estados Unidos está sincronizado com o dos estados-membros da União Europeia. Outra conclusão do estudo está relacionada com os índices norte-americanos apenas reagirem a choques na inflação positivos. Por fim, com base nos resultados obtidos observa-se um elevado nível de integração do mercado acionista nacional face a alterações macroeconómicas nos Estados Unidos.

Para a Europa também foram realizados estudos no âmbito da relação da inflação com o mercado acionista, como por exemplo Jung et al. (2007) que estudaram os efeitos da inflação esperada (modelo AR) e inesperada (resíduos da regressão) nos retornos das

ações em quatro diferentes mercados europeus: França, Alemanha, Itália e Reino Unido. A partir de dados trimestrais entre 1975 e 2001 e com ênfase na relação de longo prazo, os autores concluíram que a inflação inesperada afeta os retornos das ações na França, Itália e Reino Unido, mas a inflação esperada não afeta. Contudo, na França essa inflação inesperada tem um efeito positivo nos retornos das ações, enquanto na Itália e Reino Unido o efeito é negativo. Na Alemanha não se encontraram resultados que comprovem que a inflação inesperada ou esperada afete os retornos das ações. O modelo autorregressivo (AR) utilizado pelos autores permitiu, portanto, concluir de forma geral que não existe uma relação de longo prazo entre os retornos das ações e a inflação.

Particularmente no Reino Unido, Hasan (2008) investiga a relação entre a inflação e o retorno das ações no mercado acionista, para o período entre 1968 e 2003, com base em dados mensais. Através da metodologia VECM foi possível afirmar que os resultados são consistentes com a teoria de Fisher, ou seja, uma relação significativamente positiva entre o retorno das ações e a inflação, funcionando desta forma as ações neste mercado como uma proteção contra variações na inflação. Mais em concreto o autor refere que, inflação esperada no futuro e registada no passado reflete-se no preço das ações, ou seja, existe evidência de uma causalidade entre as variáveis.

Noutro país europeu, neste caso a Itália, Bagliamo & Beltratti (1997) analisam a relação entre o mercado acionista italiano e múltiplas variáveis macroeconómicas, entre essas, o índice de preços no consumidor. No seu estudo os autores centraram o estudo para o período 1963-1995, utilizando dados trimestrais. Os resultados obtidos através de um VAR (Vetor autorregressivo) estrutural, demonstraram que existe uma relação significativamente negativa no longo prazo entre os preços das ações e a inflação em Itália. Ainda assim, os autores afirmam que é preciso ter prudência na análise dos resultados devido à ausência de uma relação de longo prazo entre os preços das ações e outras variáveis, nomeadamente a produção industrial e a oferta monetária (M2).

No caso Espanhol, Díaz & Jareño (2008) observaram o mercado acionista e a sua relação no curto prazo com o índice de preços no consumidor. Para o período de 1990 a 1995, e com base em dados mensais, os autores encontraram uma resposta significativamente positiva dos retornos das ações se a taxa de inflação verificada é superior à taxa esperada, num cenário de recessão económica. Também se verifica uma resposta significativamente positiva quando é anunciada uma inflação negativa inesperada, quando a economia não

se encontra em recessão. Neste caso, os autores encontram diferenças de comportamento entre as variáveis, dependendo do estado da economia.

Na Grécia foram efetuados dois estudos acerca deste tema, o primeiro levado a cabo por Spyrou (2001) que analisou a relação entre a inflação e os retornos do mercado acionista para a economia Grega, durante os anos 90, altura em que era considerada uma economia emergente. Os resultados empíricos demonstram que a relação é negativa e significativa, mas apenas no período até 1995. Depois desse momento, a relação não é estatisticamente significativa, argumentando o autor que este facto se deve ao aumento da instabilidade monetária na economia grega. No segundo caso grego, Floros (2004) focou o seu estudo na relação entre retornos das ações no mercado acionista grego e o índice de preços no consumidor na Grécia, no período entre 1988-2002. Através do modelo OLS o autor encontrou uma relação positiva, mas não evidente, entre as duas variáveis. Através do método de Johansen o autor provou não existir uma relação de longo prazo entre as variáveis. Os resultados indicam que a taxa de inflação não está relacionada com os retornos das ações do mercado acionista grego. Por fim, o estudo concluiu que através de um teste de causalidade, um choque no índice de preços não tem impacto no retorno das ações, e vice-versa. Ou seja, os retornos das ações e a inflação são fatores independentes na Grécia.

O tema em questão não foi só abordado para mercados europeus. A importância do tema também se alastra a outros mercados emergentes, como é o caso da China, e outros países da Ásia Oriental e Sudeste Asiático. Zhao (1998) estudou a relação entre a inflação, produção industrial e preços das ações (Shanghai Stock Exchange) para a economia Chinesa, entre janeiro de 1993 e março de 1998. A principal conclusão do estudo é que a inflação influencia os preços das ações do mercado acionista chinês, de forma significativamente negativa. Por outro lado, o efeito inesperado da inflação é insignificante. Por fim, a relação entre os retornos das ações e inflação é insignificante, se removermos a relação entre a produção industrial e a inflação. Num outro estudo, Al-Khazali & Pyun (2004) investigou a relação entre os preços das ações e a inflação em nove países da bacia do pacífico, designadamente a Austrália, Hong Kong, Japão, Indonésia, Coreia do Sul, Malásia, Filipinas, Singapura e Tailândia. Num período compreendido entre 1980 e 2001. Os resultados da regressão ditaram uma relação negativa entre as variáveis no curto prazo, mas mostram sinais de cointegração no longo

prazo. A investigação concluiu assim que, a inflação tem um impacto duradouro positivo nos preços das ações, o que torna as ações, nestes mercados, numa boa proteção contra variações no índice de preços no consumidor.

Ainda na Ásia, mas neste caso no Médio Oriente e também no Magrebe, Al-Sharkas & Al-Zoubi (2014) estudaram o índice mensal dos preços das ações e o índice de preços dos bens para diversos mercados em particular, a Jordânia, Arábia Saudita, Kuwait e Marrocos. Para um período abrangido de 2000 a 2009, neste estudo os testes de cointegração demonstraram que existe uma relação de longo prazo entre as duas variáveis. Além disso, os resultados indicam que os preços das ações nesses quatro mercados são afetados por variações no índice de preços durante bastante tempo, o que faz as ações nestes mercados funcionarem como proteção contra choques na inflação, durante um longo período de tempo. Em todos mercados a hipótese de Fisher é comprovada pelos resultados empíricos, com a exceção do Kuwait.

No continente africano existem dois estudos interessantes de analisar, pois, as conclusões são distintas. Para a economia do Egito, Omran & Pointon (2001) examinaram o impacto da taxa de inflação na performance do mercado de ações egípcio entre 1980 e 1998. O foco deste estudo centrou-se nos efeitos que a taxa de inflação podia ter nas diferentes variáveis associadas ao mercado de ações, nomeadamente na liquidez do mercado e na atividade do mercado. Através dos testes de cointegração é encontrada uma relação significativa entre a inflação e o preço das ações, tanto no curto prazo como no longo prazo, o que nos permite afirmar que a inflação tem impacto positivo no mercado de ações egípcio. Na economia sul-africana, Arjoon et al. (2012) avaliou o comportamento do índice bolsista e do índice de preços no consumidor para o período 1980-2010, trimestralmente. Com o objetivo de perceber a relação no longo prazo entre as variáveis, o autor procedeu à aplicação do modelo VAR. Os resultados empíricos obtidos através do teste FIR (função impulso-resposta) revelam uma resposta positiva dos preços das ações a choques na taxa de inflação no longo prazo. O teste FIR permite afirmar também que, são os choques permanentes da inflação que reduzem o valor das taxas de juro reais, causando um aumento da produção e dos ganhos das empresas, subindo os dividendos no curto prazo e conseqüentemente o preço das ações.

Por último, num caso extremo, Choudhry (2001) debruçou-se sobre a relação entre os retornos nas ações e a inflação em quatro países hiperinflacionados da América do Sul e Central, nomeadamente, a Argentina, Chile, México e Venezuela, no período entre 1981 e 1998. Os resultados do estudo demonstram uma relação positiva entre as variáveis, reforçando a ideia que deter ações funciona como uma proteção contra variações na inflação. É importante destacar que no caso da Argentina e Chile a relação é positiva e muito significativa, apresentada uma correlação de um-para-um. Os resultados mostram, identicamente, taxas de inflação passadas continuarem a influenciar o atual comportamento do mercado acionista.

Em síntese, nos países pertencentes à União Europeia os estudos de Gonçalves (2012), Coelho (2005), Hasan (2008) e Díaz & Jareño (2008) apresentam resultados que provam a existência de uma relação positiva e significativa entre a inflação e o mercado acionista, enquanto Floros (2004) encontrou uma relação positiva, mas não significativa. Por outro lado, Spyrou (2001) e Bagliamo & Beltratti (1997) concluíram que a relação entre a inflação e o mercado acionista, nos casos em particular, é significativamente negativa. No estudo de Jung et al. (2007) não foi encontrada qualquer relação entre as variáveis. Fora do contexto da União Europeia, a evidência empírica de Al-Sharkhas & Al-Zoubi (2014), Arjoon et al. (2012), Omran & Pointon (2001) e Choudhry (2001) mostra uma relação positiva entre as variáveis, mas Al-Khazali & Pyun (2004) e Zhao (1999) demonstram que essa relação é significativamente negativa.

Para o caso português é mais relevante ter em conta outros estudos efetuados para países desenvolvidos ou estados-membros da Zona Euro, pois, Portugal partilha a mesma política monetária que os países da Zona Euro e faz mais sentido ter em conta mercados acionistas líquidos. Importante destacar que em alguns desses países em desenvolvimento verifica-se uma hiperinflação, o que não se aplica ao caso português.

Esta dissertação aproxima-se do proposto e testado por Coelho (2005), pelo facto de analisar a relação entre a inflação em Portugal e o índice bolsista português (PSI 20) e também por utilizar a mesma metodologia, o modelo VAR. As diferenças em relação a esse estudo é descobrir discrepâncias entre o impacto da inflação portuguesa e da Zona Euro no PSI 20 e o período de análise compreendido entre 1999 e 2015, acompanhando a evolução desde a criação da moeda única.

Os autores utilizaram várias metodologias como VAR (modelo vetorial autorregressivo), OLS (método dos mínimos quadrados) e até VECM (modelo vetorial de correções de erros). Nos estudos presentes nesta secção, a variação do índice de preços no consumidor funcionou como *proxy* da inflação. Nos dados relacionados com o mercado acionista, foram usados os retornos das ações ou os preços das ações dos diversos índices.

A revisão da literatura abordou duas questões importantes na relação entre inflação e preços das ações. A primeira é a relação entre as variáveis no longo prazo, que nos pode levar a afirmar que as ações podem funcionar como uma proteção contra as variações na inflação. Em segundo lugar, é a diferença entre inflação esperada e inesperada, em que no caso de um anúncio de inflação inesperado os mercados tendem a reagir mais fortemente do que no caso de um anúncio esperado.

Como podemos comprovar, a questão já foi abordada para vários mercados, demonstrando a importância que a relação entre a inflação e os mercados acionistas tem tido em termos financeiros. Há um interesse generalizado em responder à questão, pois, o controlo do nível de inflação é o principal objetivo dos bancos centrais e é importante perceber as repercussões no mercado acionista. Outra razão que gera interesse à volta deste estudo é a procura de proteções de investimento por parte dos investidores, quando o mercado acionista reage fortemente a choques na inflação.

5. Dados

Este estudo aborda o mercado acionista português (PSI 20) e de que forma é afetado pelo índice de preços no consumidor (IPC) tanto da Zona Euro como de Portugal, pelo que as variáveis em estudo são três: PSI 20 e IPC na Zona Euro e Portugal.

A periodicidade dos dados será mensal e a amostra abrange um período de tempo que começa em janeiro de 1999 e finda a dezembro de 2015, com o número total de 204 observações. O período em estudo abrange assim um espaço temporal desde a adoção do Euro até ao período mais atual. Segundo a literatura (Hakkio & Rush, 1991; Junttila, 2001) o número de observações presentes no estudo é suficiente para se proceder a uma análise de cointegração.

O índice de preços no consumidor na Zona Euro e em Portugal considerado é o índice de preços harmonizado (IHPC, Base - 2015). Para o caso do mercado acionista português, os dados são diários, posteriormente transformados em médias mensais, seguindo o já efetuado anteriormente por Choudhry (2001). Este indicador dá-nos a perspetiva da variação dos preços das ações das empresas presentes no *Portugal Stock Index 20*.

Outras variáveis - neste caso variáveis de controlo - a serem consideradas na dissertação são a Euribor a 3 meses e o Indicador Coincidente da Atividade Económica. O Indicador Coincidente da Atividade Económica é um dado fundamental para avaliar o estado da economia, tendo em conta oito variáveis tanto do lado da procura como do lado da oferta da economia, mas também a evolução do rendimento e da riqueza, situação do mercado de trabalho e enquadramento externo (Rua, 2015). A outra variável a ter em conta no nosso estudo são as taxas de juro praticadas entre bancos na Zona Euro, oferecendo uma perceção clara sobre as taxas do crédito à habitação, mas também em depósitos a prazo.

Os dados das variáveis de controlo e do mercado acionista português são retirados da plataforma financeira Bloomberg, com exceção do Indicador de Atividade Económica que foi extraído do BPstat. Os dados relativos ao IPC em Portugal têm como fonte de informação o website oficial do INE (Instituto Nacional de Estatística), enquanto o IPC da Zona Euro é obtido através da base de dados do *Eurostat*.

Foi feita a análise da sazonalidade em todas as séries a partir da observação das autocorrelações. A partir dessa observação não foi encontrada sazonalidade em nenhuma das séries, pois, o comportamento padrão destas não se altera significativamente em nenhum dos *lags*².

6. Metodologia

6.1. Modelo VAR

A relação entre os preços das ações e a inflação já foi testada com diferentes métodos, tais como OLS (método dos mínimos quadrados), VAR (modelo vetorial autorregressivo) e VECM (modelo vetorial de correções de erros).

Prosseguindo a pesquisa sobre este tema, esta dissertação analisa a relação entre a inflação e os preços das ações através da metodologia VAR e VECM. Esta é a metodologia escolhida, pois, permite investigar a relação das variáveis no longo prazo e o impacto entre elas.

A partir da metodologia VAR desenvolvida por Sims (1980), pretende-se confirmar se existe uma relação *fisheriana* entre a inflação e os preços das ações e se essa relação é notória apenas no curto prazo, ou se se estende ao longo prazo. Outros objetivos a alcançar com o uso deste método, são as possíveis respostas que as variáveis endógenas podem dar quando existe um choque na variável exógena, e durante quanto tempo esse choque tem influência no seu comportamento.

A partir do modelo VAR é possível efetuar testes de estacionaridade e cointegração, causalidade à *Granger*, função impulso-resposta e decomposição da variância que permitem concluir a relação que existe entre a inflação e o mercado acionista. As variáveis presentes no modelo são o Índice de Preços no Consumidor em Portugal e na Zona Euro (IPT_t e IZE_t), Índice do Mercado Acionista (A_t), Euribor a 3 meses (R_t) e o Indicador Coincidente da Atividade Económica (Y_t). As últimas três variáveis são consideradas variáveis de controlo do modelo.

A metodologia VAR é uma ferramenta poderosa de análise de séries. O modelo VAR é um modelo linear no qual todas equações têm o mesmo número de preditores, no qual

² Foi tido em conta 12 lags, pois, as séries em estudo têm periodicidade mensal.

cada variável é explicada pelos seus próprios *lags*, para além dos valores passados das restantes variáveis. A principal razão para a escolha deste modelo é sem dúvida por permitir verificar quais as relações de causalidade e o impacto que as variáveis sofrem perante esses choques. Pode-se acrescentar ainda que, tal como referido por Enders (1995) as variáveis assumem-se todas como exógenas, não sendo necessário distingui-las em relação às endógenas, simplificando o modelo.

Os modelos VAR, ainda assim, necessitam de especial cuidado, pois, demasiados parâmetros podem impedir o modelo de ser aplicado eficazmente, pelo que estão presentes apenas seis variáveis no modelo.

O modelo VAR (para p lags e com $t = 1, \dots, T$) está matematicamente descrito por:

$$y_t = c + \varphi_1 y_{t-1} + \varphi_2 y_{t-2} + \dots + \varphi_{p-1} y_{t-p+1} + \phi X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde y_t é considerado como o vetor coluna das variáveis endógenas no modelo, c é o termo independente, φ_1 e φ_{p-1} são coeficientes ainda não estimados, ϕ é de dimensão 6×6 no modelo, X_t representa as *dummies* do modelo e ε_t corresponde a um vetor de erros.

O nosso modelo VAR é de dimensão seis ($K = 6$) que corresponde às seis variáveis presentes no nosso estudo (denominadas de forma genérica por $A_t, B_t, C_t, D_t, E_t, F_t$). Estão igualmente representadas em forma de matriz na seguinte equação:

$$\begin{bmatrix} A_t \\ B_t \\ C_t \\ D_t \\ E_t \\ F_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \\ c_4 \\ c_5 \\ c_6 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varphi_{11} & \varphi_{12} & \varphi_{13} & \varphi_{14} & \varphi_{15} & \varphi_{16} \\ \varphi_{21} & \varphi_{22} & \varphi_{23} & \varphi_{24} & \varphi_{25} & \varphi_{26} \\ \varphi_{31} & \varphi_{32} & \varphi_{33} & \varphi_{34} & \varphi_{35} & \varphi_{36} \\ \varphi_{41} & \varphi_{42} & \varphi_{43} & \varphi_{44} & \varphi_{45} & \varphi_{46} \\ \varphi_{51} & \varphi_{52} & \varphi_{53} & \varphi_{54} & \varphi_{55} & \varphi_{56} \\ \varphi_{61} & \varphi_{62} & \varphi_{63} & \varphi_{64} & \varphi_{65} & \varphi_{66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} A_{t-1} \\ B_{t-1} \\ C_{t-1} \\ D_{t-1} \\ E_{t-1} \\ F_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \\ \varepsilon_{5t} \\ \varepsilon_{6t} \end{bmatrix} \quad (2)^3$$

6.2. Testes de Raízes Unitárias

Para obtermos as respostas às perguntas de investigação, procedemos, primeiramente, ao teste de raízes unitárias com o propósito de analisar as propriedades estacionárias das variáveis em estudo, que é essencial para a análise de cointegração. A principal razão para a aplicação deste teste é perceber se as variáveis em estudo apresentam-se, ou não,

³ Assumindo 1 lag

estacionárias. Ou seja, o teste permite aferir se a série é estacionária ou não estacionária. No caso de as séries serem estacionárias designam-se I (0), se forem não estacionárias em níveis, mas estacionárias em primeiras diferenças designam-se I (1).

Os testes de raízes unitárias consistem em testar a ordem de integração de y_t , desta forma e segundo Wooldridge (2002), uma serie integrada de ordem 0 flutua em torno de um ponto médio, de forma uniforme, entre uma banda máxima e mínima. Se a série for integrada de ordem 1 não flutua em torno desse ponto médio.

6.2.1. Teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF)

Um dos testes raízes unitárias que vamos incluir nesta dissertação é o teste *Dickey-Fuller* aumentado (ADF). Ao executar o teste ADF, se o *t-statistic* de *Dickey Fuller* é menor que os valores críticos, não podemos rejeitar a hipótese de não-estacionaridade e existência de raiz unitária. Se não rejeitarmos a hipótese nula (série não estacionária e existência de raiz unitária) teremos que executar um novo teste, denominado *trend and intercept*. Neste caso a hipótese nula é DSP⁴, enquanto a outra hipótese é ser TSP⁵. Depois de terminado o *trend and intercept* podemos obter dois tipos de variáveis, variáveis integradas de ordem zero (I (0)), sem raízes unitárias e estacionárias, ou então, variáveis integradas de ordem um (I (1)), com raiz unitárias e não estacionária.

Matematicamente, o teste ADF é representado da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \rho_0 + \rho_1 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Representando os componentes determinísticos ρ_0 e ρ_1 a corresponderem à constante e tendência linear, respetivamente.

6.2.2. Teste *Phillips-Peron* (PP)

Outro teste de raiz unitária é o teste *Phillips Peron* (PP), para os casos onde os erros são correlacionados e, possivelmente, heterocedásticos. As hipóteses no teste *Phillips Peron* são as mesmas que nos testes *Dickey Fuller*, com a diferença que o teste PP corrige o viés assintótico do teste *Dickey Fuller*, se existir correlação nos erros. Essa correção é feita através do *t-statistic* do teste original de *Dickey Fuller*.

⁴ *Difference Stationary Process*

⁵ *Trend Stationary Process*

Acrescenta-se ainda que, este teste em vez de corrigir parametricamente a autocorrelação dos erros, estima através dos resíduos de regressão do teste a variância de ε_t , no longo prazo.

6.2.3. Teste Kwiatkowski Phillips Schmidt Shin (KPSS)

Por fim, o último teste de raízes unitárias é o teste de estacionaridade (KPSS). O teste KPSS é diferente dos testes ADF e PP, pois, neste caso a hipótese nula é de não existências de raiz unitária e de que a série é estacionária (I (0)). A outra hipótese é da existência raiz unitária e de que a série é não estacionária (DSP), e voltamos a aplicar o teste *trend and intercept*, em que a hipótese nula é TSP, e se tal hipótese for rejeitada considera-se que a série é DSP.

No teste KPSS temos que ter em conta o valor crítico, em vez do p-value nos testes *Dickey Fuller* e *Phillips Perron*. Assim, se o valor crítico for menor que o valor observado rejeitamos a hipótese nula, caso contrário, aceitamos.

6.3. Testes de Cointegração

Depois de efetuados os testes de raízes unitárias apura-se a existência de cointegração das variáveis, com o objetivo de perceber se as variáveis têm uma relação espúria (sem relação entre elas) ou uma relação cointegrada (com relação entre elas). Hamilton (1994) afirma que apenas se podem encontrar relações de longo prazo em séries tipo I (1), ou seja, se nos testes de raízes unitárias uma das variáveis for I (0) ou TSP não é necessário proceder-se aos testes de cointegração.

Para apurar a cointegração entre as variáveis em estudo (mercado acionista, inflação e as outras variáveis), recorreremos de novo ao teste *Dickey Fuller* aumentado, testando desta vez os resíduos da equação de longo prazo. Nos testes de cointegração se aceitarmos a hipótese nula assumimos que as variáveis são espúria, se rejeitarmos assumimos que são cointegradas. A análise dos resultados dos testes de cointegração vai ser com base nos valores críticos, tal como sugerido por Engle & Granger (1987), e não de acordo com os valores observados ou com base no p-value. Se o valor observado for menor do que os valores críticos, assumimos que as variáveis são cointegradas e rejeitamos a hipótese nula, se o valor observado for maior do que os valores críticos a relação entre as variáveis é espúria. Outro aspeto importante a considerar é o número de observações das séries em

estudo, neste caso, mais de 200 observações, suficiente para se proceder a uma análise longo prazo das variáveis e da sua relação.

O passo seguinte é o método de *Johansen*, desenvolvido por Johansen & Juselius (1990), que atesta a cointegração dos resíduos das variáveis (indicando uma relação espúria ou cointegrada) e define o modelo VAR. Este teste tem uma vantagem em relação ao de Engle & Granger (1987), permitindo para além de verificar se as variáveis são cointegradas ou espúrias, permite identificar quantos vetores de cointegração existem entre as variáveis. Isto na prática quer dizer que, para além de verificar se as variáveis são cointegradas ou não, o teste de *Johansen* permite também identificar quantos vetores de cointegração existem entre as variáveis.

Existem 5 tipos de modelos VAR possíveis:

1. $\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + lags + \varepsilon_t$ ⁶
2. $\Delta y_t = \alpha (\rho_0 + \beta' y_{t-1}) + \dots$ ⁷
3. $\Delta y_t = \mu_0 + \alpha (\rho + \beta' y_{t-1}) + \dots$ ⁸
4. $\Delta y_t = \mu_0 + \alpha (\rho_0 + \rho_1 t + \beta' y_{t-1}) + \dots$ ⁹
5. $\Delta y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \alpha (\rho_0 + \rho_1 t + \beta' y_{t-1}) + \dots$ ¹⁰

No método de *Johansen* avaliamos a relação das variáveis através do *rank*, presente no *output* do Eviews.

Para além dos testes rank, para encontrar a melhor função VAR a aplicar é necessário avaliar os outputs que dizem respeito aos vários critérios de informação. Para além destes critérios de informação, vamos recorrer aos testes *Trace* e *Max-eig* para avaliar as características do modelo.

⁶ $\beta' y_t$ e VECM (*Vector Error Cointegration Method*) sem componentes determinísticas.

⁷ $\beta' y_t$ com constante e VECM sem componentes determinísticas.

⁸ $\beta' y_t$ e VECM com constante (y_t com tendência estocástica/tendência linear).

⁹ $\beta' y_t$ com constante e tendência e VECM com constante (y_t com tendência determinística/tendência linear).

¹⁰ $\beta' y_t$ com constante e tendência e VECM com constante (y_t com tendência quadrática).

Antes de testarmos o método de *Johansen* é fundamental saber o número de *lags*, ou seja, o desfasamento. Com esse intuito, vamos aplicar dois testes, o *Lag Length Criteria* e o *Lag Exclusion Tests*.

No teste *Lag Length Criteria* aplicam-se vários testes para averiguar o número de *lags* a utilizar no modelo definido. Os quatro testes são o AIC (*Akaike Information Criterion*), FPE (*Final Prediction Error*), HQ (*Hamman-Quinn Information Criterion*) e o SC (*Schwarz Information Criterion*). Por norma, o *software* a utilizar, Eviews, define qual o número de *lags* ótimos a utilizar. Se o Eviews não definir um lag ótimo apenas, o critério de informação que prevalece é o SC.

Existe outro teste para aferir o número de *lags* ótimos, o *Lag Exclusion Tests*. Este teste é considerado mais fiável que o anterior, pelo que prevalece a conclusão do mesmo. Neste caso é mais uma vez um teste de hipóteses, em que para verificarmos qual o “p” ótimo vamos testando até aceitarmos a hipótese nula¹¹. Só quando o p-value do teste é maior que α é que se aceita a hipótese nula, caso contrário, rejeita-se. O α a ser usado neste teste vai ser de 10%, ao rejeitar-se a hipótese nula no *lag* 2, por exemplo, significa que o *lag* ótimo será 1, segundo o teste de hipótese. Ainda assim, é preferível ter mais *lags* do que menos, pelo que é importante ter em conta os resultados do *Lag Length Criteria* e no final retira-se a conclusão sobre o número de *lags* a considerar no método de *Johansen*.

Depois de estimado o melhor modelo VAR conseguimos averiguar qual o efeito das variáveis independentes na variável dependente, isto é, se tem um efeito positivo ou negativo. Antes de chegarmos a essa conclusão aplicamos as variações relativas (se não existir cointegração e se a série for não estacionária) às variáveis em estudo na dissertação, pois, com taxas de crescimento é mais fácil analisar os valores.

Primeiro, temos que logaritmizar as variáveis (assumindo que não há cointegração), para obtermos as variações relativas e de seguida aplicar os dois testes para averiguar qual o número de *lags* ótimos a utilizar, vulgo o *Lag Length Criteria* e o *Lag Exclusion Tests*. Aplicando estes testes como no caso anterior, obtemos o número ótimos de *lags* e podemos então proceder ao método de *Johansen* e ao analisar os testes *Trace* e *Max-eig* podemos concluir se a relação das variáveis é espúria, cointegrada ou I (0).

¹¹ $p-1$; com $p\text{-value} > \alpha$

6.4. Causalidade à Granger

De seguida verifica-se se uma variável permite antecipar o comportamento da variável independente, para tal, recorre-se ao teste de causalidade à *Granger*, desenvolvido por Granger (1969). Para que exista causalidade à *Granger* é necessário que o p-value seja menor que α (10%). A hipótese nula pressupõe que a inflação não causa à *Granger* o mercado acionista e a outra hipótese alternativa é de a inflação causar à *Granger* o mercado acionista. Testa-se, igualmente, o cenário inverso, ou seja, se o mercado acionista causa à *Granger* a inflação, ou não.

6.5. Função Impulso-Resposta

Ainda na metodologia VAR existe outra questão importante a analisar, que diz respeito à forma como as variáveis endógenas respondem a choques exógenos, e por quanto tempo esse choque se prolonga. O teste que nos permite chegar a essa conclusão é a Função Impulso-Resposta, determinando o impacto e a duração dos choques exógenos.

A FIR é um teste que tem como objetivo identificar a capacidade de resposta das variáveis dependentes a choques exógenos presentes no modelo. Um dos aspetos mais positivos deste teste é poder quantificar os efeitos desses choques e como se propagam esses efeitos ao longo do tempo.

No software a utilizar, *EViews*, é possível visionar graficamente as implicações dos choques nas variáveis, facilitando a identificação e a análise do comportamento de cada variável a choques exógenos.

6.6. Decomposição da Variância

Por fim, a última análise a que se procede nesta dissertação é a de perceber quais os choques responsáveis pela a variabilidade das variáveis endógenas. O teste que torna isto possível é a Decomposição da Variância.

Neste teste em específico apura-se os pesos de cada choque na variância dos erros de previsão das variáveis endógenas, sendo que, a soma dos erros tem que corresponder a 100%. O principal objetivo deste teste é de compreender se uma das variáveis tem um peso na variância da outra variável, e se esse peso é mais notório no curto prazo, no longo prazo ou em todo o período. Para além disso, a partir da decomposição da variância é possível aferir quais os choques que causam maiores turbulências.

7. Resultados Empíricos

Neste capítulo procede-se à análise dos resultados obtidos através dos testes anunciados no capítulo anterior com o intuito de responder à pergunta de investigação da dissertação. Como referido anteriormente, a dissertação vai basear-se na utilização do modelo de Vetores Autorregressivos (VAR), utilizando nomeadamente os testes de Estacionariedade, Cointegração, a Função Impulso-Resposta (FIR), Decomposição da Variância e a Causalidade à Granger. Contudo, serão considerados dois modelos nesta dissertação, analisando a relação dos dois índices de preços com o mercado acionista de forma independente, devido à multicolinearidade presente quando incluídos no mesmo modelo.

7.1. Testes de Estacionariedade

Antes da aplicação do modelo VAR, primeiramente vamos estudar a estacionariedade das séries. Este passo é essencial, pois, para aplicar um modelo VAR é imperativo que as séries sejam estacionárias. Se não se verificar a estacionariedade procede-se à aplicação das primeiras diferenças em cada uma das séries.

Previamente aos testes de raízes unitárias analisa-se a estacionariedade através dos correlogramas e dos gráficos das séries. Concluiu-se através dos correlogramas das séries que, em primeiro lugar, não existe sazonalidade em nenhuma delas, e que as séries são não estacionárias em níveis, mas estacionárias em primeiras diferenças. Na análise gráfica a conclusão é igual, com o comportamento das séries a assemelhar-se a séries não-estacionárias. Ainda assim, estas análises não são suficientes para determinar a estacionariedade das séries, pelo que vamos recorrer a outros testes para aferir com mais exatidão.

Os testes que nos permitem chegar à conclusão acerca da existência ou não de raízes unitárias, ou seja, se as séries são ou não estacionárias, são o Augmented Dickey-Fuller (ADF), o Phillips-Perron (PP) e o Kwiatkowski Phillips Schmidt Shin (KPSS). As séries concluem-se estacionárias ou não estacionárias quando dois ou mais testes corroboram essa ideia. Na tabela 3 podemos conferir os resultados dos respetivos testes:

Tabela 3: Resumo dos resultados dos testes de estacionaridade e raízes unitárias, assumindo um nível de significância de 5%.

Horizonte Temporal 1999M1 – 2015M12		Augmented Dickey-Fuller (ADF)*		Phillips-Perron (PP)*		KPSS**		Conclusão
		Intercept H_0 : DSP I(1) H_1 : Estacionário I(0)	Trend e Intercept H_0 : DSP I(1) H_1 : TSP	Intercept H_0 : DSP I(1) H_1 : Estacionário I(0)	Trend e Intercept H_0 : DSP I(1) H_1 : TSP	Intercept H_0 : Estacionário I(0) H_1 : DSP I(1)	Trend e Intercept H_0 : Estacionário I(0) H_1 : TSP	
L(PSI 20)	Nível	Aceito H_0 $pv = 0,3476 > 0,05$	Aceito H_0 $pv = 0,4714 > 0,05$	Aceito H_0 $pv = 0,3209 > 0,05$	Aceito H_0 $pv = 0,4471 > 0,05$	Rejeito H_0 $pv = 0,650 > 0,463$	Aceito H_0 $pv = 0,137 < 0,146$	Não estacionário (DSP) Tem raiz unitária
	Primeiras Diferenças	Rejeito H_0 $pv = 0 < 0,05$		Rejeito H_0 $pv = 0 < 0,05$		Aceito H_0 $pv = 0,057 < 0,463$		Estacionária em 1 ^{as} Diferenças
L(IHPC PT)	Nível	Aceito H_0 $pv = 0,0743 > 0,05$	Aceito H_0 $pv = 0,5180 > 0,05$	Rejeito H_0 $pv = 0 < 0,05$		Rejeito H_0 $pv = 1,733 > 0,463$	Rejeito H_0 $pv = 0,378 > 0,146$	Não estacionário (DSP) Tem raiz unitária
	Primeiras Diferenças	Aceito H_0 $pv = 0,3924 > 0,05$	Aceito H_0 $pv = 0,2018 > 0,05$	Rejeito H_0 $pv = 0 < 0,05$		Rejeito H_0 $pv = 0,472 > 0,463$	Aceito H_0 $pv = 0,200 < 0,463$	Estacionária em 1 ^{as} Diferenças
L(IHPC ZE)	Nível	Aceito H_0 $pv = 0,3465 > 0,05$	Aceito H_0 $pv = 0,9315 > 0,05$	Aceito H_0 $pv = 0,1300 > 0,05$	Aceito H_0 $pv = 0,8940 > 0,05$	Rejeito H_0 $pv = 1,790 > 0,463$	Rejeito H_0 $pv = 0,302 > 0,146$	Não estacionário (DSP) Tem raiz unitária
	Primeiras Diferenças	Aceito H_0 $pv = 0,2296 > 0,05$	Aceito H_0 $pv = 0,2237 > 0,05$	Rejeito H_0 $pv = 0,0000 < 0,05$		Aceito H_0 $pv = 0,374 < 0,463$		Estacionária em 1 ^{as} Diferenças
IAE	Nível	Aceito H_0 $pv = 0,1551 > 0,05$	Aceito H_0 $pv = 0,3129 > 0,05$	Aceito H_0 $pv = 0,1371 > 0,05$	Aceito H_0 $pv = 0,4159 > 0,05$	Rejeito H_0 $pv = 0,742 > 0,463$	Aceito H_0 $pv = 0,101 < 0,146$	Não estacionário (DSP) Tem raiz unitária
	Primeiras Diferenças	Rejeito H_0 $pv = 0 < 0,05$		Rejeito H_0 $pv = 0,0085 < 0,05$		Aceito H_0 $pv = 0,102 < 0,463$		Estacionária em 1 ^{as} Diferenças
Euribor 3m	Nível	Aceito H_0 $pv = 0,6750 > 0,05$	Aceito H_0 $pv = 0,3713 > 0,05$	Aceito H_0 $pv = 0,7146 > 0,05$	Aceito H_0 $pv = 0,4343 > 0,05$	Rejeito H_0 $pv = 1,105 > 0,463$	Aceito H_0 $pv = 0,136 < 0,146$	Não estacionário (DSP) Tem raiz unitária
	Primeiras Diferenças	Rejeito H_0 $pv = 0 < 0,05$		Rejeito H_0 $pv = 0 < 0,05$		Aceito H_0 $pv = 0,084 < 0,463$		Estacionária em 1 ^{as} Diferenças

*Mackinnon (1996) one sided p-values, **Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1).

Segundo a tabela 3, comprova-se que as variáveis em níveis e em logaritmos de todas as séries são não estacionárias, mas são estacionárias em primeiras diferenças (séries DSP). No entanto, existem algumas nuances nos resultados apresentados, como é o caso do log dos índices de preços de Portugal e da Zona Euro, que de acordo com o teste ADF as séries apresentam-se não estacionárias, mas como os testes PP e KPSS afirmam que a série é estacionária em primeiras diferenças, assumiu-se o critério definido anteriormente, em que a conclusão final remete para os resultados de dois ou mais testes. Nos resultados dos testes de raízes unitárias também se verificou que segundo o teste PP o log do índice de preços de Portugal é estacionária em níveis, mas desta vez os outros dois testes levaram a que conclusão final fosse que a série era não estacionária em níveis.

Contudo, não foi possível testar em logaritmos para a variáveis Euribor a 3 meses e Indicador Coincidente da Atividade Económica, pois, em certos períodos de tempo as séries apresentam valores negativos.

Na estimação do modelo VAR, portanto, estuda-se as séries da seguinte forma:

- $D(L(\text{PSI } 20))$ – Primeiras diferenças do Log do Portugal Stock Index 20
- $D(L(\text{IHPC PT}))$ – Primeiras diferenças do Log do Índice Harmonizado de Preços em Portugal
- $D(L(\text{IHPC ZE}))$ – Primeiras diferenças do Log do Índice Harmonizado de Preços na Zona Euro
- $D(\text{IAE})$ – Primeiras diferenças do Indicador Coincidente de Atividade Económica
- $D(\text{Euribor } 3\text{m})$ – Primeiras diferenças da Euribor a 3 meses

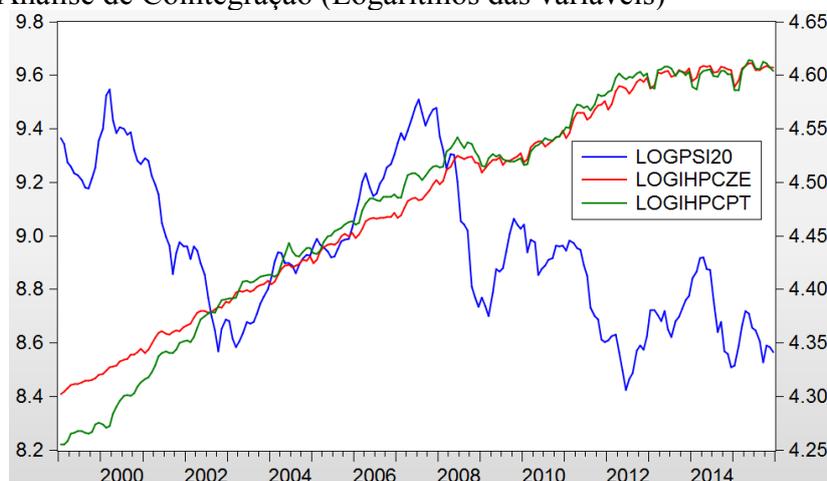
7.2. Testes de Cointegração

Os testes de estacionariedade definiram as séries em estudo como sendo estacionárias apenas em primeiras diferenças, ou seja, integradas de ordem 1. Tal como definido por Hamilton (1994) apenas se podem encontrar relações de longo prazo em séries deste tipo, portanto, é necessário proceder aos testes de cointegração. Nos testes de cointegração pretende-se concluir se a relação entre as séries é cointegrada (relação de longo prazo) ou espúria (sem relação de longo prazo), e com esse intuito, primeiramente, analisa-se de forma breve os gráficos das séries e de seguida aplica-se o método de Johansen.

7.2.1 Análise Gráfica da Cointegração

Na análise de cointegração a partir do gráfico 4¹² pode-se concluir facilmente que não existe uma relação de longo prazo entre as variáveis, pois, o comportamento do PSI 20 é notoriamente mais instável, com vários altos e baixos ao longo do período, enquanto isso, os índices de preços evoluem numa trajetória mais estável, existindo, assim, a hipótese destas últimas estarem cointegradas. O estudo do método de Johansen vai permitir aferir com mais certeza a veracidade desta afirmação, tanto na relação entre os índices de preços e o mercado acionista, assim como na relação entre o índice de preços em Portugal e na Zona Euro.

Gráfico 4: Análise de Cointegração (Logaritmos das variáveis)



7.2.2 Escolha do lag ótimo

No teste seguinte vamos proceder ao método de Johansen, para avaliar a cointegração de uma forma mais exata, pois, para além de indicar se a relação entre as variáveis no longo prazo é espúria ou cointegrada, também vai permitir concluir qual o tipo de modelo VAR a escolher. Contudo, para chegarmos ao método de Johansen necessitamos de saber o desfasamento ótimo (número de lags) a incluir na estimação do modelo VAR. Para descobrirmos o desfasamento ótimo vamos recorrer a dois testes: *Lag Length Criteria* e *Lag Exclusion Tests*.

¹² Análise gráfica a partir dos logaritmos das respetivas variáveis, devido às séries terem escalas muito diferentes.

7.2.2.1 Lag Length Criteria

No teste Lag Length Criteria a conclusão acerca do número de lags ótimo é baseada nos testes AIC (*Akaike Information Criterion*), FPE (*Final Prediction Error*), HQ (*Hannan-Quinn Information Criterion*) e o SC (*Schwarz Information Criterion*). Caso se verifique diferentes lags ótimos segundo os diferentes testes, prevalece o critério de informação SC. Nas seguintes tabelas 4 e 5 podemos conferir os resultados dos lags ótimos:

Tabela 4: Resultado Empírico da escolha de lag ótimo (*Lag Length Criteria*) no Modelo com o índice de preços de Portugal.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-378.8136	NA	0.000634	3.987641	4.055506	4.015.127
1	1197.782	3071.076	5.52e-11	-12.26856	-11.92924	-12.13113
2	1.474.489	5274.729	3.65e-12	-14.98426	-14.37348	-14.73689
3	1629.315	2886.862	8.61e-13	-16.43036	-15.54813	-16.07305
4	1825.143	3569.780	1.32e-13	-18.30357	-17.14988	-17.83632
5	2046.279	3938.990	1.56e-14	-20.44041	-19.01525	-19.86321
6	2208.314	2818.738	3.43e-15	-21.96161	-20.26500	-21.27447
7	2273.623	1108.891	2.06e-15*	-22.4752*	-20.5072*	-21.6782*
8	2284.564	1812.116	2.18e-15	-22.42255	-20.18302	-21.51552
9	2293.074	1373.981	2.37e-15	-22.34452	-19.83354	-21.32756
10	2310.028	2666.670	2.36e-15	-22.35446	-19.57201	-21.22755

LR: teste estatístico, FPE: Final prediction error, AIC: Akaike information criterion, SC: Schwarz information criterion, HQ: Hannan-Quinn information criterion. * Indica o lag ótimo

Tabela 5: Resultado Empírico da escolha de lag ótimo (*Lag Length Criteria*) no Modelo com o índice de preços da Zona Euro.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-356.2440	NA	0.000501	3.752542	3.820406	3.780027
1	1236.374	3102.288	3.69e-11	-12.67057	-12.33124	-12.53314
2	1509.496	520.6380	2.54e-12	-15.34892	-14.73814	-15.10155
3	1663.775	287.6661	6.01e-13	-16.78932	-15.90709	-16.43201
4	1861.434	360.3157	9.07e-14	-18.68160	-17.52791	-18.21435
5	2087.501	402.6823	1.02e-14	-20.86980	-19.44465	-20.29261
6	2254.650	290.7686	2.11e-15	-22.44427	-20.74765	-21.75713
7	2334.083	134.8705	1.10e-15*	-23.10503	-21.1369*	-22.3079*
8	2346.117	19.93210	1.15e-15	-23.06372	-20.82419	-22.15669
9	2354.376	13.33462	1.25e-15	-22.98308	-20.47210	-21.96611
10	2372.172	27.99257	1.24e-15	-23.00180	-20.21935	-21.87489

LR: teste estatístico, FPE: Final prediction error, AIC: Akaike information criterion, SC: Schwarz information criterion, HQ: Hannan-Quinn information criterion. * Indica o lag ótimo

Analisando as tabelas 4 e 5, tendo em conta as variáveis em níveis, é possível verificar que o lag ótimo a utilizar na estimação do modelo VAR é o 7, em ambos os modelos, tendo em conta os testes FPE, AIC, SC e HQ.

7.2.2.2 Lag Exclusion Tests

Este teste tem o mesmo objetivo do anterior: encontrar o lag ótimo para estimar o modelo VAR. Em comparação com o anterior é mais fiável e, neste caso, testa-se até que se aceite a hipótese nula ($p-1$; com $p\text{-value} > \alpha^{13}$). Na tabela seguinte pode-se confirmar (ou não) o concluído no teste *Lag Length Criteria*:

Tabela 6: Resultado Empírico da escolha de lag ótimo (*Lag Exclusion Tests*) no Modelo com o índice de preços de Portugal.

	L(PSI20)	L(IHPCPT)	IAE	E3M	Joint
Lag 1	200.7440 [0.000000]	190.4563 [0.000000]	5231.741 [0.000000]	265.9265 [0.000000]	5872.876 [0.000000]
Lag 2	6.250168 [0.181228]	15.63694 [0.003547]	1022.489 [0.000000]	8.652350 [0.070401]	1054.197 [0.000000]
Lag 3	3.019237 [0.554611]	5.205969 [0.266809]	326.7968 [0.000000]	5.646013 [0.227190]	338.5816 [0.000000]
Lag 4	1.483198 [0.829613]	5.062149 [0.280980]	118.5214 [0.000000]	5.109209 [0.276274]	128.5799 [0.000000]
Lag 5	3.327446 [0.504595]	4.704792 [0.318950]	41.42581 [2.19e-08]	0.944168 [0.918140]	49.69854 [2.56e-05]
Lag 6	3.296192 [0.509536]	1.785438 [0.775145]	17-01850 [0.001917]	6.648708 [0.155658]	28.40425 [0.028277]
Lag 7	1.029014 [0.905365]	3.066366 [0.546781]	10.96611 [0.026948]	4.195126 [0.380242]	19.10650 [0.263179]
Lag 8	4.270012 [0.370695]	3.091649 [0.542607]	7.253031 [0.123106]	2.424800 [0.658150]	17.10188 [0.379034]
Lag 9	2.633690 [0.620867]	6.306397 [0.177405]	4.244247 [0.373959]	4.828172 [0.305387]	19.62898 [0.237398]
Lag 10	6.298625 [0.177929]	6.375.401 [0.172812]	1.152062 [0.885927]	2.222070 [0.694991]	16.82467 [0.397029]

Tabela 7: Resultado Empírico da escolha de lag ótimo (*Lag Exclusion Tests*) no Modelo com o índice de preços de Portugal.

	L(PSI20)	L(IHPCPT)	IAE	E3M	Joint
Lag 1	193.8736 [0.000000]	122.7010 [0.000000]	5248.626 [0.000000]	250.6966 [0.000000]	5851.328 [0.000000]
Lag 2	4.980400 [0.289315]	14.68357 [0.005405]	1017.879 [0.000000]	7.004.99 [0.135661]	1041.845 [0.000000]
Lag 3	3.349396 [0.501144]	10.81565 [0.028716]	330.9074 [0.000000]	3.577188 [0.466239]	339.3834 [0.000000]
Lag 4	1.368270 [0.849691]	8.659251 [0.070204]	119.5236 [0.000000]	4.532964 [0.338657]	128.1623 [0.000000]
Lag 5	3.888752 [0.421271]	4.614894 [0.329141]	42.73560 [1.17e-08]	0.313087 [0.988954]	49.13719 [3.14e-05]
Lag 6	5.387138 [0.249830]	22.11554 [0.000190]	17.47809 [0.001560]	8.321114 [0.080499]	50.58050 [1.85e-05]
Lag 7	1.293127 [0.862541]	20.70655 [0.000362]	13.02117 [0.011173]	4.414809 [0.352769]	36.01734 [0.002877]

¹³ Nível de significância usado neste teste é de 10%.

Lag 8	4.407353 [0.353675]	0.561507 [0.967244]	8.204717 [0.084361]	1.606310 [0.807658]	14.87301 [0.533958]
Lag 9	3.317429 [0.506176]	0.284742 [0.990778]	4.688308 [0.320799]	4.719891 [0.317264]	14.18076 [0.585250]
Lag 10	7.310069 [0.120382]	0.956617 [0.916301]	0.895345 [0.925228]	1.897205 [0.754658]	12.14377 [0.734025]

Como podemos observar nas tabelas 6 e 7, o número de lags ótimo a considerar nos modelos VAR são diferentes. No modelo com o índice de preços de Portugal iremos considerar 6 lags (no lag número 7 o p-value (Joint) é superior ao α) e no modelo com o índice de preços da Zona Euro considera-se 7 lags (no lag número 8 o p-value (Joint) é superior ao α). Em ambos os casos, contudo, vamos aplicar os 7 lags nos testes que se seguem.

7.2.3 Método de Johansen

Depois de testado o desfasamento ótimo pode-se recorrer ao método de Johansen para avaliar a cointegração das variáveis, mas também para perceber qual o tipo de modelo VAR mais indicado a utilizar.

A análise aos resultados dos testes (tabela 8) Max-eig e Trace oferece valores semelhantes para os diferentes modelos, pelo que é importante observar qual o modelo mais indicado a aplicar. Os dois modelos a ter em conta nesta dissertação têm diferentes VAR a aplicar. No modelo com o índice de preços de Portugal segundo o *Akaike* o melhor modelo é o 5º, mas se considerarmos o *Schwarz* o modelo a implementar será o 2º. Testou-se a cointegração com os dois modelos, sendo que o 2º modelo é o mais fiável na interpretação do alfa da variável explicativa, pois, neste modelo o alfa da variável explicativa assume valor negativo. Por esta razão, aplica-se o 2º modelo, que é matematicamente traduzido por:

$$\Delta y_t = \alpha (\rho_0 + \beta' y_{t-1}) + \Gamma \Delta y_{t-1} + \emptyset X_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

No caso do modelo com o índice de Preços na Zona Euro, segundo o *Akaike* mais uma vez o melhor modelo é o 5º, mas segundo o *Schwarz* o melhor modelo é o 3º. Neste caso a escolha foi o 3º modelo, pela razão que no 5º modelo o alfa da variável explicativa assume um valor positivo. O 3º modelo traduz-se matematicamente por:

$$\Delta y_t = \mu_0 + \alpha (\rho + \beta' y_{t-1}) + \Gamma \Delta y_{t-1} + \emptyset X_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Tabela 8: Resultado Empírico do Método de Johansen¹⁴, no modelo com o índice de preços de Portugal (esquerda) e com o índice de preços da Zona Euro (direita).

Sample: 1999M01 2015M12 Included observations: 197 Series: LOGPSI20 LOGIHCPT IAE E3M Lags interval: 1 to 6						Sample: 1999M01 2015M12 Included observations: 197 Series: LOGPSI20 LOGIHCPE IAE E3M Lags interval: 1 to 6					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model						Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic	Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend		No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	0	0	0	Trace	1	1	1	1	1
Max-Eig	1	1	0	0	0	Max-Eig	1	1	1	0	2
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)						*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Information Criteria by Rank and Model						Information Criteria by Rank and Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic	Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Rank or No. of CEs	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend		No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)						Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	2296.925	2296.925	2307.110	2307.110	2312.196	0	2355.827	2355.827	2367.152	2367.152	2370.160
1	2311.219	2317.292	2319.774	2320.234	2325.132	1	2376.951	2379.817	2382.628	2382.812	2385.733
2	2318.598	2324.868	2325.399	2327.528	2331.638	2	2384.324	2387.364	2388.082	2395.424	2398.254
3	2321.175	2327.699	2328.130	2332.734	2335.098	3	2386.828	2390.154	2390.169	2400.304	2402.307
4	2321.239	2328.889	2328.889	2335.306	2335.306	4	2386.893	2391.458	2391.458	2402.312	2402.312
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)						Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-22.34442	-22.34442	-22.40720	-22.40720	-22.41823	0	-22.94240	-22.94240	-23.01677	-23.01677	-23.00670
1	-22.40832	-22.45982	-22.45456	-22.44907	-22.46834*	1	-23.07565	-23.09459	-23.09267	-23.08439	-23.08359
2	-22.40201	-22.44536	-22.43044	-22.43176	-22.45318	2	-23.06928	-23.07984	-23.06682	-23.12105	-23.12948*
3	-22.34695	-22.38273	-22.37695	-22.39324	-22.40709	3	-23.01348	-23.01679	-23.00679	-23.07923	-23.08941
4	-22.26638	-22.30344	-22.30344	-22.32798	-22.32798	4	-22.93293	-22.93866	-22.93866	-23.00824	-23.00824
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)						Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-20.74448*	-20.74448*	-20.74060	-20.74060	-20.68496	0	-21.34247	-21.34247	-21.35017*	-21.35017*	-21.27344
1	-20.67505	-20.70989	-20.65463	-20.63248	-20.60175	1	-21.34238	-21.34466	-21.29274	-21.26779	-21.21699
2	-20.53542	-20.54543	-20.49719	-20.46517	-20.45326	2	-21.20268	-21.17991	-21.13357	-21.15446	-21.12956
3	-20.34703	-20.33281	-20.31036	-20.27666	-20.27384	3	-21.01356	-20.96687	-20.94020	-20.96264	-20.95616
4	-20.13313	-20.10352	-20.10352	-20.06140	-20.06140	4	-20.79968	-20.73875	-20.73875	-20.74167	-20.74167

Atendendo ao rank da tabela 8 para o 2º modelo (esquerda), os testes Trace e Max-eig mostram ambos que rank = 1. Na prática, isto significa que existe uma equação cointegrada no modelo com o índice de preços de Portugal. Na tabela 8 para o 3º modelo (direita), os testes Trace e Max-eig, igualmente, mostram que rank = 1, significando que no modelo com o índice de preços na Zona Euro existe, também, uma equação cointegrada.

A partir dos resultados da tabela 8, assume-se 1 equação cointegrada para ambos os modelos. Para justificar a presença de uma equação cointegrada nos modelos recorre-se à teoria económica e literatura científica subordinada ao tema. Atendendo às variáveis em estudo (mercado acionista, índices de preços, taxa de juro e indicador coincidente da atividade económica), uma possível equação cointegração pode estar presente na relação entre o mercado acionista e a atividade económica.

A relação entre atividade económica e mercado acionista já foi abordada no passado, tanto no caso português como em outras economias/mercados. A teoria económica sugere uma relação forte entre as duas variáveis, tal como apresentado por Duca (2007), devido ao facto de o preço das ações serem os dividendos futuros previstos e descontados para o

¹⁴ Na aplicação do Método de Johansen testou-se 6 lags, pois, nos testes aos lags ótimos concluiu-se que o número ótimo de lags a utilizar no modelo era de 7, mas dado que o Método de Johansen tem em conta as variáveis em diferenças é necessário retirar 1 lag.

valor presente. Esta ideia sugere que a atividade económica tem impacto nos preços das ações, se as expectativas dos investidores acerca do futuro dos dividendos das empresas cotadas nos mercados acionistas são corretas. Outra teoria é explicada por Modigliani (1971) em que um permanente aumento dos preços das ações é resultado de um aumento da riqueza individual, e igualmente de um aumento permanente de rendimento, permitindo aos consumidores aumentar os seus níveis de consumo, o qual tem repercussões na atividade económica.

Por outro lado, os estudos empíricos diferem em termos de conclusões, acerca da relação entre as variáveis, tanto na cointegração como na causalidade. Humpe & Macmillan (2009) analisaram a cointegração do mercado acionista com a atividade económica e até que ponto as variáveis macroeconómicas explicavam os movimentos do mercado acionista nos Estados Unidos e Japão, afirmando que um 1% de aumento na produção industrial (preditor da atividade económica) causa um aumento de 1,09% dos preços das ações nos Estados Unidos e 0,4% no mercado acionista Japonês, verificando-se uma significância estatística elevada. McMillan (2001), nos Estados Unidos, avaliou a relação de cointegração dos índices DIJA e S&P500 com a produção industrial, concluindo que a relação entre as variáveis é positiva e estatisticamente significativa. Resultados que eram consistentes com a ideia que aumentos de produção na economia, que afetam os cash-flows futuros das empresas, têm impacto positivo nos preços das ações. Contudo, Wang & Ajit (2013) ao analisarem a cointegração de longo prazo entre o crescimento económico e o mercado acionista, na China entre 1996 e 2011, encontraram uma relação negativa entre as variáveis.

7.2.4 Equação Cointegrada de Longo Prazo

Como podemos concluir a partir da tabela 8, o modelo a aplicar será o segundo no caso do índice de preços em Portugal e o terceiro no caso do índice de preços na Zona Euro, os quais estão associados ao VECM. Com o objetivo de aprofundar o estudo da cointegração das variáveis no modelo é necessário aplicar o modelo VECM, no qual se testa o modelo em diferenças. No modelo matemático deste estudo, definido em (4), o equilíbrio de longo prazo é representado por ρ_0 (constante) e o VECM não tem componentes determinísticas, surgindo a cointegração neste modelo sem tendência. No modelo matemático definido em (5), o equilíbrio de longo prazo é representado por ρ

(constante), e o VECM é interpretado por μ_0 , caracterizando uma constante fora desse equilíbrio. Em último lugar, o modelo (5) surge em torna de uma tendência linear.

A equação de longo prazo foi testada com o mercado acionista, os índices de preços e a atividade económica como variáveis dependentes, sem nunca obter resultados significativos, ou seja, os sinais das variáveis independentes eram contrários ao esperado e o alfa do modelo apesar de negativo não era estaticamente significativo. Deste modo, a análise de longo prazo é feita com a taxa de juro como variável dependente.

Os outputs de estimação destes modelos encontram-se nos anexos A e B e os principais resultados em (6) e (7). Neste modelo o alfa estimado ($\hat{\alpha}$) diz respeito à correção para o equilíbrio, enquanto o beta estimado ($\hat{\beta}$) é o vetor de cointegração, correspondendo no modelo com o índice de preços de Portugal a:

$$\hat{\alpha} = \begin{pmatrix} -0.035084 \\ 0.003585 \\ 0.000813 \\ 0.000095 \end{pmatrix} \text{ e } \hat{\beta} = \begin{pmatrix} 1 \\ -4.920882 \\ -3.798129 \\ -0.324292 \end{pmatrix} \quad (6)$$

E correspondendo no modelo com o índice de preços da Zona Euro a:

$$\hat{\alpha} = \begin{pmatrix} -0.051277 \\ 0.002180 \\ 0.000363 \\ 0.000222 \end{pmatrix} \text{ e } \hat{\beta} = \begin{pmatrix} 1 \\ -2.966813 \\ -0.873055 \\ -0.573150 \end{pmatrix} \quad (7)$$

Deste modo, e colocando a taxa de juro em evidência na equação de longo prazo, podemos concluir que em equilíbrio no modelo com o índice de preços de Portugal:

$$R_{t-1} = c + 4.920882 A_{t-1} + 3.798129 IPT_{t-1} + 0.324292 Y_{t-1} \quad (8)^{15}$$

(1.13467) (3.10803) (0.21905)

E no modelo com o índice de preços da Zona Euro que:

$$R_{t-1} = c + 2.966813 A_{t-1} + 0.873055 IZE_{t-1} + 0.573150 Y_{t-1} \quad (9)^{16}$$

(0.96151) (2.77107) (0.18967)

As duas equações de longo prazo oferecem duas conclusões semelhantes. Os índices de preços de Portugal e da Zona Euro têm um efeito positivo nas taxas de juro, embora o índice de preços da Zona Euro não responda de forma quantitativamente elevada. Em ambos os modelos, o preço das ações também tem um efeito positivo e significativo nas taxas de juro. Para aferir com mais exatidão a significância destes valores procedeu-se

¹⁵ Valores entre parêntesis correspondem aos desvios-padrão.

¹⁶ Valores entre parêntesis correspondem aos desvios-padrão.

aos testes dos coeficientes da equação de longo prazo, através da imposição de restrições nos dois modelos.

Tabela 9: Teste aos Coeficientes da Equação de Longo Prazo.

	PSI 20	Atividade Económica	Índice de Preços
Modelo IHPC PT	0.009831	0.146492	0.334325
Modelo IHPC ZE	0.065607	0.009127	0.829655

Ao analisar os resultados da Tabela 9 conclui-se que o mercado acionista é significativo¹⁷ em ambos os modelos, afetando as taxas de juro a 1% de significância no modelo com o índice de preços de Portugal e a 10% no modelo com o índice de preços da Zona Euro. Por outro lado, a atividade económica apenas no modelo com o índice de preços da Zona Euro apresenta significância (a 1%), e nenhum dos índices de preços têm significância no longo prazo na taxa de juro.

A razão apontada para explicar o porquê de o mercado acionista afetar as taxas de juro Euribor, em ambos os modelos, está relacionada com o co-movimento das bolsas europeias. Ou seja, a bolsa portuguesa varia de forma muito semelhante em relação às outras bolsas europeias, o que acaba por traduzir nos modelos que existe um impacto do mercado acionista, no longo prazo, na taxa de juro de referência na europa.

A lógica por detrás destes resultados é justificada pela regra de Taylor (Taylor, 1993), ou seja, a taxa de juro responde de forma aproximada a mudanças na inflação e na atividade económica. Desta forma, e confirmando a regra de Taylor, a taxa de juro nominal de referência é ajustada em resposta a desvios na inflação¹⁸ e no produto para fazer face ao cumprimento dos objetivos da autoridade monetária, neste caso em específico, o Banco Central Europeu.¹⁹

O coeficiente de ajustamento de alfa, do mercado acionista, é negativo em ambos os modelos, -3,50% no modelo com o índice de preços de Portugal e -5,12% no modelo com o índice de preços da Zona Euro, como é possível observar nos anexos A e B. Desta forma, é possível afirmar que é uma escolha correta para variável dependente. O valor de alfa significa também que a Euribor nos dois modelos contribui para restabelecer o

¹⁷ Nível de significância usado neste teste é de 10%.

¹⁸ Não obstante, a significância do índice de preços não se verificar.

¹⁹ De referir que esta relação é apenas aproximada, pois a Regra de Taylor faz corresponder a taxa de juro à taxa de inflação e ao output gap.

equilíbrio, por outras palavras, um desequilíbrio de 3,50% (modelo IHPC PT) e 5,12% (modelo IHPC ZE) é corrigido todos os meses.

Nos anexos C e D pode observar-se a relação de cointegração nos dois modelos, de forma gráfica, que representa o mecanismo de correção de erro para o equilíbrio.

Ao observar-se o anexo C, o gráfico de cointegração do modelo com o índice de preços de Portugal, verifica-se que quando existe um desvio no equilíbrio, o mecanismo de correção nem sempre está presente no modelo, concluindo deste modo que poderá não existir uma relação de longo prazo no modelo. Por outro lado, observa-se no anexo D, no modelo com o índice de preços da Zona Euro, que esse mecanismo de correção está presente, tornando possível afirmar que, neste modelo, existe relação de longo prazo.

No período em análise os desvios estiveram sempre em torno de 5 e -1 no modelo com o índice de preços de Portugal e 4 e -3 no modelo com o índice de preços da Zona Euro. A euribor a 3 meses está, no modelo com índice de preços na Zona Euro, por três vezes acima do seu valor de longo prazo, aproximadamente entre 2001 e 2003, 2008 e 2009 e, por fim, entre 2011 e 2013. Os desvios mais positivos foram causados, na sua maioria, por instabilidade financeira e económica. Essas situações abordadas no capítulo 2, coincidem nomeadamente com a bolha dot-com, a crise do *subprime* e mais recentemente a crise da dívida soberana. De forma geral, os desvios foram corrigidos com relativa rapidez (entre 12 e 24 meses).

As taxas de juro a 3 meses entre os finais do ano 2000 e meados de 2003 caíram bastante, de 5% para 2%, o que protagonizou que o desvio passasse de negativo (-0.2) no início de período, para valores positivos (2.6) em meados de 2002. O desvio depois de atingir esse pico (2.6), corrigiu para o seu valor de equilíbrio.

Durante o ano de 2008 o desvio das taxas de juro face ao seu valor de equilíbrio subiu de 0.0 para 4.0 no final desse ano, devido em grande parte à crise do crédito à habitação. O desvio estancou a trajetória de subida, mas não se fixou perto do valor de equilíbrio, tendo atingido o valor de -2.4 em meados de 2010. De meados de 2010 ao início de 2012, o valor subiu de novo, desta vez para perto de 3.0, numa altura em que Portugal entrava em recessão e a dívida soberana continuava a subir.

No modelo com o índice de preços de Portugal (anexo C), os movimentos e tendências são muito semelhantes ao modelo anteriormente apresentado, mas com os valores a encontrarem-se quase sempre acima do valor de equilíbrio, excetuando os períodos entre 2009 e 2010 e durante os primeiros oito meses de 2014.

7.3 Causalidade à Granger

O recurso a esta metodologia tem como objetivo perceber se as variáveis independentes presentes no modelo preveem o comportamento das variáveis dependentes. Nas tabelas 10 e 11, analisam-se os principais resultados dos testes de causalidade à Granger, enquanto nos anexos E e F é possível encontrar o *output* completo do teste.

Tabela 10: Resultados do teste de Block Exogeneity Wald (Modelo IHPC PT)

Variável Dependente	H_0	Chi-sq
D(L(PSI 20))	D(L(IHPC PT)) (t-6) = 0	11.26489 (p-value = 0.0805)
D(L(PSI 20))	D(IAE) (t-6) = 0	14.54091 (p-value = 0.0241)
D(L(PSI 20))	D(E3m) (t-6) = 0	4.472117 (p-value = 0.6131)

Tabela 11: Resultados do teste de Block Exogeneity Wald (Modelo IHPC ZE)

Variável Dependente	H_0	Chi-sq
D(L(PSI 20))	D(L(IHPC ZE)) (t-6) = 0	13.75211 (p-value = 0.0325)
D(L(PSI 20))	D(IAE) (t-6) = 0	10.74906 (p-value = 0.0964)
D(L(PSI 20))	D(E3m) (t-6) = 0	5.010114 (p-value = 0.5425)

As conclusões da tabela 10 e 11, permitem afirmar, segundo os valores do p-value (< 0,05), que o índice de preços da Zona Euro prevê o comportamento do mercado acionista, mas, por outro lado, o índice de preços em Portugal não prevê (apenas significativo a 10%). A atividade económica permite antecipar o comportamento do mercado acionista, e a taxa de juro a 3 meses não é um indicador útil para prever as variações no PSI 20.

Esta causalidade entre atividade económica e o mercado acionista foi abordada anteriormente, tal como por Hanousek & Filler (2000), que usaram a causalidade à Granger para testar se os indicadores de atividade económica podem ser usados para explicar as mudanças nos preços das ações. No período entre 1993 e 1999, os resultados obtidos foram mistos. Ao contrário da Hungria e Polónia, os testes de causalidade não indicam que os indicadores de atividade económica tenham influência nos preços das ações da República Checa e da Eslováquia durante esse período. Plíhal (2016) também testou a causalidade entre o mercado acionista alemão (DAX) e diversos indicadores macroeconómicos. A partir de dados mensais, de janeiro de 1999 a setembro de 2015, o

autor descobre que é a produção industrial que causa à Granger o mercado acionista, mas a atividade económica em geral não prevê o comportamento do mercado acionista.

As conclusões que são possíveis retirar a partir dos resultados presentes nos anexos E e F, são o facto do mercado acionista ter uma relação de causalidade com os dois índices de preços, enquanto a atividade económica prevê apenas o comportamento do índice de preços da Zona Euro. Por fim, em ambos os modelos, observa-se que os índices de preços e o mercado acionista antecipam o comportamento da taxa de juro a 3 meses.

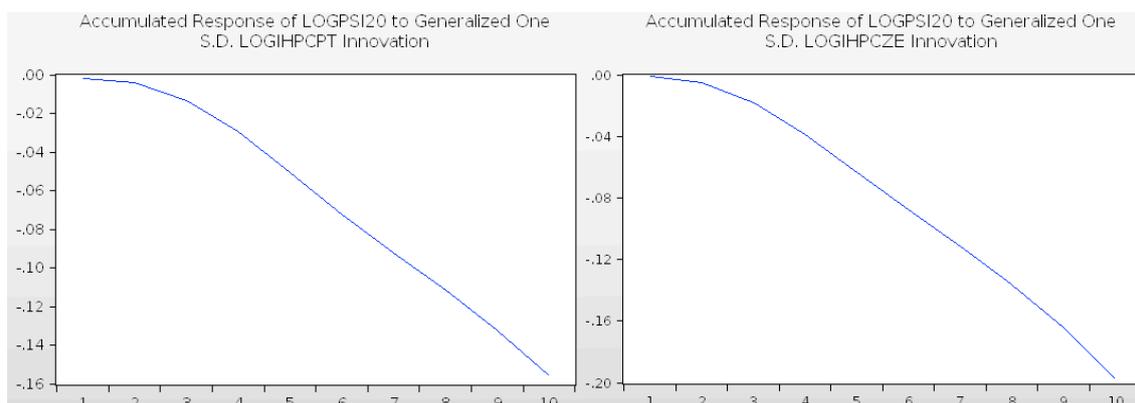
7.4 Funções Impulso-Resposta (FIR)

Nas FIR pretende-se concluir como as variáveis endógenas respondem a choques exógenos, ou seja, proceder a uma análise das suas repercussões ao longo do tempo dos choques dos índices de preços sobre si próprio e sobre o mercado acionista e a atividade económica, e vice-versa.

Decidiu-se por aplicar nestes testes os métodos de Cholesky e o *Generalized Impulse*. Na decomposição de Cholesky impõem-se restrições na forma como os choques afetam as variáveis. Sendo assim, com base neste método, é necessário ter em conta a sensibilidade económica, tal como referido por Brooks (2008), ordenando as variáveis da mais exógena para a mais endógena. Neste caso, ordenou-se as variáveis por indicador de atividade económica, índice de preços, taxa de juro e o mercado acionista. A justificação para a ordenação é que a atividade económica é mais lenta que as outras variáveis a reagir, pois decisões de investimento, por exemplo, levam algum tempo a ser tomadas. No lado oposto o mercado acionista é muito rápido a reagir a mudanças em outras variáveis, bastando muitas vezes uma notícia positiva ou negativa para o mercado reagir de imediato. Por outro lado, o *Generalized Impulse* não implica uma ordenação das variáveis.

Nos gráficos 5 e 6 é possível verificar os resultados principais, enquanto que nos anexos G, H, I e J encontram-se os restantes resultados.

Gráfico 5: Resultados principais da FIR (*Generalized Impulse - Accumulated*)



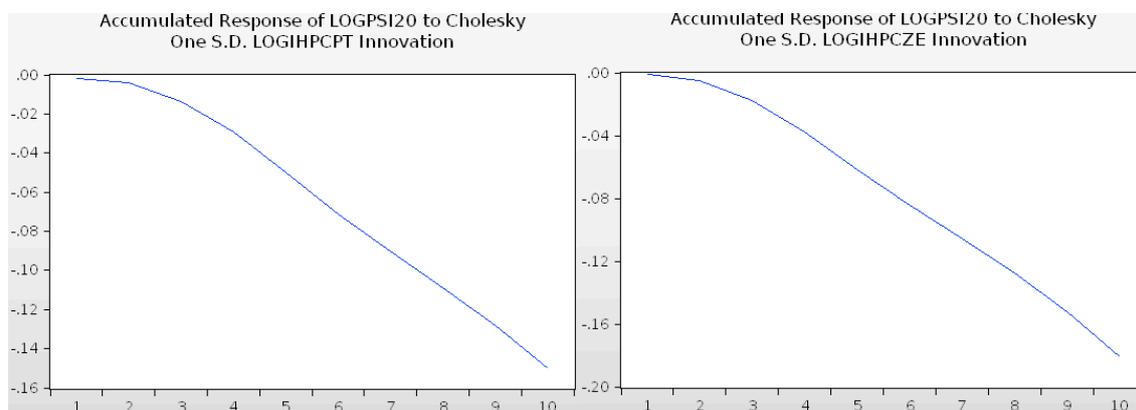
A partir do teste função impulso-resposta (gráfico 5) é possível afirmar que, quando o índice de preços aumenta o mercado acionista diminui, ou seja, A_t reage de forma negativa a um choque provocado por IPT_t e IZE_t . Contudo, A_t reage de forma mais expressiva a um choque provocado por IZE_t . Nos rácios entre a variação no log do mercado acionista e a variação no log do índice de preços observam-se valores elevados, de -3.48 no modelo com o índice de preços de Portugal e de -8.25 no modelo com o índice de preços da Zona Euro. A subida da inflação em Portugal reduz o mercado acionista menos do que um aumento similar na inflação da Zona Euro. Uma explicação para estes efeitos negativos, está relacionado com o facto de o aumento do nível de preços causar uma perda real do poder de compra das famílias, o que leva a uma queda do consumo privado e consequentemente das receitas das empresas. O aumento do nível de preços faz as empresas perderem igualmente competitividade em relação ao exterior. Se um país tem uma taxa de inflação superior as restantes, isso faz com que seja menos competitivo, levando a uma queda das exportações e ao arrefecer da economia. No caso português este caso torna-se ainda mais difícil de contornar, pois, a decisão de desvalorizar a moeda para impulsionar as exportações está a cargo do BCE. Outra explicação para estes resultados é que uma taxa de inflação na Zona Euro superior à esperada faz com que a cotação das ações nas bolsas europeias desça, pois, a probabilidade de o BCE subir as taxas diretores aumenta, o que aumenta, igualmente, a probabilidade de a cotação das ações virem a descer. (Lagoa, Leão & Leão, 2011)

Nos anexos G e H, em ambos os modelos, vemos que, quando a atividade económica cresce, o mercado acionista aumenta de forma significativa, ou seja, A_t reage de forma positiva a um choque provocado por Y_t . Quando a atividade económica cresce, o efeito imediato é o de aumento do emprego e, por consequência, do poder de compra da

população. Isso provoca uma maior procura de bens e serviços por parte das pessoas, levando a um aumento das receitas das empresas cotadas no mercado acionista. Outra consequência do crescimento económica é o aumento da confiança dos empresários, que se sentem mais dispostos a investir.

Por fim, o mercado acionista responde de forma significativa a choques na sua própria variável ao longo de todos os períodos, enquanto que a reação face aos choques na taxa de juro a 3 meses é muito próxima de 0.

Gráfico 6: Resultados principais da FIR (*Cholesky - Accumulated*)



As conclusões dos resultados segundo a decomposição de Cholesky (gráfico 6) são bastante similares às do *Generalized Impulse*. Deste modo, o PSI 20 responde positivamente a impulsos da atividade económica, mas responde negativamente a impulsos dos índices de preços. Os rácios demonstram, tal como no *Generalized Impulse*, que a elasticidade é grande em ambos os modelos, revelando-se maior no modelo com o índice de preços da Zona Euro (-7.79) do que no modelo com o índice de preços de Portugal (-3.37).

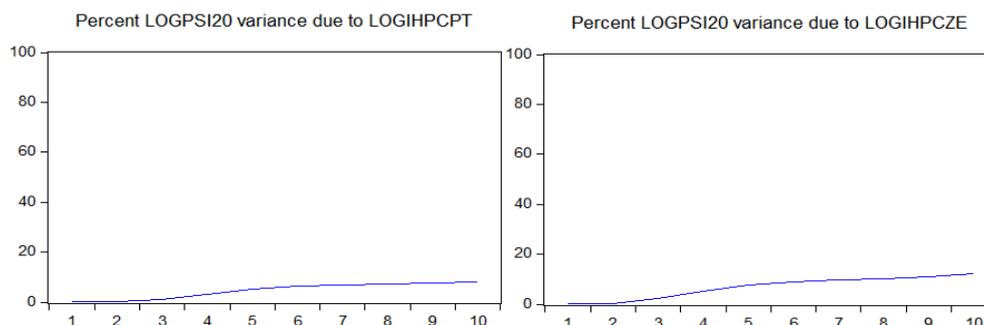
Por fim, é importante referir que se optou por não incluir os intervalos de confiança, pois, tendem a ser muito grandes, dificultando análises precisas, tal como referido por Brooks (2008).

7.5 Decomposição da Variância

Na decomposição da variância observa-se a percentagem de cada erro em h passos à frente, o que permite concluir de onde são provenientes as causas das turbulências em cada variável.

No gráfico 7 é possível observar os resultados mais importantes da decomposição da variância, mas nos anexos K e L analisa-se o *output* desta metodologia na íntegra, utilizando a mesma ordenação de Cholesky que foi aplicada na FIR.

Gráfico 7: Resultados principais da decomposição da variância



Ambos os modelos apresentam resultados muito semelhantes, com a incerteza do mercado acionista a ser quase na sua totalidade devido à própria variável, principalmente nos primeiros 3 meses do período em análise (entre 98% e 96%), mas à medida que se avança no espaço temporal o indicador de atividade económica e os índices de preços aumentam a sua preponderância na variância no mercado acionista, mas apenas de forma ténue. Apesar de ambos os índices de preços terem pouca relevância na incerteza do mercado acionista, o índice de preços da Zona Euro chega a ser responsável, no máximo, por 12% dessa variação, enquanto o índice de preços de Portugal é responsável por, apenas, 8%. A atividade económica, a partir do 5º período, começa a ganhar peso na variação do mercado acionista, sendo a razão por mais de 15% da sua variação no 10º período. Por outro lado, choques nas taxas de juro não têm qualquer influência na variância do mercado acionista, que nunca são superiores a 4%, respetivamente.

Os restantes resultados presentes nos anexos K e L mostram que, a fonte de incerteza da atividade económica é quase exclusivamente a sua própria variável. Para além disso, é possível encontrar que a incerteza do índice de preços de Portugal está menos ligada a outras variáveis que o índice de preços na Zona Euro.

7.6 Análise de Sensibilidade

Por fim, foi efetuada uma análise com as variáveis em variações (mas sem cointegração), com ambos os índices de preços no mesmo modelo, para perceber se os resultados eram consistentes com os aferidos nos modelos em níveis. Note-se que no modelo em variações já é possível colocar os índices de preços dos dois países, pois a correlação entre estes já

é menor (0.69). Este modelo permite uma melhor separação entre os efeitos dos dois índices de preços uma vez que ambos se encontram presentes simultaneamente no modelo.

A função impulso-resposta, utilizando o teste *Generalized Impulse*, com o modelo em variações demonstra, igualmente, que o efeito de ambos os índices de preços no mercado acionista é negativo e que o mercado acionista responde de forma mais expressiva a um choque no índice de preços da Zona Euro, tal como se observa no anexo M. As elasticidades, baseado no método desenvolvido por Afonso e St. Aubyn (2007), são superiores ao modelo em níveis, com rácios de -5.42 com o índice de preços de Portugal e de -16.07 com o índice de preços da Zona Euro. Observando o teste de Cholesky (anexo N) a conclusão mantém-se, e os rácios são muito mais expressivos no índice de preços da Zona Euro (-19.23) do que no índice de preços de Portugal (-5.32).²⁰

No teste da decomposição da variância (anexo O) as conclusões são iguais à dos modelos em níveis, ou seja, tanto o índice de preços de Portugal como da Zona Euro têm pouca relevância na incerteza do mercado acionista, com os índices a serem responsáveis no máximo por apenas 5% e 3%, respetivamente, da incerteza do PSI 20.

A partir destes testes pode-se concluir que os modelos em níveis são fiáveis, pois, quando analisado em variações as conclusões não se alteram, constatando-se apenas diferenças na expressividade dos rácios.

²⁰ De referir que o valor da elasticidade para a zona euro parece um pouco excessivo, estando, no entanto, o seu valor sujeito a uma certa incerteza resultante do intervalo de confiança em torno do valor central da função impulso resposta.

8. Conclusões

Esta dissertação teve como principal objetivo perceber a relação entre o índice de preços, em Portugal e na Zona Euro, e o mercado acionista português, a partir de um teste empírico conduzido pelos modelos VAR e VECM. A hipótese de estudo da dissertação teve como ponto de partida a teoria fisheriana, que demonstra que os índices de preços estavam relacionados positivamente com os retornos das ações. De forma a testar esta hipótese, a base de dados a utilizar avalia as variáveis referidas desde janeiro de 1999 a dezembro de 2015.

Para tal, primeiramente, avaliou-se a estacionariedade das variáveis em estudo, recorrendo-se a 3 testes de raízes unitárias e concluindo-se que as variáveis eram não estacionárias em níveis, mas estacionárias em primeiras diferenças (séries DSP). De seguida, aplicou-se o modelo dos vetores autorregressivos, com o intuito de escolher o desfaseamento ótimo a incluir na estimação dos modelos. Aplicando-se o *Lag Length Criteria* e o *Lag Exclusion Tests* constatou-se que o lag ótimo era de 7, em ambos os modelos.

Depois de testado o desfaseamento ótimo recorreu-se ao método de *Johansen* para avaliar a cointegração das variáveis e o tipo de modelo VAR a utilizar. No modelo com o índice de preços de Portugal o modelo VAR implementado foi o 2º, e no modelo com o índice de preços da Zona Euro implementou-se o 3º modelo. Em ambos os modelos foi encontrada uma equação cointegrada, que foi justificada pela teoria económica e literatura empírica.

O passo seguinte foi estimar o modelo VECM. A equação de longo prazo foi testada com a taxa de juro (Euribor 3 meses) como variável dependente, pois, com as outras variáveis como dependentes os sinais eram contrários ao esperado e os alfas não eram estatisticamente significativos. Os resultados, em ambos os modelos, apresentam muitas semelhanças, com os dois índices de preços a terem um efeito positivo nas taxas de juro (existência da regra de Taylor), e o mercado acionista a ter um efeito positivo e significativo nas taxas de juro.

Posteriormente analisou-se de que forma as variáveis independentes presentes no modelo permitiam prever o comportamento das variáveis dependentes, a partir do teste de Causalidade à Granger. Concluiu-se, neste teste, que o índice de preços da Zona Euro

prevê o comportamento do mercado acionista, mas o mesmo não se verificou para o índice de preços de Portugal (apenas significativo a 10%). A atividade económica também antecipa o comportamento do mercado acionista, mas a taxa de juro a 3 meses não é uma variável útil para prever o comportamento do PSI 20.

No teste função impulso-resposta pretendeu-se averiguar como as variáveis endógenas respondem a choques exógenos e, em ambos os métodos *Generalized Impulse* e *Cholesky*, foi possível afirmar que o mercado acionista responde de forma negativa a um choque provocado pelo índice de preços (Portugal e Zona Euro). Também se apurou que uma subida da inflação em Portugal reduz o mercado acionista menos do que um aumento similar na inflação da Zona Euro.

Na decomposição da variância os resultados apresentados mostram que a incerteza do mercado acionista se deve quase na sua totalidade à própria variável, principalmente nos primeiros 3 meses. O índice de preços da Zona Euro (12%) é mais responsável pela variação do mercado acionista que o índice de preços de Portugal (8%), enquanto que a atividade económica chega a ser responsável por 15% da variação do PSI 20.

Por fim, os testes de sensibilidade permitiram afirmar que os modelos em níveis são fiáveis e bem estruturados, pois, com o modelo em variações, as conclusões dos testes função impulso-resposta e decomposição da variância não se alteraram.

Em conclusão, observa-se que o IPC da zona euro é mais relevante para explicar a inflação em Portugal do que o IPC de Portugal. Isto pode ser justificado pelo facto de a política monetária ser conduzida pelo BCE, que tem em conta o IPC de toda a zona euro. Por outro lado, não se encontrou evidência favorável ao efeito Fisher no mercado acionista Português.

Estes resultados permitem, também, servir de ferramenta para possíveis futuros investidores poderem planear as suas estratégias de forma mais cuidada, podendo usar a Euribor a 3 meses e ambos os índices de preços como variáveis a ter em conta ao investir.

Em conclusão seria interessante ver desenvolvida a mesma metodologia desta dissertação, mas para outros países, nomeadamente da Zona Euro, como forma de comprovar os resultados apurados e comparar com a realidade portuguesa. Outro tema interessante que poderá ser investigado será perceber até que ponto o mercado acionista

O impacto da evolução do Índice de Preços em Portugal e na Zona Euro no PSI 20

português, e não só, pode ser previsto por variáveis passadas, com o intuito de perceber qual o grau de eficiência que o PSI 20 apresenta.

Referências

- Afonso, A. and St. Aubyn, M. (2007). *Macroeconomic Rates of Return of Public and Private Investment: Crowding-in and Crowding-out Effects*, mimeo.
- Al-Khazali, O. M. & Pyun, C. S. (2004). *Stock prices and inflation: New evidence from the Pacific-Basin countries*. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 22(2), pp. 123–140.
- Al-Sharkas, A. A., Al-Zoubi, M. (2014). *Stock Prices and Inflation: Evidence from Jordan, Saudi Arabia, Kuwait and Morocco*. *Journal of International Business Research*, 13(2), 74-88.
- Arjoon, R., Botes, M., Chesang, L. K. and Gupta, R. (2012). *The long-run relationship between inflation and real stock prices: empirical evidence from South Africa*. *Journal of Business Economics and Management*, 13(4), pp. 600–613.
- Bagliamo, F. C. and Beltratti, A. (1997). *Stock Returns, The Interest Rate and Inflation in the Italian Stock Market: A Long-run perspective*. *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*.
- Bodie, Z. (1976). *Common stocks as a hedge against inflation*. *The Journal of Finance*, 31(2), 459-470.
- Branch, B. (1974). *Common stock performance and inflation: an international comparison*. *The Journal of Business*, 47(1), 48-52.
- Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance*, Cambridge University Press, 2ª edição: 290-343.
- Cagan, P. (1974). *Common Stock values and Inflation: The Historical Record of Many Countries*. National Bureau of Economic Research, Annual Report.
- Choudhry, T. (2001). *Inflation and rates of return on stocks: Evidence from high inflation countries*. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 11(1), pp. 75–96.

Coelho, M. A. T. (2005). *Ensaio sobre a relação entre macroeconomia e mercado acionista*. ISEG, Lisbon.

Díaz, A. and Jareño, F. (2009). *Explanatory factors of the inflation news impact on stock returns by sector: The Spanish case*. *Research in International Business and Finance*, 23(3), pp. 349–368.

Duca, G. (2007). *The Relationship Between the Stock Market and the Economy: Experience from International Financial Markets*. *Bank of Valletta Review*, 36, 1-12.

Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. Wiley, New York.

Engle, R. & Granger, W. (1987). *Co-integration and error correction representation, estimation, and testing*. *Econometrica*, 55, 251-276.

Faber, M. (2009). [transmissão televisiva], Bloomberg TV, 23 de setembro.

Fama, E. F. (1981). *Stock returns, real activity, inflation and money*. *American Economic Review* 71: 545–65.

Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1974). *Tests of the multiperiod two-parameter model*. *Journal of Financial Economics*, 1(1), 43-66.

Fama, E. F., & Schwert, G. W. (1977). *Asset returns and inflation*. *Journal of financial economics*, 5(2), 115-146.

Feldstein, M. (1980). *Inflation and the stock market*. *American Economic Review*, 70, 839–47.

Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest*. Macmillan, New York.

Floros, C. (2004). *Stock returns and inflation in Greece*. *Applied Econometrics and International Development*, 4(2), pp. 55–68.

Geske, R., & Roll, R. (1983). *The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation*. *The Journal of Finance*, 38(1), 1-33.

Gonçalves, P. J. R. (2012). *The role of macroeconomics in the Portuguese stock market*. ISCTE, Lisbon.

Granger, C. (1969). *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods*. *Econometrica*, 37(3), 424–438.

Hakkio, C. S. & Rush, M. (1991). *Cointegration: How Short is the Long Run?*. *Journal of International Money and Finance*, 10, 571-581.

Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press, NJ.

Hanousek, J. & Filler, R. K. (2000). *The relationship between economic factors and equity markets in Central Europe*. *Economics of transition*, 8 (3), 623-638.

Hasan, M. S. (2008). *Stock returns, inflation and interest rates in the United Kingdom*. *The European Journal of Finance*, 14(8), pp. 687–699.

Hoguet, G. R. (2008). *Inflation and Stock Prices*. State Street Global Advisors, 1-10.

Huizinga, J. (1993). *Inflation uncertainty, relative price uncertainty, and investment in US manufacturing*. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 25, 521–549.

Humpe, A., Macmillan, P. (2009). *Can macroeconomic variables explain long-term stock market movements? A comparison of the US and Japan*. *Applied Financial Economics* 19: 111–119.

Ireland, P. N. (2007). *Changes in the Federal Reserve's inflation target: Causes and consequences*. *Journal of Money, credit and Banking*, 39(8), 1851-1882.

Jaffe, J. F., & Mandelker, G. (1976). *The “Fisher effect” for risky assets: an empirical investigation*. *Journal of Finance* 31: 447–58.

Johansen, S. & Juselius, K. (1990). *Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money*, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.

Johnson, G. L., Reilly, F. K., & Smith, R. E. (1971). *Individual common stocks as inflation hedges*. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 6(03), 1015-1024.

Jung, C., Shambora, W. and Choi, K. (2007). *The relationship between stock returns and inflation in four European markets*. Applied Economics Letters, 14(January), pp. 555–557.

Junttila, J. (2001). *Testing an augmented Fisher hypothesis for money market rate in Finland*. Journal of Macroeconomics, 23, 577-599.

Kaul, G. (1987). *Stock returns and inflation: the role of the monetary sector*. Journal of Financial Economics 18, 253- 276.

Kessel, R. A. (1956). *Inflation-caused wealth redistribution: A test of a hypothesis*, American Economic Review 46, 128-141.

Lagoa, S., Leão, E. & Leão, P. (2011). *Política Monetária e Mercados Financeiros*. Lisboa: Sílabo.

Marshall, D. (1992). *Inflation and Asset Returns in a Monetary Economy*. Journal of Finance, 47, 1315–1342.

McMillan, D. G. (2001). *Cointegration Relationships between Stock Market Indices and Economic Activity: Evidence from US Data*. University of St Andrews, Discussion Paper 0104.

Modigliani, F. (1971). *Monetary policy and consumption*. Federal Reserve Bank of Boston, Consumer spending and monetary policy: the linkages, Conference series Number 5 (Boston), 9-84.

Nelson, C. R. (1976). *Inflation and rates of return on common stocks*. The journal of Finance, 31(2), 471-483.

Omran, M. & Pointon, J. (2001). *Does the inflation rate affect the performance of the stock market? the case of Egypt*. Emerging Markets Review, 2(3), pp. 263–279.

Oudet, B. A. (1973). *The Variation of the Return on Stocks in Periods of Inflation*. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 8(02), 247-258.

Pearce, D. and Roley, V. V. (1985). *Stock Prices and Economic News*, The Journal of Business, 58, issue 1, 49-67.

Plíhal, T. (2016). *Stock market informational efficiency in Germany: Granger causality between DAX and selected macroeconomic indicators*. Procedia - Social and Behavioural Sciences, 321-329.

Reilly, F. K., Johnson, G. L., & Smith, R. E. (1970). *Inflation, inflation hedges, and common stocks*. Financial Analysts Journal, 104-110.

Rua, A. (2015). *Indicadores coincidentes mensais do Banco de Portugal revisitados*, Banco de Portugal.

Sharpe, S. A. (2002). *Reexamining stock valuation and inflation: the implications of analysts' earnings forecasts*. Review of Economics and Statistics, 84(4), 632-648.

Shiller, R. J. (1988). *Causes of changing financial market volatility*, Proceedings, Federal Reserve Bank of Kansas City, 1-32.

Sims, C. (1980). *Macroeconomics and reality*. Econometrica 48, 1-48.

Spyrou, S. I. (2001). *Stock returns and inflation: evidence from an emerging market*. Applied Economics Letters, 8(7), pp. 447-450.

Taylor, J. B. (1993). *Discretion versus Policy Rules in Practice*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 39, pp. 195-214.

Wang, B. & Ajit, D. (2013). *Stock Market and Economic Growth in China*. Economics Bulletin, 33(1), 95-103.

Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press.

Zhao, X. (1999). *Stock prices, inflation and output: evidence from China*. Applied Economics Letters, pp. 509-511.

Zion, U. B., Spiegel, U., & Yagil, J. (1993). *Inflation, investment decisions and the fisher effect*. International Review of Economics and Finance, 2, 195-206.

ANEXOS

Anexo A: Relação de cointegração no modelo com o índice de preços de Portugal.

Variáveis	Alfa	Erro-Padrão	T-Value
D(E3M)	-0.035084	0.00787	4.45600
D(L(PSI20))	0.003585	0.00294	-1.21798
D(L(IHPCPT))	0.000813	0.00027	-3.04450
D(IAE)	0.000095	0.00009	-1.07201

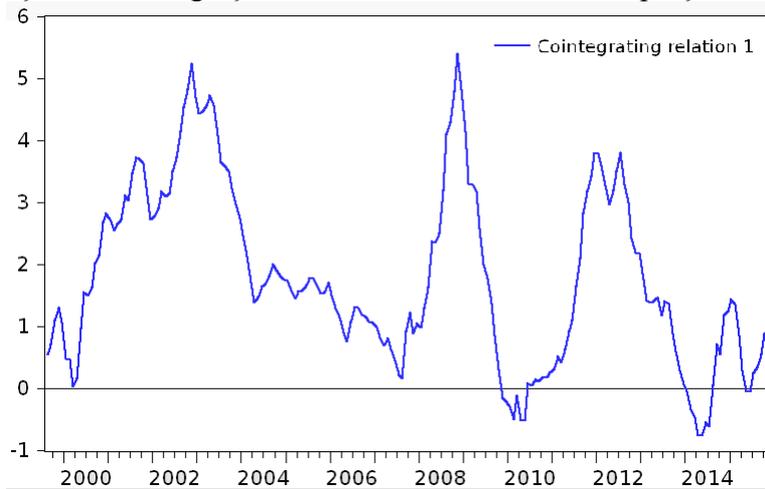
Número de vetores de cointegração = x. Número de observações (n) = 197. Lags = 6. D = variação.

Anexo B: Relação de cointegração no modelo com o índice de preços da Zona Euro.

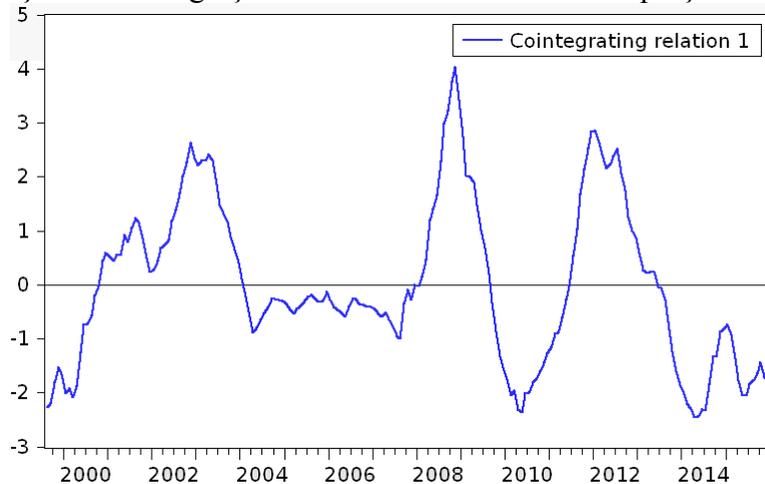
Variáveis	Alfa	Erro-Padrão	T-Value
D(E3M)	-0.051277	0.01136	4.51185
D(L(PSI20))	0.002180	0.00422	-0.51659
D(L(IHPCZE))	0.000363	0.00028	-1.29247
D(IAE)	0.000222	0.00013	-1.73101

Número de vetores de cointegração = x. Número de observações (n) = 197. Lags = 6. D = variação.

Anexo C: Relação de cointegração no modelo com o índice de preços de Portugal.



Anexo D: Relação de cointegração no modelo com o índice de preços da Zona Euro.



Anexo E: Resultados do teste de Block Exogeneity Wald (Modelo com o índice de preços de Portugal)

Dependent variable: D(E3M)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOGPSI20)	19.27259	6	0.0037
D(LOGIHPCPT)	25.46305	6	0.0003
D(IAE)	6.071258	6	0.4153
All	48.29275	18	0.0001

Dependent variable: D(LOGPSI20)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(E3M)	4.472117	6	0.6131
D(LOGIHPCPT)	11.26489	6	0.0805
D(IAE)	14.54091	6	0.0241
All	32.95441	18	0.0169

Dependent variable: D(LOGIHPCPT)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(E3M)	7.713227	6	0.2599
D(LOGPSI20)	19.93568	6	0.0028
D(IAE)	8.705589	6	0.1908
All	32.59063	18	0.0187

Dependent variable: D(IAE)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(E3M)	6.096503	6	0.4125
D(LOGPSI20)	6.771683	6	0.3425
D(LOGIHPCPT)	4.552236	6	0.6024
All	21.13849	18	0.2725

Anexo F: Resultados do teste de Block Exogeneity Wald (Modelo com o índice de preços da Zona Euro)

Dependent variable: D(E3M)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOGPSI20)	12.83138	6	0.0458
D(LOGIHPCZE)	17.84611	6	0.0066
D(IAE)	8.109906	6	0.2302
All	33.72985	18	0.0136

Dependent variable: D(LOGPSI20)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(E3M)	5.010114	6	0.5425
D(LOGIHPCZE)	13.75211	6	0.0325
D(IAE)	10.74906	6	0.0964
All	35.06034	18	0.0093

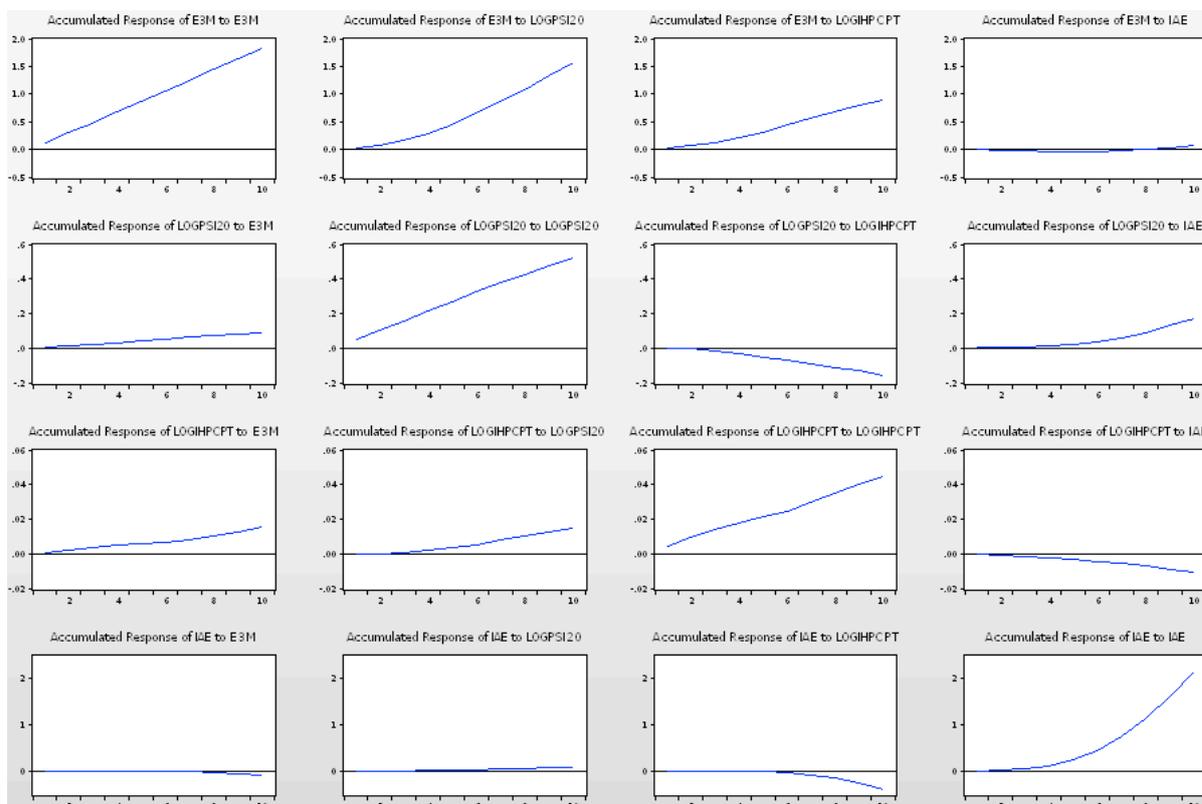
Dependent variable: D(LOGIHPCZE)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(E3M)	5.866197	6	0.4383
D(LOGPSI20)	26.86195	6	0.0002
D(IAE)	12.74509	6	0.0473
All	37.44762	18	0.0046

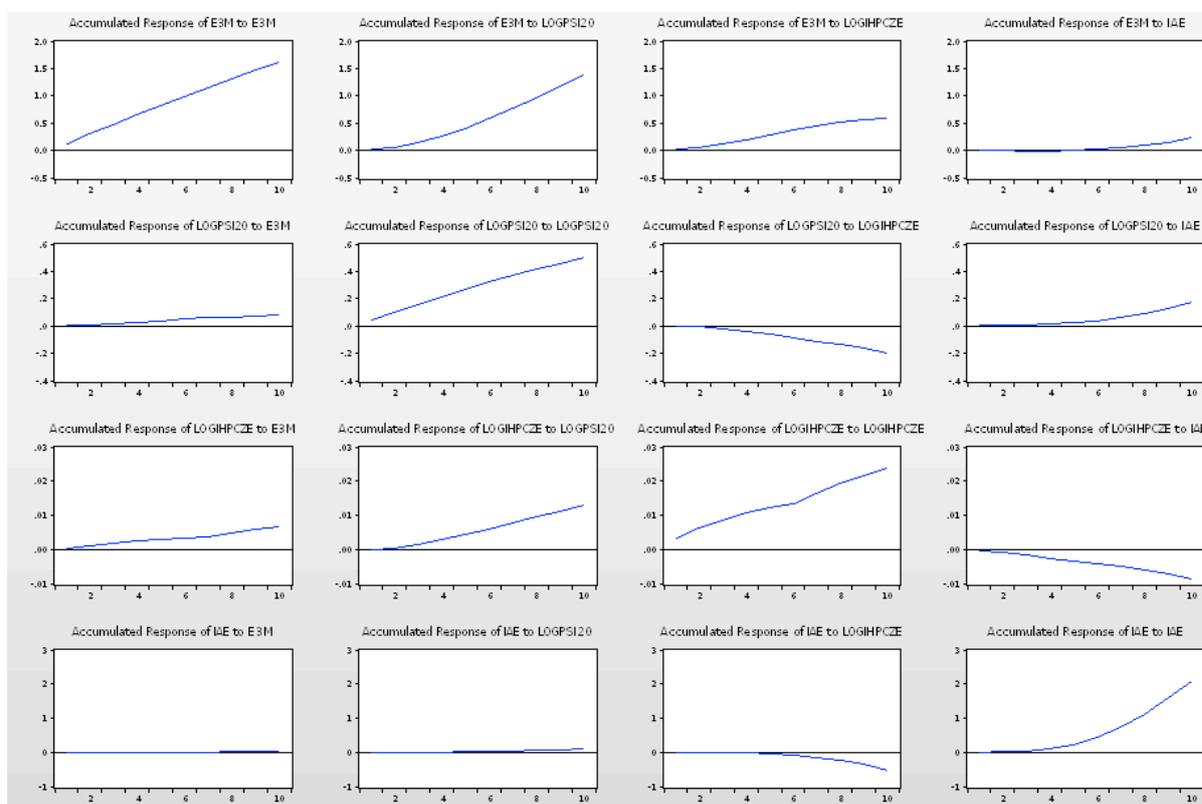
Dependent variable: D(IAE)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(E3M)	6.364726	6	0.3836
D(LOGPSI20)	7.739406	6	0.2578
D(LOGIHPCZE)	4.042298	6	0.6710
All	20.18945	18	0.3223

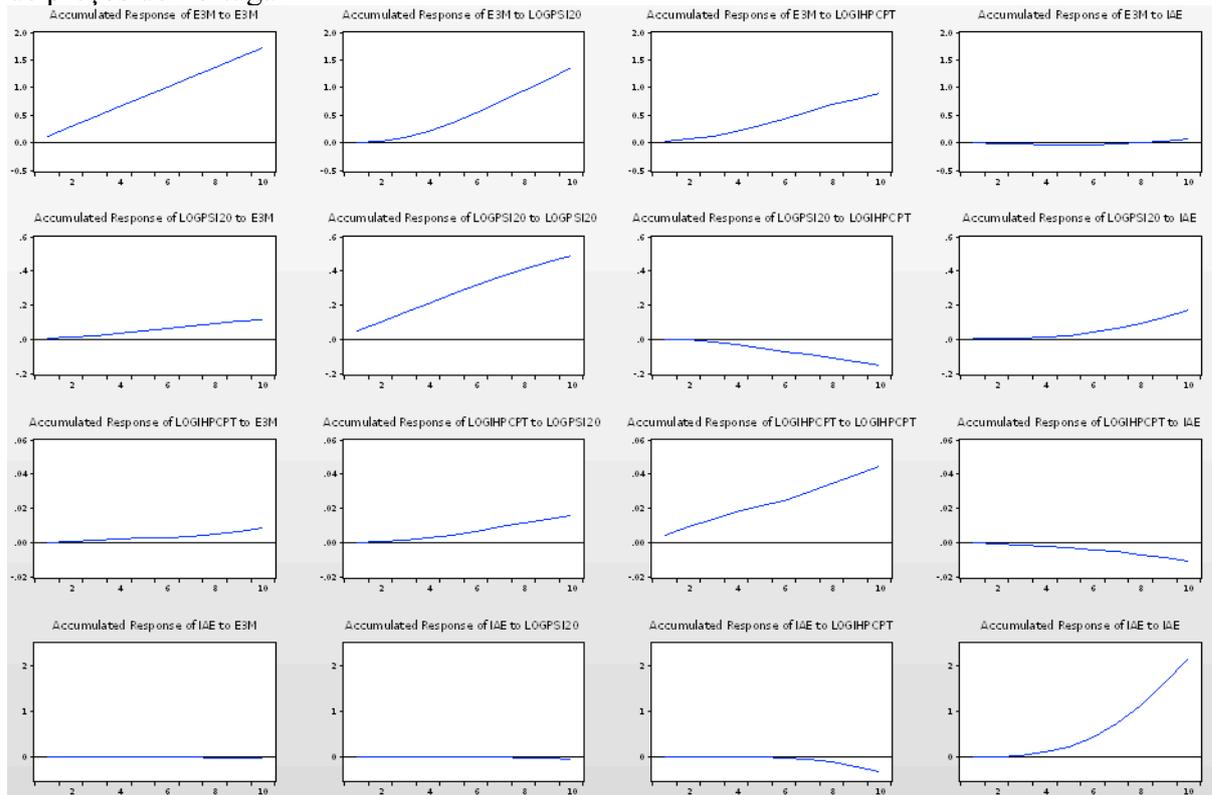
Anexo G: Resultados da FIR (*Generalized Impulse - Accumulated Response*) - Modelo com o índice de preços de Portugal



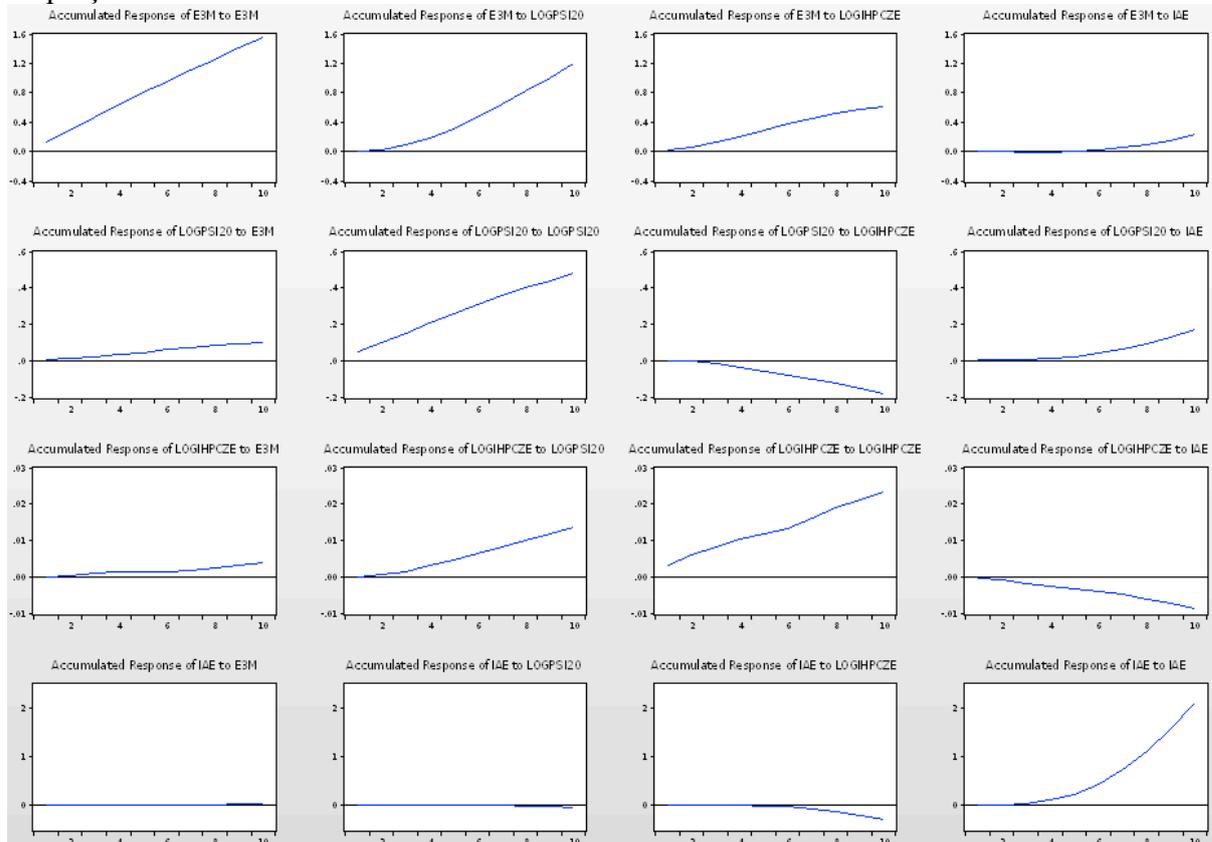
Anexo H: Resultados da FIR (*Generalized Impulse - Accumulated Response*) - Modelo com o índice de preços da Zona Euro



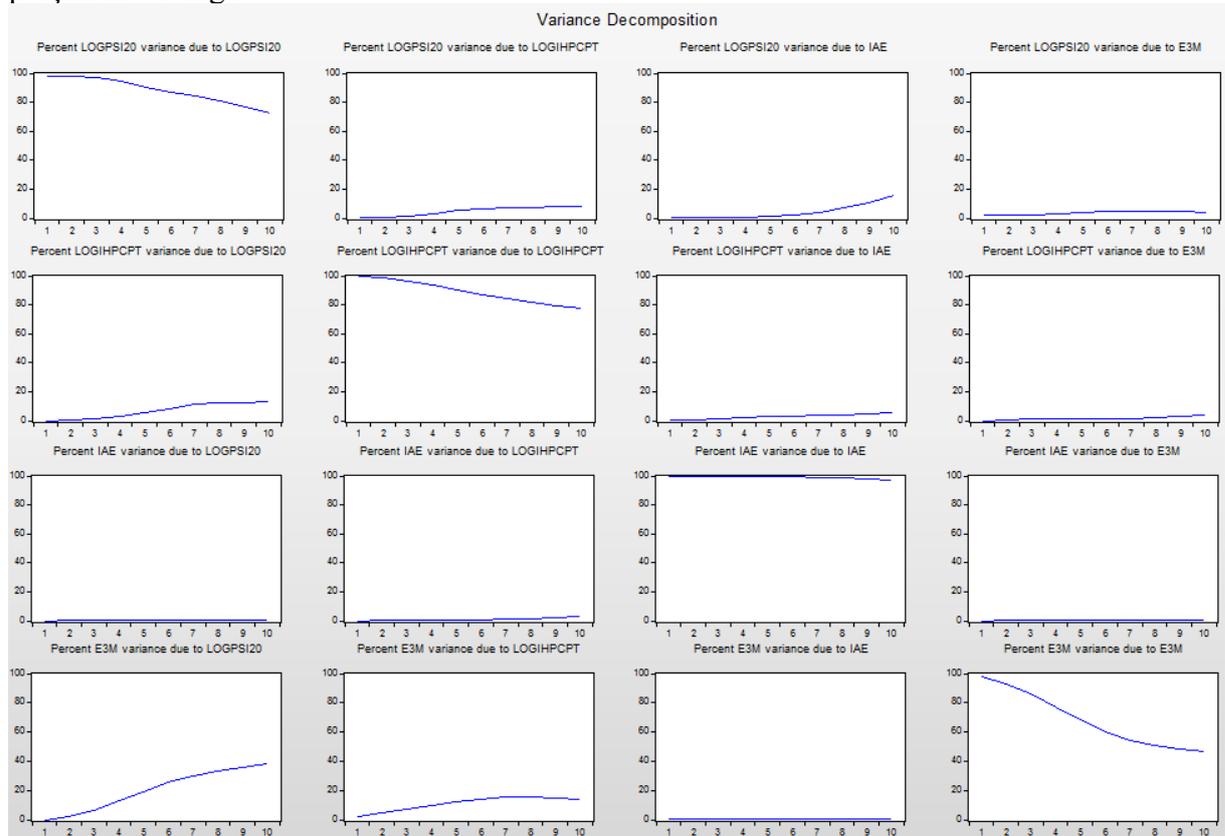
Anexo I: Resultados da FIR (Cholesky - Accumulated Response) - Modelo com o índice de preços de Portugal



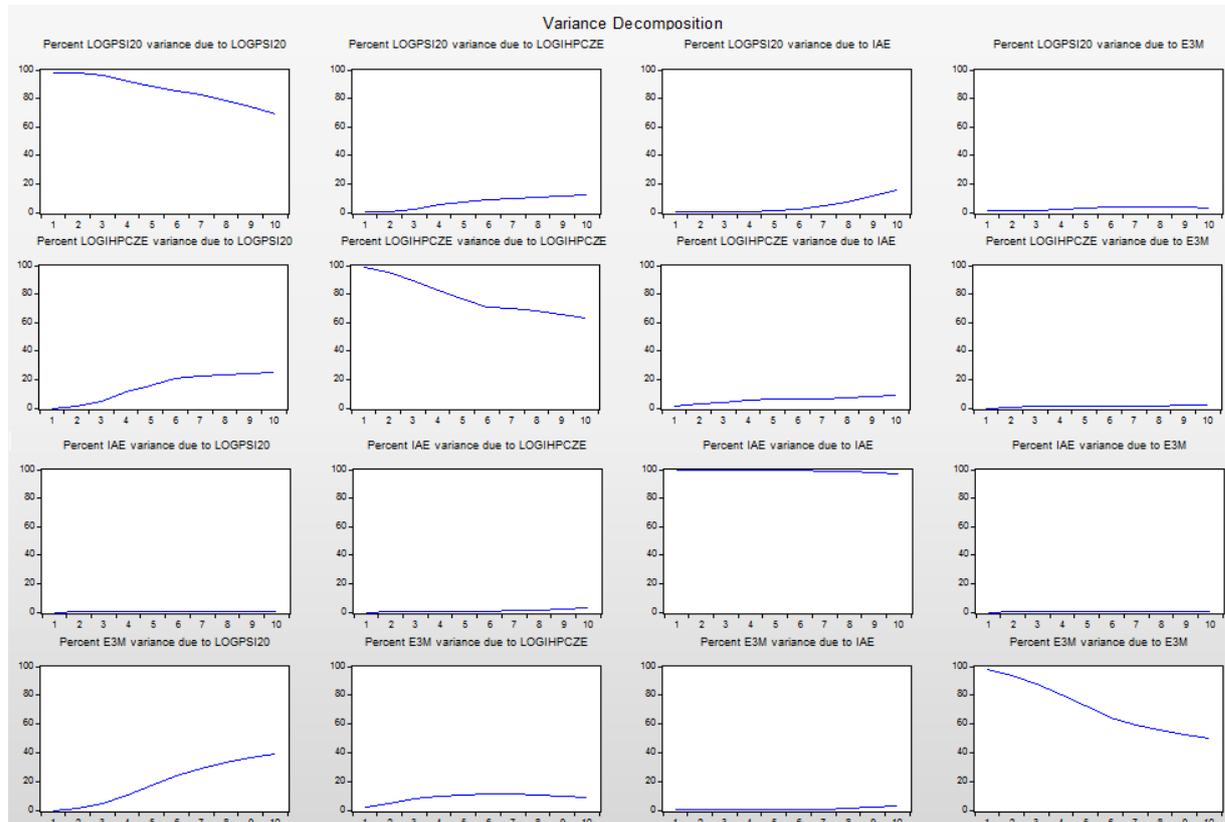
Anexo J: Resultados da FIR (Cholesky - Accumulated Response) - Modelo com o índice de preços da Zona Euro



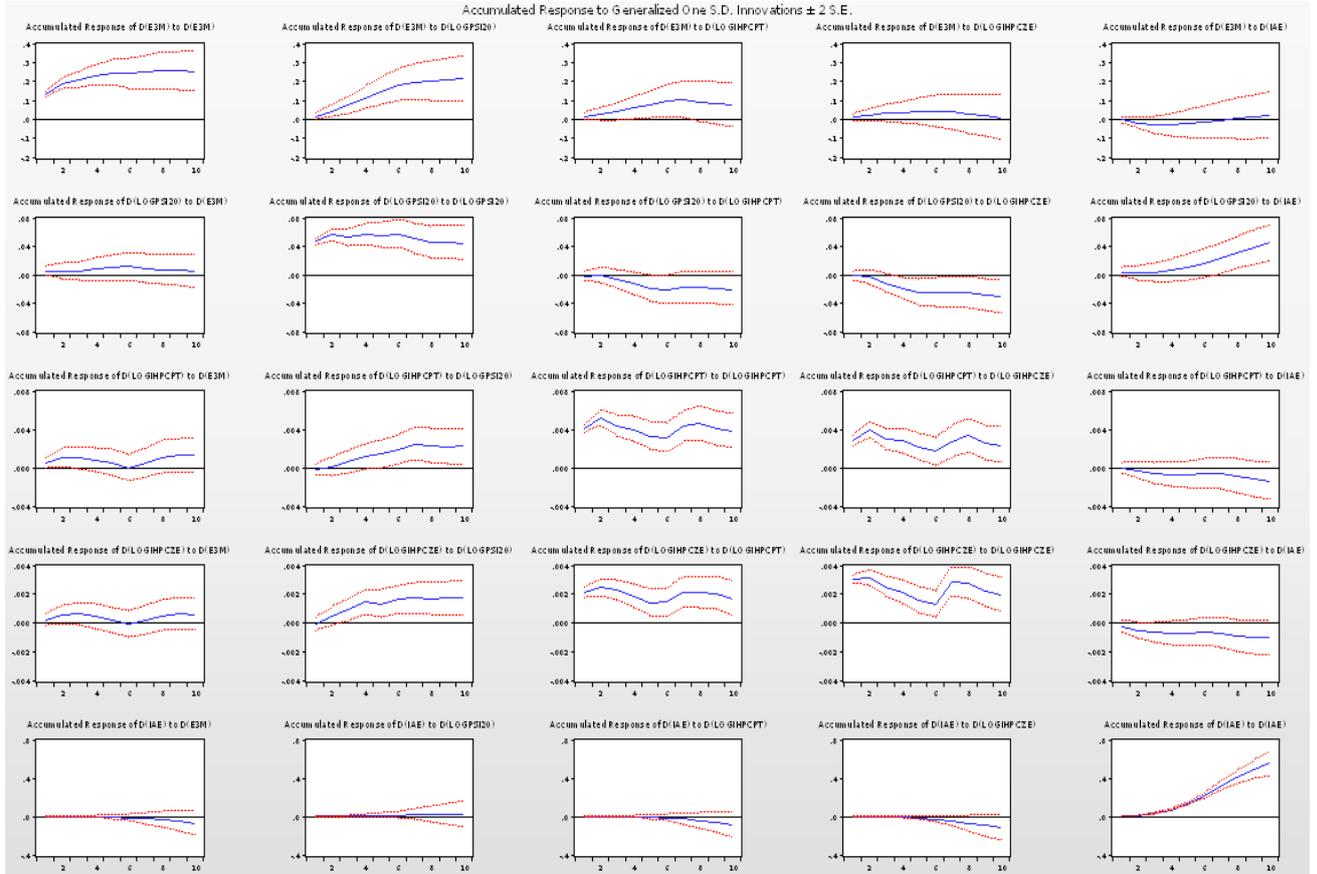
Anexo K: Resultados principais da decomposição da variância - Modelo com o índice de preços de Portugal



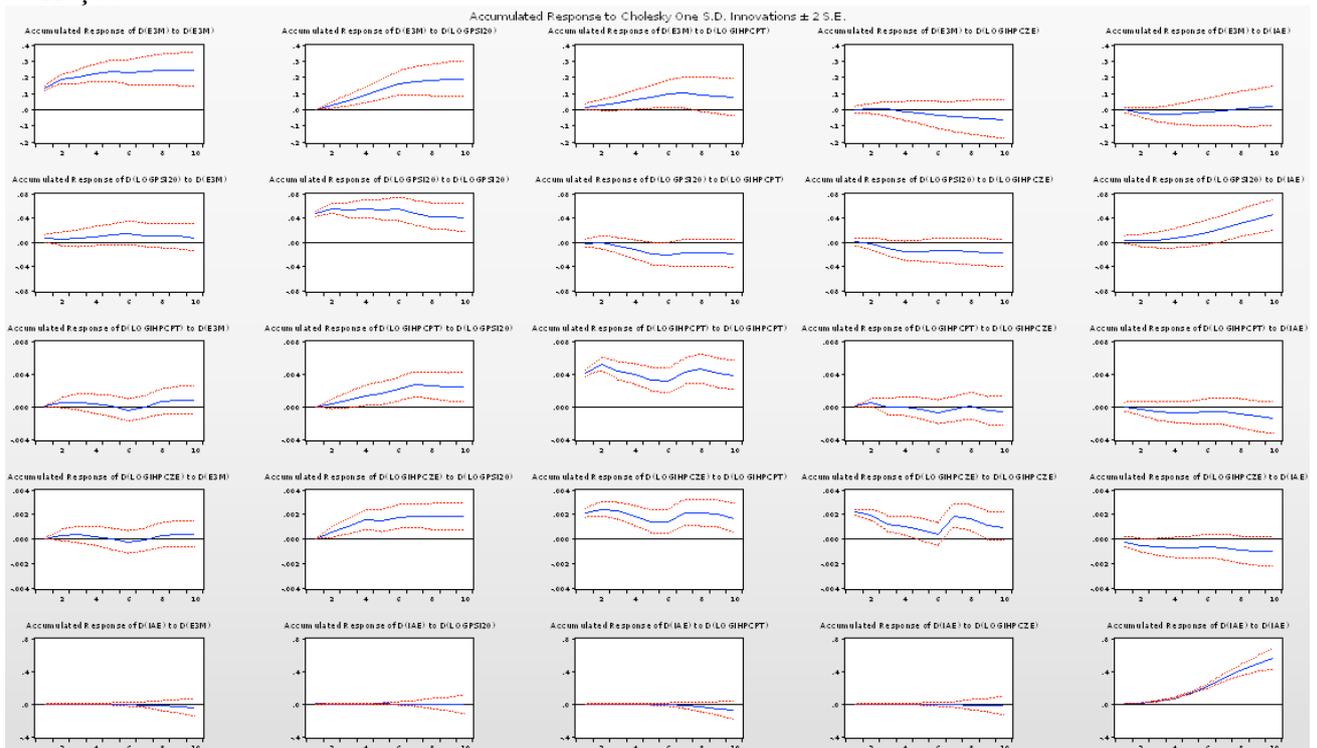
Anexo L: Resultados principais da decomposição da variância - Modelo com o índice de preços da Zona Euro



Anexo M: Resultados da FIR (*Generalized Impulse - Accumulated Response*) - Modelo em Variações



Anexo N: Resultados da FIR (*Cholesky - Accumulated Response*) - Modelo em Variações



Anexo O: Resultados principais da decomposição da variância - Modelo em Variações

