

**UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA**  
**INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO**

MESTRADO EM FINANÇAS

**Análise Empírica da Relação entre o Índice do  
Mercado Accionista Português e a Inflação**

**ANA FILIPA LOPES DE ALMEIDA E MELO**

Orientação: Maria Rosa Vidigal Tavares Cruz Quartin Borges

Júri:

Presidente: Doutora Clara Patrícia Costa Raposa, professora catedrática do  
Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade Técnica de Lisboa

Vogais: Doutora Maria Isabel de Deus Mendes, professora auxiliar do Instituto  
Superior de Economia e Gestão da Universidade Técnica de Lisboa

Doutora Maria Rosa Vidigal Tavares Cruz Quartin Borges, professora  
catedrática do Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade Técnica  
de Lisboa

Outubro 2011

## **Lista de Acrónimos**

ADF – Augmented Dickey-Fuller

AIC – Akaike Info Criterion

BCP – Banco Comercial Português

BPI – Banco Português de Investimento

BVLPA – Bolsa de Valores de Lisboa e Porto

CMVM – Comissão do Mercado de Valores Mobiliários

EUA – Estados Unidos da América

IDD – Independente e identicamente distribuído

IGCP – Instituto de Gestão da Tesouraria e do Crédito Público

INE – Instituto Nacional de Estatística

IPC – Índice de Preços no Consumidor

LIFFE – London International Financial Futures Exchange

OLS - Ordinary Least Squares

PIB – Produto Interno Bruto

PP – Teste Phillips-Perron

PSI20 – Portuguese Stock Index

TIH – Taxa de Inflação Homóloga

UE – União Europeia

VAR – Vector Auto-Regressivo

## Resumo

Este estudo tem como finalidade investigar as relações dinâmicas entre o mercado accionista português e a taxa de inflação, através de diversas técnicas econométricas. Pretende-se analisar se o mercado accionista português é um *hedge* contra a inflação. A amostra é constituída por valores mensais do *Portuguese Stock Index-20* e do Índice de Preços no Consumidor, durante o período compreendido entre Janeiro de 2000 a Dezembro de 2010.

Primeiramente, na metodologia fez-se o estudo individual por variável e efectuou-se um modelo de regressão simples onde o índice PSI-20 é utilizado como *proxy* dos retornos do mercado accionista português. De seguida, estuda-se o comportamento de equilíbrio das duas variáveis através do método de Johansen e Juselius (1990). E numa última fase, analisa-se as relações de causalidade de Granger (1988).

Foi possível concluir através da estacionaridade das séries que as variáveis tem ordem de integração um,  $I(1)$ . Pela estimação da regressão linear os resultados sugerem um efeito negativo mas não significativo entre a inflação e o retorno no mercado accionista português. Através do método de Johansen e Juselius (1990) não se encontrou evidências de cointegração entre as variáveis a longo prazo. Por sua vez, para o teste de causalidade estatística constatou-se que existe independência entre as variáveis.

**Palavras-chave:** Inflação, PSI-20, Teste de Estacionaridade, Método OLS, Cointegração Johansen, Teste Causalidade Granger.

## **Abstract**

This study aims to research on the relationship between the Portuguese stock market and the inflation rate, through various econometric techniques. The goal is to analyse whether the Portuguese stock market is a hedge against inflation. The values used are monthly values of the Portuguese Stock Index and Consumer Price Index for the period from January 2000 to December 2010.

Firstly, the methodology used was made by variable individual studies and the creation of a simple regression model where the PSI is used as a proxy for stock market returns. Next, we study the behaviour of equilibrium of the two variables by the method of Johansen and Juselius (1990). In the last phase, we analyse the causal relationships by Granger (1988).

It could be concluded through the stationarity of the series that the variables have order of integration one,  $I(1)$ . The estimation of linear regression results suggests a negative but not significant relationship between inflation and the Portuguese stock market returns. Through the method of Johansen and Juselius (1990), no evidence was found of co-integration between the variables in the long term. However, for the causality test statistic it was found that there is independence between the variables.

**Keywords:** Inflation, PSI-20, Stationarity Test, Johansen Co-integration, Granger-Causality Test.

## **Agradecimento**

À minha mãe agradeço todo o apoio, carinho e amor demonstrado em todo o meu percurso académico.

# Índice

Lista de Acrónimos.....	2
Resumo .....	3
Abstract .....	4
Agradecimento .....	5
Índice de Figuras .....	8
Índice de Tabelas .....	9
1. Introdução.....	10
2. Mercado Accionista Português e a Inflação .....	12
2.1. Mercado Accionista Português.....	12
2.2. Inflação Portuguesa.....	16
3. Revisão de Literatura .....	21
3.1. Estudos Empíricos que Suportam a Hipótese de Fisher .....	21
3.2. Estudos Empíricos que Apoiam a Hipótese <i>Proxy</i> de Fama .....	23
4. Evidência Empírica .....	29
4.1. Dados .....	29
4.2. Metodologia.....	30
4.2.1. Teste da Estacionaridade das Séries .....	31
4.2.2. Estimção de Modelos OLS .....	32
4.2.3. Teste de Cointegração Johansen .....	33
4.2.4. Teste de Causalidade de Granger .....	34
4.3. Análise e Interpretação de Resultados.....	36
4.3.1. Análise da Estacionaridade das Séries.....	37
4.3.2. Resultados da Estimção OLS.....	38
4.3.3. Cointegração Johansen .....	41
4.3.4. Causalidade Granger .....	42
5. Conclusões, Limitações e Tópicos de Investigação Futura .....	44
5.1. Conclusões .....	44
5.2. Limitações do Estudo .....	45
5.3. Tópicos para Investigação Futura.....	46
6. Bibliografia.....	47

<b>7. Anexos</b> .....	<b>53</b>
------------------------	-----------

## Índice de Figuras

Figura 1 – Série do índice PSI20 de 2000 a 2010.....	14
Figura 2 – Série mensal TIH de 2000 a 2010.....	18

## Índice de Tabelas

Tabela 1 – Rendibilidade Média Anual do índice PSI20 de 2000 a 2010 .....	13
Tabela 2 – Taxa de Inflação Homóloga Anual entre 2000 a 2010 .....	17
Tabela 3 – Quadro resumo de evidências empíricas entre os mercados accionistas e a inflação	28
Tabela 4 – Estatísticas Descritivas .....	36
Tabela 5 – Teste ADF à ordem de integração das variáveis em níveis e variáveis em diferenças de primeira ordem.....	37
Tabela 6 – Teste PP à ordem de integração das variáveis em níveis e variáveis em diferenças de primeira ordem .....	38
Tabela 7 – Relação entre Retornos PSI20 e TIH.....	39
Tabela 8 – Relação entre Retornos PSI20 e TIH – Equação 1 .....	39
Tabela 9 – Relação entre Retornos PSI20 e TIH – Equação 2 .....	40
Tabela 10 – Relação entre Retornos PSI20 e TIH – Equação 3 .....	40
Tabela 11 – Testes de Cointegração Johansen .....	41
Tabela 12 – Teste de Causalidade Granger .....	42
Tabela 13 – Composição do índice PSI-20.....	53
Tabela 14 – Dados utilizados do índice PSI-20 e Inflação .....	54

## 1. Introdução

O mercado de capitais português, nos últimos dez anos, teve uma fase de estagnação e de algum retrocesso, iniciado pela queda sequencial das cotações a partir de Março de 2000. A recessão internacional e a instabilidade política contribuíram para diminuir a dinâmica dos mercados de valores imobiliários.

Este trabalho tem como principal objectivo investigar a relação de longo prazo entre o índice de referência do mercado accionista português e a taxa de inflação homóloga. Pretende-se analisar se o mercado accionista é um *hedge* contra a inflação. Fisher (1930) estabelece uma das primeiras hipóteses sobre esta relação e considera que a taxa de retorno accionista relaciona-se positivamente com a inflação, ou seja, que o mercado accionista é um *hedge* contra a inflação.

No final da década de 70 e início de 80 diversos estudos emergiram relacionados com este tema e tornaram-se cada vez mais frequentes na literatura e a hipótese de Fisher foi contestada. Fama (1981) argumenta que os retornos das acções são negativamente relacionados com a inflação. Isto porque, os retornos das acções são positivamente relacionados com a actividade real e esta, por sua vez, é negativamente relacionada com o comportamento dos preços.

Esta relação entre os retornos do mercado de capitais próprios e a inflação tem sido um tema de grande interesse na literatura económica e chega aos nossos dias sem haver uma conclusão unânime. Pretende-se desta forma dar um contributo para o esclarecimento desta questão fazendo uma aplicação para o mercado português. Apesar dos inúmeros estudos internacionais incidentes neste tema esta relação da inflação sobre o mercado accionista português não foi ainda abordada.

Para a análise desta relação utilizam-se dados mensais para 11 anos, entre Janeiro de 2000 e Dezembro de 2010, perfazendo um total de 132 observações. Os dados recolhidos para análise foram: as cotações de fecho do índice PSI-20 e a taxa de inflação homóloga.

A questão essencial de investigação que se deseja responder é se a evolução dos preços no mercado de capitais portugueses, reflecte a evolução da variável macroeconómica.

Ao longo deste trabalho examina-se as duas séries temporais através de diversas técnicas econométricas, que incluem: o teste de estacionaridade, o modelo de regressão tradicional (OLS), o método de Johansen e o teste de Causalidade Granger. Através de regressões estimadas pelo método dos mínimos quadrados, utiliza-se o índice PSI-20 como *proxy* dos retornos do mercado accionista português. A taxa de inflação homóloga é utilizada como variável independente e por sua vez o PSI como variável dependente.

A dissertação está organizada em cinco capítulos, o primeiro corresponde à presente introdução. O segundo capítulo refere o comportamento do mercado accionista português e da taxa de inflação para o período em análise. Seguidamente, far-se-á uma revisão literária com o objectivo de analisar os resultados dos estudos anteriores sobre esta temática. A caracterização dos dados, a metodologia de investigação empírica adoptada e os resultados obtidos encontram-se no quarto capítulo. No último capítulo discutem-se as principais conclusões, as limitações que envolveram este estudo e indicam-se tópicos para investigação futura.

## **2. Mercado Accionista Português e a Inflação**

Neste capítulo apresenta-se a evolução do mercado de capitais português e o comportamento do índice harmonizado de preços no consumidor para o período estudado neste trabalho, compreendido entre Janeiro de 2000 e Dezembro de 2010.

### **2.1. Mercado Accionista Português**

O mercado de capitais em Portugal sofreu diversas transformações na última década e conquistou um lugar relevante na vida económica nacional.

O índice de referência no mercado accionista português, o PSI-20, foi criado em 1992 com o objectivo de servir de indicador da evolução do mercado accionista nacional e dar suporte à negociação de contratos de futuros e opções. O índice português reflecte a evolução dos preços das 20 emissões de acções de maior dimensão e liquidez seleccionadas, no conjunto de empresas admitidas à negociação no Mercado de Cotações Oficiais.

Em 2000 assistiu-se à fusão da Bolsa de Valores de Lisboa e da Bolsa de Derivados do Porto, dando origem à BVLP (Bolsa de Valores de Lisboa e Porto) – Sociedade Gestora de Mercados Regulamentados, S.A. Esta fusão permitiu otimizar a estrutura de negociação da bolsa portuguesa, beneficiando as entidades emitentes e os investidores a usufruir de uma só plataforma de negociação.

No ano de 2002, a BVLV integrou-se na plataforma internacional *Euronext*<sup>1</sup>, adotando a designação de *Euronext* Lisboa. Esta integração permitiu aumentar a dimensão e liquidez do mercado de capitais português, dando-lhe notoriedade internacional.

De forma a analisar, pormenorizadamente, a evolução do índice português, no período em análise, obteve-se a seguinte tabela:

**Tabela 1** – Rendibilidade Média Anual do índice PSI20 de 2000 a 2010

<b>Rendibilidade Média Anual</b>	
<b>2000</b>	-8,650%
<b>2001</b>	-17,56%
<b>2002</b>	-18,29%
<b>2003</b>	9,089%
<b>2004</b>	7,328%
<b>2005</b>	7,803%
<b>2006</b>	16,24%
<b>2007</b>	9,317%
<b>2008</b>	-44,29%
<b>2009</b>	17,84%
<b>2010</b>	-6,749%

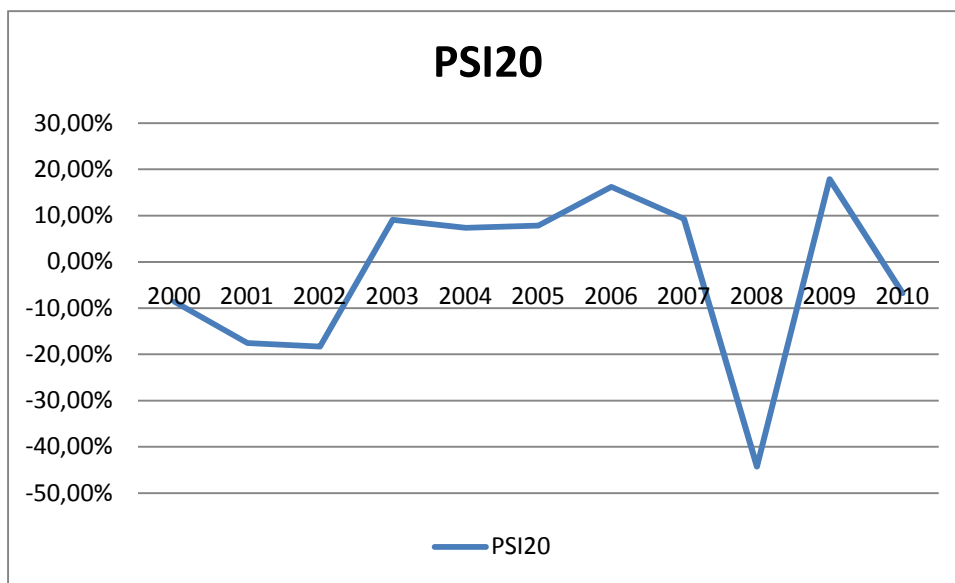
*Fonte:* Elaborado através de dados retirados da *Bloomberg*

---

<sup>1</sup> A *Euronext* é um dos maiores mercados bolsistas mundiais, formou-se em 2000 com as Bolsas de Paris, Bruxelas e Amesterdão. Posteriormente integrou o mercado de derivados londrino (LIFFE) e a Bolsa de Valores de Lisboa e Porto (BVLV). No ano 2007 fundiu-se com a *NYSE Group*, formando a *NYSE Euronext*.

Através dos dados da tabela anterior sobre a rentabilidade média anual do índice PSI20, para o período entre 2000 e 2010, foi possível construir a seguinte figura:

**Figura 1** – Série do índice PSI20 de 2000 a 2010



*Fonte:* Elaborado através de dados retirados da *Bloomberg*

Ao observar o gráfico anterior, para os anos de 2000, 2001 e 2002, nota-se uma queda do índice PSI20, obtendo-se os valores negativos para a rentabilidade média anual, respectivamente, de -8,65%, -17,56% e -18,29%. Este comportamento do índice enquadra-se num ambiente externo desfavorável, e reflecte também um abrandamento da economia portuguesa. As bolsas internacionais também caíram reflectindo uma desaceleração da actividade económica no mesmo período. Diversos factores de ordem económica e política contribuíram para este comportamento, a subida dos preços na energia (nomeadamente do petróleo), a crise no sector alimentar, e os ataques terroristas de 11 de Setembro de 2000, que afectaram alguns sectores de actividade.

No ano de 2003, assistiu-se a uma subida do índice PSI20, apresentando uma rendibilidade média anual positiva de 9,089%. Esta subida reflecte a diminuição da incerteza no mercado português, igualmente sentida nos mercados internacionais.

Conforme a análise da série do índice PSI20, para o ano de 2004 e 2005 o comportamento do índice PSI20 é similar. Apresentando uma rendibilidade média anual de 7,328% e 7,803%, respectivamente. Esta evolução acompanha a recuperação da economia portuguesa, a qual apresentou para o ano de 2004 um crescimento do PIB de 1.1%.

O comportamento do mercado accionista em 2006 caracterizou-se pelo seu crescimento, impulsionado pelo segmento de acções, e a capitalização bolsista da *Euronext* Lisboa valorizou pelo quarto ano consecutivo. Por sua vez, o índice PSI-20 apresentou uma taxa de rendibilidade anual positiva de 16,24%.

O ano de 2007 foi marcado pela grande instabilidade nos mercados financeiros, provocada principalmente pela chamada crise do *subprime*. A rendibilidade média anual do índice PSI20 foi de 9,317%, diminuindo face ao ano anterior.

Na visualização do gráfico anterior, para o ano de 2008, constata-se uma enorme descida da rendibilidade média anual do índice PSI20 para o valor negativo de -44,293%.

Este comportamento do mercado português de valores mobiliários reflectiu a generalidade dos mercados internacionais para o ano de 2008. Segundo os dados do relatório anual de 2008 da CMVM, o índice de referência do mercado accionista português, acentuou a tendência depressiva iniciada em 2007, tendo desvalorizado 51,3%. De acordo com o relatório anteriormente referenciado, relativamente às

empresas constituintes do PSI20, o sector financeiro o BCP e o Banco BPI, foram os que registaram piores desempenhos neste ano com perdas de 69% e 66%, respectivamente. No grupo das não financeiras, a Sonae Indústria, a Sonae SGPS, a Teixeira Duarte, a Sonaecom, a Zon Multimedia e a Galp Energia tiveram quebras superiores a 60%.

Ao contrário do ano anterior, no ano de 2009 a rendibilidade média anual do índice PSI20 foi positivo no valor de 17,845%. A evolução das cotações das acções pertencentes ao índice PSI20 esteve em conformidade com a tendência do mercado. Segundo a CMVM, nenhuma das empresas do PSI20 fechou o ano com um desempenho negativo.

A situação económico-financeira da economia portuguesa no ano 2010 influenciou o funcionamento do mercado de capitais, o PSI20 obteve uma rendibilidade média anual negativa de 6,749%, desvalorizando 10,34% em 2010 variando entre 6566 e os 8877 pontos.

Conforme o relatório anual de 2010 sobre os mercados de valores mobiliários, na última década a média das taxas de crescimento da economia portuguesa foi menos de 1% ao ano, e para o mesmo período o índice PSI20 apresentou uma média anual negativa em 3.6%. Neste seguimento verificou-se que o mercado de capitais português nos últimos dez anos esteve numa fase de estagnação e de algum retrocesso.

## **2.2. Inflação Portuguesa**

O INE define inflação como um processo persistente e relativamente generalizado de aumentos dos preços em vigor numa determinada economia, observado ao longo de um período de tempo.

A taxa de inflação mensal embora possibilite encontrar com antecedência certos aumentos ou recuos da inflação, pois assenta na variação do índice no último mês, erra por ser demasiado sensível a casuais flutuações sazonais do índice. De forma a evitar estas variações sazonais, recorre-se frequentemente ao uso da taxa de inflação homóloga (TIH). Esta é calculada através da seguinte fórmula:

$$(1) \quad TIH = \left( \frac{\text{índice do mês } n \text{ do ano } N}{\text{índice do mês } n \text{ do ano } (N-1)} - 1 \right) \times 100$$

A taxa de inflação homóloga (TIH) compara o valor do índice num determinado mês  $n$  do ano  $N$  com o valor do índice observado no mês  $n$  correspondente ao ano anterior,  $N-1$ .

Na tabela seguinte, observam-se os dados da taxa de inflação homóloga portuguesa para o período entre 2000 e 2010.

**Tabela 2** – Taxa de Inflação Homóloga Anual entre 2000 a 2010

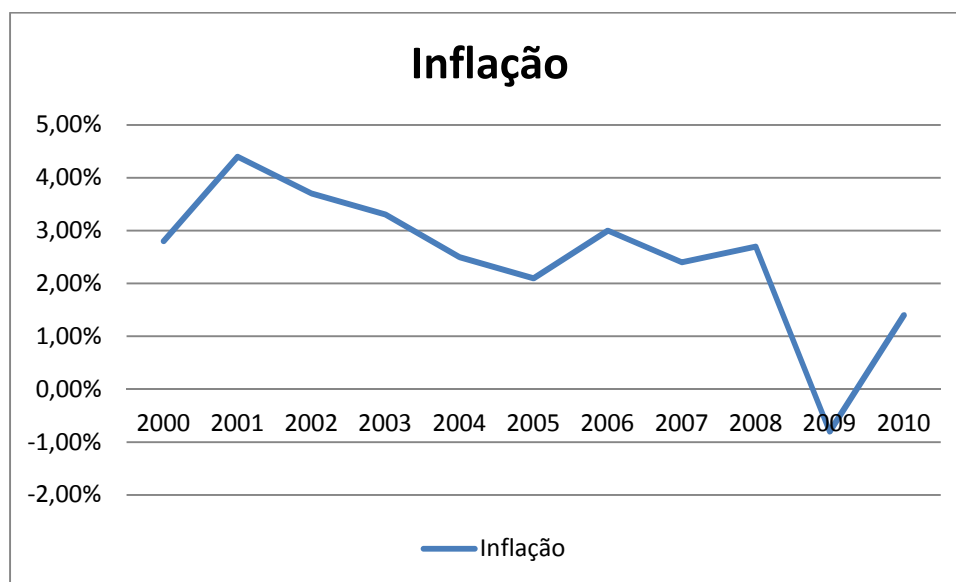
<b>Taxa de Inflação Homóloga</b>	
<b>Anual</b>	
<b>2000</b>	2,8%
<b>2001</b>	4,4%
<b>2002</b>	3,7%
<b>2003</b>	3,3%
<b>2004</b>	2,5%
<b>2005</b>	2,1%
<b>2006</b>	3,0%

<b>2007</b>	2,4%
<b>2008</b>	2,7%
<b>2009</b>	-0,8%
<b>2010</b>	1.4%

*Fonte: Eurostat*

Através dos dados da tabela anterior, construiu-se a evolução mensal da série TIH, para o mesmo período em observação:

**Figura 2 – Série mensal TIH de 2000 a 2010**



*Fonte: Eurostat*

Ao observar o gráfico anterior verifica-se um aumento significativo da taxa de inflação homóloga do ano 2000 para 2001, respectivamente, de 2,8% para 4,4%. Para esta variação percentual no comportamento dos preços portugueses contribuiu a subida do preço dos combustíveis, de alguns bens alimentares e a ausência de uma política de contenção salarial. De referir que a taxa de inflação média anual verificada para 2001 foi o valor mais elevado da última década.

Entre o ano de 2002 e de 2005 assistiu-se a uma redução progressiva da taxa de inflação homóloga, apresentando os seguintes valores: 3,7% (2002), 3,3% (2003), 2,5% (2004) e 2,1% (2005). Esta redução da inflação permitiu garantir a competitividade internacional da economia portuguesa, devido à menor dinâmica da procura interna as pressões sobre os preços diminuíram.

Para o ano de 2006 a taxa de inflação homóloga anual observada foi de 3,0%, aumentando relativamente ao ano anterior. Ao observar o gráfico anterior para os anos 2007 e 2008 obteve-se a taxa de inflação homóloga anual de 2,4% e de 2,7%, respectivamente.

Nestes últimos cinco anos a inflação anual portuguesa apresentou um comportamento estável, mostrando um intervalo de variação não superior a um ponto percentual. Segundo o Banco de Portugal, um dos factores que contribuiu para esta estabilidade da taxa de inflação foi a participação na área do euro.

Através da tabela 2, para o ano de 2009, verificou-se uma queda acentuada da TIH anual para o valor negativo de 0,8%, sucedendo uma estagnação da economia portuguesa. Esta situação de taxa de inflação negativa, reflecte a crise do *subprime* sentida por Portugal e pelos mercados internacionais. A descida dos preços do mercado imobiliário também influenciaram a performance anual da inflação portuguesa.

Para o ano 2010 o índice harmonizado de preços no consumidor subiu para 1,4%. De acordo com o relatório do IGCP (2010), este aumento de preços reflectiu vários factores, tais como o dinamismo da procura interna, o aumento da tributação indirecta em Julho de 2010 e a subida de preços das matérias-primas e de bens

energéticos nos mercados internacionais, que fizeram inverter a queda de preços verificada no ano anterior.

Desta forma verificou-se que na última década a inflação portuguesa apresentou uma média anual positiva de 2,3%.

### 3. Revisão de Literatura

Neste ponto expõe-se a literatura mais relevante relacionada com este tema, analisam-se os diversos estudos empíricos, apresentam-se os diferentes tipos de metodologia adoptados e identifica-se os resultados obtidos.

#### 3.1. Estudos Empíricos que Suportam a Hipótese de Fisher

A ideia original do estudo da relação das rendibilidades de mercado com o comportamento dos preços é atribuída a Fisher (1930). A hipótese de Fisher considera que as taxas de rendibilidade devem mover-se de um para um em conformidade com a inflação esperada. Desta forma, os preços das acções no mercado de capitais devem ter efeito na inflação, ou seja, as duas variáveis devem ser positivamente correlacionadas, de modo a proporcionar uma cobertura na subida de preços.

A regressão simples utilizada para estudar a relação entre os retornos accionistas e a inflação, segundo Fisher, é a seguinte:

$$(2) \quad R_t = \alpha + \beta\pi_t + u_t$$

Sendo que,  $R_t$  é a taxa de retorno nominal durante o período  $t$ ,  $\alpha$  é a taxa de retorno real esperada,  $\pi_t$  é a taxa de inflação durante o período  $t$  e  $u_t$  é o erro de previsão. Se  $\beta = 1$  implica que o mercado accionista é um *hedge* contra a inflação, ou seja, a taxa de retorno accionista relaciona-se positivamente com a inflação.

Diversos autores encontraram evidência que confirmam a hipótese de Fisher. Firth (1979), por exemplo, considerou a relação entre os retornos do mercado accionista

e a inflação consistente com a hipótese de Fisher. Também Cagan (1974) encontrou uma relação positiva entre as duas variáveis no período entre 1939 e 1969.

Boudoukh e Richardson (1993) aplicam o efeito de Fisher para o mercado dos EUA e do Reino Unido. A sua análise empírica é feita para o período de amostra compreendido entre 1802 a 1990, utilizando dados anuais. As evidências encontradas para Boudoukh e Richardson (1993) dão forte apoio a uma relação positiva entre a taxa de retorno do mercado accionista e a taxa de inflação, ou seja, existe uma correlação positiva entre as variáveis.

O trabalho de Choudhry (2001) investiga a relação entre os retornos accionistas e a inflação em quatro países da América Central e Latina (Argentina, Chile, México e Venezuela) no período entre 1981 e 1998. Choudhry (2001) testa a relação por meio de regressão linear baseando-se no efeito de Fisher. Os resultados indicam uma relação positiva de um para um entre a taxa de retorno e a taxa de inflação.

Al-Khazali e Pyun (2004) investigaram através de dados mensais a relação entre os preços das acções e a inflação em nove países da Bacia do Pacífico: Austrália, Hong Kong, Indonésia, Japão, Coreia do Sul, Malásia, Filipinas, Singapura e Tailândia. A análise é feita para o período entre 1980 e 2001. Al-Khazali e Pyun (2004) realizam o teste de raízes unitárias e o teste de cointegração fornecendo evidências para o efeito de Fisher. No caso da Indonésia, Filipinas e Tailândia os resultados empíricos sustentam a hipótese de Fisher, com os coeficientes estimados perto da unidade. Também segundo Anari e Kolari (2001) existe uma correlação positiva para as duas variáveis.

Alagidede (2009) para analisar a relação entre a taxa do mercado accionista africano e a inflação utilizou a hipótese de Fisher. O seu estudo incluiu os seguintes seis

países com períodos distintos: Quênia (1990M02 – 2006M12), Marrocos (1995M02 – 2006M12), Nigéria (1991M08 – 2006M10), Egipto (1997M02 – 2006M12), África do Sul (1980M02 – 2007M01) e Tunísia (1996M01 – 2006M10). Através da utilização de estimativas OLS, obteve resultados consistentes com a hipótese de Fisher para o Quênia, Nigéria e Tunísia. Alagidede (2009) sugere que o mercado accionista africano é um bom *hedge* contra a inflação.

Seguindo os estudos de Al-Khazali e Pyun (2004) e de Alagidede (2009), Arjoon et al. (2010) estudaram a relação entre o mercado accionista de África do Sul com a taxa de inflação neste país. Os dados utilizados neste trabalho foram observações trimestrais para o período entre 1980 e 2010, relativamente à metodologia utilizou-se o Vector Autoregressivo (VAR). Os resultados empíricos para Arjoon et al. (2010) fornecem apoio para uma relação positiva entre os preços das acções e a inflação.

Embora sejam utilizados métodos de estimação diferentes, todos os autores expostos anteriormente apresentam estudos empíricos que suportam a Hipótese de Fisher, ou seja, concluem que existe uma relação positiva entre o mercado accionista e o comportamento dos preços.

### **3.2. Estudos Empíricos que Apoiam a Hipótese *Proxy* de Fama**

A confiança na Hipótese de Fisher para a relação entre os retornos accionistas e a inflação tem sofrido erosão considerável nos últimos anos como resultado de diversas evidências contraditórias.

Fama (1981) argumenta que o retorno do mercado accionista é negativamente relacionado com a inflação. Afirma que o retorno accionista é positivamente relacionado com a actividade real e que esta é negativamente relacionada com as mudanças no nível de preços. Considera a hipótese contrária ao princípio de Fisher abordado no ponto anterior.

Segundo Fama (1981) as elevadas taxas de inflação reduzem a actividade económica, o que por sua vez, afecta negativamente os lucros futuros das empresas e os preços das acções. Diversos estudos utilizaram a hipótese *proxy* de Fama (1981), como por exemplo: Nelson (1976), Lintner (1975), Fama e Schwert (1977), Geske e Roll (1983), Caporale e Jung (1997), Chatrath et al. (1997), e mais recentemente, Adrangi et al. (2000), Ahmed e Mustafa (2003), e Shanmugam e Misra (2009).

Nelson (1976) pretendeu investigar a relação entre as duas variáveis para o período pós-guerra, entre 1953 e 1974, para os EUA. As suas conclusões não suportam a hipótese de Fisher pois sugere uma relação negativa entre os retornos accionistas e as taxas de inflação. Os resultados de Jaffe e Mandelker (1976) e Solnik (1983) declararam também uma relação negativa entre os retornos accionistas e a inflação.

Gultekin (1983) analisou a relação entre a inflação e os retornos accionistas para 26 países entre o período de 1947 e 1979. Por via de estimação OLS encontrou uma relação predominantemente negativa para a maioria dos países, os seus resultados não suportam a hipótese de Fisher. Graham (1996) apoia a interpretação de Fama para a relação entre retornos accionistas e inflação através da estimação OLS para o período entre 1953 e 1990.

Para o mercado Indiano, Chatrath et al. (1997) basearam o seu estudo na Hipótese de Fama (1981). A amostra utilizada, para o período entre Abril de 1984 a Dezembro de 1992, incluiu os valores mensais do Índice Nacional de Valores da Bolsa de Bombaim, o índice mensal de preços do consumidor na Índia e o índice de produção industrial. Shanmugam e Misra (2009) também testam se o mercado accionista indiano oferece uma cobertura eficaz contra a inflação, para o período entre Abril 1980 a Março de 2004. As conclusões destes dois trabalhos são as seguintes: Numa primeira fase, Chatrath et al. (1997) e Shanmugam e Misra (2009), estudam a relação negativa entre a inflação e a actividade real e numa segunda fase verificam se há uma associação positiva entre a actividade real e o mercado accionista. Ambos os estudos empíricos foram feitos por estimação de regressões OLS. Tanto na análise de Chatrath et al. (1997) como de Shanmugam e Misra (2009) existe apoio à hipótese de *proxy*, ou seja, existe um efeito negativo na relação das duas variáveis.

Para analisar o impacto da taxa de inflação no desempenho do mercado de acções egípcia, Omran e Pointon (2001) utilizam diversas técnicas econométricas. Dão especial atenção aos efeitos da taxa de inflação em diversas acções no desempenho do mercado, em termos de actividade do mercado e de liquidez do mesmo. Os resultados em relação ao desempenho geral do mercado de acções egípcias é consistente com a hipótese de Fama, ou seja, Omran e Pointon (2001) afirmam a existência de uma relação inversa entre a taxa de inflação e o retorno dos preços de mercado.

Adrangi et al. (2000) investigam a relação da inflação com os retornos do mercado brasileiro entre Janeiro de 1986 e Julho de 1997. Para verificar um equilíbrio de longo prazo entre os preços das acções, os níveis gerais de preços, e a actividade económica real utilizam regressões OLS combinadas baseando na hipótese *proxy* e

posteriormente aplicam o teste de cointegração de Johansen e Juselius (1990). Os preços das acções e os níveis gerais de preços mostram um equilíbrio de longo prazo relacionado com a actividade económica. Estas descobertas dão apoio à *proxy* de Fama, esta hipótese refere-se ao facto de que a relação negativa entre os retornos e a inflação não ser directa, mas sim a inflação afectar negativamente a actividade económica real, e esta por sua vez ter impacto directamente nos retornos accionistas. Por outras palavras, a actividade económica real é o canal pelo qual a inflação influencia os retornos das acções.

Tal como Omran e Pointon (2001), Floros (2004) examina a relação entre retornos de acções e a inflação através de diversas técnicas econométricas, que incluem: o modelo de regressão tradicional (OLS), o método de cointegração Johansen e o teste de Causalidade Granger utilizando os valores mensais do Índice da Bolsa de Valores de Atenas e o índice de preço do consumidor grego ao longo do período entre 1988 e 2002. Para Floros (2004), segundo a abordagem de Johansen, não há cointegração entre os retornos accionistas e a inflação grega, encontrando evidências de nenhuma relação de longo prazo entre as duas variáveis. Os resultados para a abordagem de Johansen estão em contraste com Spyrou (2001). Através do teste de causalidade Granger não há evidência de causalidade para as duas variáveis (Floros, 2004).

Ahmed e Mustafa (2003), analisam a relação entre a taxa de inflação e o retorno accionista para o mercado do Paquistão, entre 1972 e 2002, usando a metodologia proposta por Fama (1981). Este estudo é baseado na combinação da hipótese de mercado eficiente e na teoria de expectativas racionais. A hipótese de mercado eficiente sugere que os mercados de acções são eficientes, ou seja, qualquer nova informação relevante para o mercado é espontaneamente reflectida no preço das acções. Os

resultados de Ahmed e Mustafa (2003) são consistentes com os pressupostos de Fama (1981). No entanto, a relação entre retornos accionistas do Paquistão, o crescimento esperado e a inflação esperada são negativos e significativos.

Lee (2009) selecciona sete países para o seu estudo: Austrália, Canadá, Chile, Israel, Nova Zelândia, Suécia e Reino Unido. O autor analisou se a aplicação de metas de inflação da política monetária pelo banco central afectou a relação entre os retornos de acções e a taxa de inflação. Lee (2009) constata que uma mudança na taxa de inflação teve impacto negativo e significativo sobre o retornos de acções mensais para o Chile, Israel e Suécia e em retornos de acções trimestrais para o Chile e Israel.

Os estudos apresentados neste ponto, embora tenham utilizado metodologias diversas, dão apoio à hipótese *proxy* de Fama. Consideram que as rendibilidades do mercado accionista afectam negativamente o comportamento da inflação.

Para finalizar a revisão de evidências empíricas da relação entre o índice do mercado em questão com a inflação, apresenta-se um quadro resumo com alguns autores.

**Tabela 3** – Quadro resumo de evidências empíricas entre os mercados accionistas e a inflação

<b>Autor</b>	<b>Período</b>	<b>País(es)</b>	<b>Metodologia</b>	<b>Conclusões</b>
Nelson (1975)	1953-1974 (observações mensais)	EUA	Hipótese de Fisher	Rejeita a hipótese de Fisher
Boudoukh e Richardson (1993)	1802 – 1990 (observações mensais)	Reino Unido e EUA	Hipótese de Fisher	Aceita a hipótese de Fisher a longo prazo
Graham (1996)	1953 – 1990 (observações mensais)	EUA	Efeito <i>Proxy</i> de Fama	Aceita a hipótese <i>Proxy</i> de Fama
Adrangi et al. (2000)	1986 – 1997 (observações mensais)	Brasil	Efeito <i>Proxy</i> de Fama Teste de Raíz Unitária Cointegração Johansen	Aceita a hipótese <i>Proxy</i> de Fama
Choudhry (2001)	1981 – 1998 (observações mensais)	Argentina, Chile, México e Venezuela	Hipótese de Fisher Teste de Raíz Unitária	Aceita a hipótese de Fisher
Omran e Pointon (2001)	1980 – 1998 (observações mensais)	Egipto	Modelo de regressão OLS Teste de Raíz Unitária Cointegração Johansen	Aceita a hipótese de <i>Proxy</i> Fama
Ahmed e Mustafa (2003)	1972 – 2002 (observações mensais)	Paquistão	Efeito <i>Proxy</i> de Fama	Aceita a hipótese de <i>Proxy</i> Fama
Floros (2004)	1988 – 2002 (observações mensais)	Grécia	Teste de Raíz Unitária Modelo de regressão OLS Cointegração Johansen	Rejeita a hipótese de Fisher
Alagidede (2009)	1980 – 2006 (observações mensais)	Quênia, Marrocos, Nigéria, Egipto, África do Sul e Tunísia	Hipótese de Fisher	Aceita a hipótese de Fisher a longo prazo
Shanmugan e Misra (2009)	1980 – 2004 (observações mensais)	Índia	Efeito <i>Proxy</i> de Fama	Aceita parcialmente a hipótese <i>Proxy</i> de Fama
Arjoon et al. (2010)	1980 – 2010 (observações trimestrais)	África do Sul	Teste Raíz Unitária Modelo de regressão OLS Cointegração Johansen	Aceita a hipótese de Fisher a longo prazo

## 4. Evidência Empírica

### 4.1. Dados

Como anteriormente referido, utilizam-se as cotações de fecho diárias do índice PSI-20, no período compreendido entre 31 de Dezembro de 1999 a 31 de Dezembro de 2010, perfazendo um total de 2870 observações. A recolha dos dados do índice português foi efectuada com o apoio da base de dados *Bloomberg*.

Sabendo que a série de retornos do índice é mais fácil de modelar que os próprios preços, calculou-se a rendibilidade diária do mercado de capitais com base no índice PSI20, no momento  $t$ , através da seguinte equação:

$$(3) \quad r_{PSI,t} = \ln \left( \frac{PSI_t}{PSI_{t-1}} \right), \text{ para a rendibilidade diária do índice PSI no momento } t$$

Desta forma, adquiriu-se uma série do índice PSI-20 com 2869 observações. Para obter os retornos mensais do índice PSI, utilizou-se:

$$(4) \quad \bar{r}_{PSI} = \frac{\sum_{t=1}^n r_{PSI,t}}{N}, \text{ para calcular a média anualizada do índice PSI}$$

Sendo que  $\bar{r}_{PSI}$  é a rendibilidade anualizada do índice PSI e  $N$  é média do número de dias de *trading*, durante o período compreendido entre 2000 a 2010.

Tendo em conta o período em análise, de 11 anos, e que se pretende trabalhar com uma base mensal, obteve-se um total de 132 observações para índice PSI.

A segunda variável tratada neste trabalho é a taxa de inflação homóloga, também já referida anteriormente. Foi recolhida através do *Eurostat*, igualmente num total de 132 observações mensais, ou seja, 11 anos X 12 meses.

## 4.2. Metodologia

Para conseguir estudar a relação existente entre o retorno accionista e a inflação, adoptou-se diversas metodologias dos seguintes estudos: Adrangi et al. (2000), Omran e Pointon (2001), Floros (2004), Al-Khazali e Pyun (2004) e Arjoon et al. (2010).

Inicialmente, calculou-se as estatísticas descritivas das duas variáveis, de forma a avaliar as suas características como séries financeiras temporais.

Prossegue-se com a verificação da existência de estacionaridade para as duas séries temporais,  $PSI_t$  e  $TIH_t$ , de forma a definir a sua ordem de integração. Efectua-se o teste de raiz unitária para cada variável, através de dois procedimentos distintos: o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o teste Phillips-Perron (PP). No ponto seguinte estima-se a relação do  $PSI_t$  e da  $TIH_t$  através de uma regressão simples OLS e através de um sistema de equações, tal como Floros (2004).

De forma a estudar o comportamento de equilíbrio das duas variáveis é utilizado o método sugerido por Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990), para o teste de cointegração.

Por último, faz-se o teste de causalidade de Granger para analisar as relações de causalidade mais em profundidade. Em termos gerais, se a variável  $TIH$  Granger-cause a variável  $PSI$ , então mudanças na  $TIH$  devem preceder temporalmente mudanças no  $PSI$ .

Toda aplicação dos testes e de toda a metodologia foi executada pelo software econométrico *E-Views*.

### 4.2.1. Teste da Estacionariedade das Séries

Segundo Al-Khazali e Pyun (2004) para estudar a relação de longo prazo, é importante assegurar que as séries temporais individuais utilizadas no estudo sejam tais que (i) a série das duas variáveis emparelhadas sejam estacionárias e integradas com a mesma ordem (ou seja, a mesma ordem de diferenciação é necessária para produzir estacionariedade), (ii) existe um equilíbrio de longo prazo na relação entre as duas variáveis, e (iii) os termos de erro na série são estacionárias.

Numa primeira fase, foi feito o teste Aumentado Dickey-Fuller, de acordo com Dickey e Fuller (1979 e 1981). O teste ADF baseia-se no seguinte modelo de regressão:

$$(5) \quad \Delta x_t = \alpha + \beta x_{t-1} + \gamma_j + \sum_{j=1}^k \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t$$

Sendo que,  $x_t$  é a variável dependente e  $\Delta$  o termo de diferença desfasado ( $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ ). Os parâmetros a serem estimados são:  $\alpha$ ,  $\beta$  e  $\gamma$ . A hipótese testada neste modelo corresponde:  $H_0: x_t$  não é  $I(0)$ , ou seja, existe uma raiz unitária em  $x_t$ ; e  $H_1: x_t$  é  $I(0)$ , ou seja, a série é estacionária. Se uma série temporal tiver uma raiz unitária é considerada como uma série de passeio aleatório.

Numa segunda fase, utilizou-se o teste de Phillips e Perron (1988), que propuseram uma modificação aos testes de raízes unitárias do tipo Dickey-Fuller. O teste PP estima a equação:

$$(6) \quad \Delta x_t = \alpha + \beta x_{t-1} + \varepsilon_t$$

Sendo que a hipótese nula é  $\beta = 0$  e a hipótese alternativa  $\beta < 0$ . Aceitar a hipótese nula significa que a série em causa não é estacionária e uma raiz unitária está

presente. De referir que, na estimação deste teste não se considera a inclusão do termo aumentado  $\sum_{j=1}^k \Delta x_{t-j}$ .

Em ambos os testes ADF e PP são utilizados os valores críticos de MacKinnon (1996). Os dois processos levam em conta a heterocedasticidade dos dados das séries temporais.

#### 4.2.2. Estimação de Modelos OLS

Conforme a metodologia adoptada por Graham (1996) e Floros (2004), é possível prosseguir com uma série de regressões para testar uma relação entre retornos accionistas do índice português e a inflação. Para estimar a relação de equilíbrio de longo prazo entre  $PSI_t$  e  $TIH_t$  estimou-se a relação entre retornos e inflação utilizando uma regressão simples OLS:

$$(7) \quad \Delta PSI_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta TIH_t + u_t$$

Onde  $PSI_t$  representa o retorno do índice PSI-20 a cada período e  $TIH_t$  representa a variação mensal do índice no instante  $t$ . O índice PSI é utilizado como *proxy* dos retornos do mercado accionista português.

Em seguida, tal como Floros (2004) efectuou-se um teste combinado para a relação das duas variáveis em questão, estimou-se o seguinte sistema de equações:

$$(8) \quad \Delta PSI_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta TIH_{t-1} + u_t$$

$$(9) \quad \Delta PSI_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta TIH_{t-1} + \beta_3 \Delta TIH_{t-2} + \beta_4 \Delta TIH_{t-3} + \beta_5 \Delta TIH_{t-4} + u_t$$

$$(10) \quad \Delta PSI_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta TIH_{t-1} + \beta_3 \Delta TIH_{t-2} + \beta_4 \Delta TIH_{t-3} + \beta_5 \Delta TIH_{t-4} + \beta_6 \Delta TIH_{t+1} + \beta_7 \Delta TIH_{t+2} + \beta_8 \Delta TIH_{t+3} + \beta_9 \Delta TIH_{t+4} + u_t$$

Os resultados destas regressões estimadas encontram-se expostos no ponto seguinte.

### 4.2.3. Teste de Cointegração Johansen

Neste ponto verifica-se a cointegração das duas variáveis, ou seja, se existe um equilíbrio no longo prazo. Após o estudo das raízes unitárias de cada variável, é necessário testar se as séries têm diferentes raízes unitárias (não cointegradas) ou se partilham a mesma raiz unitária (cointegradas). Para verificar a hipótese de cointegração entre as séries temporais é utilizado o método sugerido por Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990).

Adrangí et al. (2000), Omran e Pointon (2001), Al-Khazali e Pyun (2004), Floros (2004) e Arjoon et al. (2010) referem-se à utilização do teste de Johansen e Juselius (1990) para examinar a existência de um relacionamento de longo prazo entre os preços das acções e os preços de bens de consumo. Neste trabalho, será utilizado o mesmo teste para a cointegração.

Segundo a metodologia sugerida por Johansen (1988) e de Johansen e Juselius (1990) o teste é descrito desta forma:

$$(11) \quad \Delta x_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta x_{t-1} + \pi x_{t-1} + \varepsilon_t$$

Onde  $x_t$  e  $\varepsilon_t$  são  $(n \times 1)$  vectores e  $\pi$  é uma  $(n \times n)$  matriz de parâmetros. A metodologia de Johansen (1988) requer a estimação do sistema de equações anterior e estuda a classificação Se  $\pi = 0$ , da matriz  $\pi$ . então não existe combinação linear estacionária  $\{x_{it}\}$  do processo, isto é, as variáveis são não cointegradas. O número de  $\lambda > 0$  representa o número de cointegração entre os vectores das variáveis.

Tal como Al-Khazali e Pyun (2004) referem, pode ser obtido através de dois testes de razão de verossimilhança, o Teste *Trace* (Traço) e o Teste *Maximum eigenvalue* (Máximo Autovalor), respectivamente:

$$(12) \quad \lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^N \ln (1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$(13) \quad \lambda_{max} = -T \ln (1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

Onde  $\hat{\lambda}_i$  é o autovalor estimado, e  $T$  é o número de observações válidas. De notar que a estatística  $\lambda_{trace}$  é simplesmente o somatório da estatística  $\lambda_{max}$ . A hipótese nula para o teste  $\lambda_{trace}$  é aquela em que o número de diferentes vectores de cointegração é menor ou igual a  $r$ .  $\lambda_{max}$  é a estatística que testa a hipótese nula de  $r$  contra  $r + 1$  vectores de cointegração.

Para o teste de cointegração são utilizados os valores críticos de MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

#### 4.2.4. Teste de Causalidade de Granger

Neste ponto é analisado o Teste de Causalidade de Granger (Engle e Granger, 1987; Granger, 1969, 1988), este supõe que as informações relevantes para previsão das respectivas variáveis estejam contidas exclusivamente nos dados de séries temporais, neste caso nas variáveis PSI e TIH.

A questão estatística prende-se em detectar a direcção de causalidade (relação causa-efeito) entre as duas variáveis: PSI e TIH. Para averiguar se existe um efeito de causalidade estatística entre as duas variáveis, calculou-se as seguintes regressões:

$$(14) \quad PSI_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i TIH_{t-1} + \sum_{j=1}^n \beta_j PSI_{t-j} + u_{1t}$$

$$(15) \quad TIH_t = \sum_{i=1}^m \lambda_i TIH_{t-1} + \sum_{j=1}^m \delta_j PSI_{t-j} + u_{2t}$$

Supõe-se que as perturbações  $u_{1t}$  e  $u_{2t}$  não tenham correlação.

A equação (14) sugere que o PSI actual relaciona-se com os valores passados do PSI e também da TIH. Para todos os pares possíveis ( $PSI, TIH$ ) da série, a hipótese nula considera que o índice português é causa-Granger da taxa de inflação.

A equação (15) postula um comportamento similar para a  $TIH_t$ . A hipótese nula considera que a taxa de inflação é causa-Granger do índice português.

Para Gujarati (2000) os testes de causalidade de Granger podem apontar quatro possibilidades:

- (i) Causalidade unidireccional de TIH para PSI – quando os coeficientes de TIH forem estatisticamente diferentes de zero ( $\sum_{i=1}^n \alpha_i \neq 0$ ) e os coeficientes de PSI não forem estatisticamente diferentes de zero ( $\sum_{j=1}^m \delta_j = 0$ );
- (ii) Inversamente, causalidade unidireccional de PSI para TIH – quando os coeficientes de TIH não forem estatisticamente diferentes de zero ( $\sum_{i=1}^n \alpha_i = 0$ ) e o conjunto dos coeficientes desfasados de PSI forem estatisticamente diferentes de zero ( $\sum_{j=1}^m \delta_j \neq 0$ );
- (iii) Causalidade bilateral – quando os conjunto de coeficientes de TIH e PSI são estatística e significativamente diferentes de zero;
- (iv) Independência entre ambas as variáveis – quando os conjunto de coeficientes de TIH e PSI não são estatisticamente significativos.

### 4.3. Análise e Interpretação de Resultados

Após a descrição da metodologia adotada, neste subcapítulo apresenta-se os resultados empíricos alcançados. Inicialmente, calculou-se as estatísticas descritivas das duas séries temporais, de forma a avaliar mais detalhadamente os indicadores de assimetria, de achatamento e de normalidade para cada uma das variáveis. Os resultados das estatísticas descritivas obtidos encontram-se na seguinte tabela:

**Tabela 4 – Estatísticas Descritivas**

	<b>PSI</b>	<b>TIH</b>
<b>Média</b>	-0.000734	0.208333
<b>Mediana</b>	0.000616	0.200000
<b>Máximo</b>	0.036331	1.500000
<b>Mínimo</b>	-0.046233	-0.900000
<b>Desvio-padrão</b>	0.012120	0.430168
<b>Assimetria</b>	-0.694826	0.269050
<b>Curtose</b>	4.963653	3.582229
<b>Jarque-Bera</b>	31.82886	3.456978
<b>Prob.</b>	0.000000	0.177552

Segundo a tabela anterior, observa-se que a assimetria da variável do PSI é de  $-0.694826$ . Este valor negativo expressa a distribuição enviesada à direita da série. Por outro lado, a assimetria para TIH é positiva de  $0.269050$ , significando que é enviesada à esquerda.

Num segundo instante observa-se qual o grau de achatamento da distribuição, ou seja, o quanto uma curva de frequência será achatada em relação a uma curva normal de referência. Verifica-se que o coeficiente de curtose (ou coeficiente percentílico de curtose) para ambas as séries apresenta-se com valor positivo, ou seja, a distribuição é

leptocúrtica (tendência pontiaguda). Tal como nas características apresentadas nos estudos das séries financeiras temporais de Mandelbroit (1963) e de Fama (1965).

Quanto à estatística de Jarque-Bera (Teste da normalidade) que se baseia nos coeficientes de assimetria e curtose da distribuição dos retornos, para o nível de significância de 5%, rejeita-se a hipótese nula de normalidade para ambas as séries assumindo o valor de 31.82886 para os retornos do PSI20 e de 3.456978 para a TIH.

### 4.3.1. Análise da Estacionaridade das Séries

No estudo da estacionaridade da TIH e dos retornos do índice PSI, para ambos os testes já referidos, contemplou-se a integração das variáveis em níveis e das variáveis em diferenças de primeira ordem. De referir que para a determinação do número de defasamentos foi utilizado o teste AIC (*Akaike Information Criterion*) para os dois testes. Os resultados obtidos para o teste ADF e para o teste PP encontram-se nas seguintes tabelas:

**Tabela 5** – Teste ADF à ordem de integração das variáveis em níveis e variáveis em diferenças de primeira ordem

	PSI	$\Delta$ PSI	TIH	$\Delta$ TIH
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9,723656	-14,52891	-8,844131	-11,76984
Test Critical Values:				
1% level	-3,480818	-3,481623	-3,481217	-3,481623
5% level	-2,883579	-2,883930	-2,883753	-2,883930
10% level	-2,578601	-2,578788	-2,578694	-2,578788
Probability*	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

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

**Tabela 6** – Teste PP à ordem de integração das variáveis em níveis e variáveis em diferenças de primeira ordem

	PSI	$\Delta$ PSI	TIH	$\Delta$ TIH
Phillips-Perron test statistic	-9,875777	-30,50133	-7,856815	-26,11279
Test Critical Values:				
1% level	-3,480818	-3,481217	-3,480818	-3,481217
5% level	-2,883579	-2,883753	-2,883579	-2,883753
10% level	-2,578601	-2,578694	-2,578601	-2,578694
Probability*	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

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

Os resultados mostram para o teste ADF que a integração de ordem zero não foi encontrada, as variáveis têm ordem de integração. Tanto para o teste de integração das variáveis em níveis e variáveis em diferenças de primeira ordem encontra-se para cada variável a integração de ordem um. Tal como acontece nos estudos de Omran e Pointon (2001), Floros (2004) e Arjoon et al. (2010).

Também para os resultados do teste PP, na integração das variáveis em níveis e em primeiras diferenças, aceita-se a hipótese nula, visto que as séries temporais têm uma raiz unitária. Al-Khazali e Pyun (2004) encontraram evidências de existência de uma raiz unitária, para ambos os testes ADF e PP.

Segundo Gujarati (2000), quando as séries são não estacionárias e integradas de ordem um,  $I(1)$ , as variáveis podem estar cointegradas.

#### **4.3.2. Resultados da Estimação OLS**

Para testar de forma significativa a relação entre os retornos do PSI e a TIH portuguesa procedeu-se a testes de regressão, como foi referido anteriormente. Numa primeira fase usou-se uma regressão OLS simples e posteriormente através de um sistema de regressões.

Os resultados da regressão OLS simples encontram-se na seguinte tabela:

**Tabela 7** – Relação entre Retornos PSI20 e TIH

<i>Dependent Variable: ΔPSI</i>			
<i>Method: Least Squares (OLS)</i>			
<b>Variable</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>
C	$\widehat{\beta}_1 = -1.91\text{E-}05$	0.001378	-0.013831
$\Delta TIH_t$	$\widehat{\beta}_2 = 0.003289$	0.002755	1.193641

Modelo:  $\Delta PSI_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta TIH_t + u_t$

O coeficiente  $\widehat{\beta}_2$  para a variação da taxa de inflação encontra-se positivo, embora não seja estatisticamente significativo. O mesmo resultado é obtido por Graham (1996) no seu estudo onde encontra um relacionamento positivo entre as variáveis.

De forma a testar para uma relação significativa através de um sistema de regressões, obteve-se os seguintes resultados:

**Tabela 8** – Relação entre Retornos PSI20 e TIH – Equação 1

<i>Dependent Variable: ΔPSI</i>			
<i>Method: Least Squares (OLS)</i>			
<b>Variable</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>
Constante	$\widehat{\beta}_1 = -0.000221$	0.001376	-0.160645
$\Delta TIH_{t-1}$	$\widehat{\beta}_2 = -0.001840$	0.002744	-0.670407

Modelo:  $\Delta PSI_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta TIH_{t-1} + u_t$

**Tabela 9** – Relação entre Retornos PSI20 e TIH – Equação 2

<i>Dependent Variable: ΔPSI</i>			
<i>Method: Least Squares (OLS)</i>			
<b>Variable</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>
Constante	$\widehat{\beta}_1 = 8.18E-05$	0.001334	0.061347
$\Delta TIH_{t-1}$	$\widehat{\beta}_2 = -0.003672$	0.002948	-1.245673
$\Delta TIH_{t-2}$	$\widehat{\beta}_3 = -0.002075$	0.002942	-0.705165
$\Delta TIH_{t-3}$	$\widehat{\beta}_4 = -0.001763$	0.002927	-0.602271
$\Delta TIH_{t-4}$	$\widehat{\beta}_5 = -0.003492$	0.002895	-1.206250

Modelo:  $\Delta PSI_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta TIH_{t-1} + \beta_3 \Delta TIH_{t-2} + \beta_4 \Delta TIH_{t-3} + \beta_5 \Delta TIH_{t-4} + u_t$

**Tabela 10** – Relação entre Retornos PSI20 e TIH – Equação 3

<i>Dependent Variable: ΔPSI</i>			
<i>Method: Least Squares (OLS)</i>			
<b>Variable</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>
Constante	$\widehat{\beta}_1 = 3.93E-05$	0.001336	0.029411
$\Delta TIH_{t-1}$	$\widehat{\beta}_2 = -0.004141$	0.003268	-1.267044
$\Delta TIH_{t-2}$	$\widehat{\beta}_3 = -0.002680$	0.003265	-0.820765
$\Delta TIH_{t-3}$	$\widehat{\beta}_4 = -0.003474$	0.003262	-1.065051
$\Delta TIH_{t-4}$	$\widehat{\beta}_5 = -0.002042$	0.003146	-0.649001
$\Delta TIH_{t+1}$	$\widehat{\beta}_6 = -0.001958$	0.003269	-0.598822
$\Delta TIH_{t+2}$	$\widehat{\beta}_7 = -0.003209$	0.003283	-0.977428
$\Delta TIH_{t+3}$	$\widehat{\beta}_8 = 0.001752$	0.003332	0.525962
$\Delta TIH_{t+4}$	$\widehat{\beta}_9 = -9.87E-05$	0.003216	-0.030677

Modelo:  $\Delta PSI_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta TIH_{t-1} + \beta_3 \Delta TIH_{t-2} + \beta_4 \Delta TIH_{t-3} + \beta_5 \Delta TIH_{t-4} + \beta_6 \Delta TIH_{t+1} + \beta_7 \Delta TIH_{t+2} + \beta_8 \Delta Inf_{t+3} + \beta_9 \Delta Inf_{t+4} + u_t$

Os resultados para o sistema de equações nas tabelas anteriores reportam um efeito negativo entre a inflação e o retorno no mercado accionista, no entanto este efeito não é significativo. Na tabela 9 o único parâmetro positivo é  $\Delta TIH_{t+3}$ .

### 4.3.3. Cointegração Johansen

Como verificado anteriormente, ambas as séries seguem um processo aleatório e não-estacionário, são integradas de ordem um,  $I(1)$ . Teoricamente, se uma série  $y_t$  for  $I(1)$  e uma outra  $x_t$  for também  $I(1)$ , estas poderão ser cointegradas. Assim, é possível realizar testes de cointegração.

Efectuado o teste verifica-se os resultados na seguinte tabela:

**Tabela 11 – Testes de Cointegração Johansen**

Lags interval: 1 to 1					
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)					
Hypothesized No. Of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.01 Critical Value	0.05 Critical Value	Prob. **
None *	0.389329	119.9958	19.93711	15.49471	0.0001
At most 1 *	0.349393	55.88034	6.634897	3.841466	0.0000
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)					
Hypothesized No. Of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.01 Critical Value	0.05 Critical Value	Prob. **
None *	0.389329	64.11550	18.52001	14.26460	0.0000
At most 1 *	0.349393	55.88034	6.634897	3.841466	0.0000

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.01 and 0.05 level

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

Na construção do teste de cointegração foi utilizado um desfasamento em diferenças, na tabela encontra-se especificado de “1 para 1”.

De acordo com os resultados de cointegração obtidos, ambos os testes de máximo autovalor (*Maximum Eigenvalue*) e a estatística traço (*trace*) suportam  $r = 0$  vector de cointegração. Assim, ao consultar a tabela anterior, rejeita-se a hipótese de cointegração entre as variáveis, tanto ao nível de 5% como ao nível de 1%. Significando que os retornos do PSI e a inflação não são afectados por nenhuma força.

No geral, encontra-se evidência de nenhuma relação de equilíbrio de longo prazo entre os retornos do índice PSI e a inflação em Portugal. Outros autores como Al-Khazali e Pyun (2004) ou Arjoon et al. (2010) encontraram uma relação de não cointegração para os países da baía do Pacífico e para África do Sul, respectivamente.

#### 4.3.4. Causalidade Granger

Para verificar a natureza da causalidade entre os retornos PSI e TIH, incluiu-se um desfaseamento das variáveis em análise. A ocorrência de causalidade de Granger de PSI para TIH assenta na hipótese nula do teste que PSI não causa TIH.

**Tabela 12** – Teste de Causalidade Granger

Sample: 2000M01 2010M12			
Lags: 1			
Null Hypothesis	Obs	F-Statistic	Prob.
PSI does not Granger Cause TIH	131	0.31224	0.5773
TIH does not Granger Cause PSI		1.03930	0.3099

Através da tabela anterior aceita-se a hipótese nula da causalidade Granger. Existe independência entre ambas as variáveis, isto é, o conjunto de coeficientes de PSI e TIH não são estatisticamente significativos em ambas as regressões. Conclui-se que o índice PSI não causa a TIH portuguesa e esta por sua vez, não é causada pelo índice PSI

durante o período 2000 a 2010. Também Floros (2004) na sua investigação encontrou as mesmas evidências para a economia grega.

## **5. Conclusões, Limitações e Tópicos de Investigação Futura**

### **5.1. Conclusões**

O presente trabalho teve como finalidade principal estudar a relação entre os retornos accionistas portugueses e a inflação. Foram utilizados dados mensais, num período compreendido entre Janeiro de 2000 e Dezembro de 2010, composto pelo índice PSI-20 e pela taxa de inflação homóloga.

Na análise da estacionaridade das séries, através do teste ADF e PP, à ordem de integração das variáveis em níveis e nas variáveis em diferenças de primeira ordem verificou-se a existência de uma raiz unitária,  $I(1)$ , para ambas as séries PSI20 e TIH. Também Al-Khazali e Pyun (2004) na sua investigação aplicam ambos os testes de raiz unitária (ADF e PP) e concluem para cada série observada a integração de ordem um.

Numa segunda etapa, pela utilização de uma regressão simples OLS, utilizou-se a TIH como variável independente e por sua vez o PSI como variável dependente. Os resultados, para o caso português, mostraram evidências positivas na relação entre o índice do mercado accionista e a inflação mas o resultado não foi estatisticamente significativo. Seguidamente, efectuou-se um sistema de regressões econométricas, pelo que os resultados indicaram um efeito negativo entre as variáveis, embora também não seja considerado significativo. Floros (2004) obteve resultados semelhantes aos encontrados neste teste para o mercado accionista grego.

Posteriormente, verificou-se a cointegração da amostra, tanto para a estatística traço como para o teste de máximo autovalor. Desta forma, rejeitou-se a hipótese de cointegração porque não se encontrou evidências na relação de equilíbrio no longo

prazo entre as variáveis. Também Arjoon et al. (2010) não encontrou relação de cointegração para o mercado accionista de África do Sul.

Ao observar o efeito de causalidade estatística entre as duas variáveis constatou-se que existe independência entre o conjunto de coeficientes do índice PSI e da taxa de inflação homóloga. Floros (2004) na sua investigação encontrou as mesmas evidências para a economia grega.

Os resultados constatados durante todo este estudo rejeitam a hipótese de Fisher (1930), ou seja, as conclusões reforçam uma relação negativa entre a inflação e o mercado accionista português. Os resultados são consistentes com a revisão literária de alguns autores, mencionados anteriormente, que chegaram a conclusões iguais como: Adrangi et al (2000), Oman e Pointon (201), Ahmed e Mustafa (2003) e Floros (2004).

Em suma, constata-se que no longo prazo não se encontram evidências de uma relação entre as variáveis portuguesas analisadas, os preços das acções são invariantes a mudanças permanentes na taxa de inflação. Assim, conclui-se que não existe correlação entre os valores presentes e os valores passados, ou seja, o mercado accionista português e a inflação são caracterizados por variáveis independentes para Portugal.

## **5.2. Limitações do Estudo**

Todos os trabalhos de investigação empírica têm algumas condicionantes. Neste caso, aponta-se como primeira limitação do estudo o número de observações da amostra utilizada. Apenas se considerou o estudo num período a 11 anos e a maioria das pesquisas anteriormente mencionadas cobre um período maior. Ao calcular os retornos mensais do índice PSI-20 ficou-se apenas 132 observações mensais, uma dimensão

reduzida. Considera-se limitativo na medida em que se tivesse obtido mais dados as conclusões poderiam ser diferentes.

O segundo ponto prende-se por só existir uma variável independente para explicar a variável dependente. Ou seja, poderia acrescentar-se outras variáveis macroeconómicas como por exemplo, a taxa de juro ou o PIB. A hipótese de Fama considera que existe uma relação *proxy* entre o retorno accionista e a taxa de crescimento do PIB, e esta, por sua vez tem uma relação inversa entre o retorno das acções e da inflação.

### **5.3. Tópicos para Investigação Futura**

Com vista a apresentar os principais tópicos para investigação futura refere-se os seguintes pontos:

- Visto que ainda não existe unanimidade na literatura existente, poder-se-á comparar para o mercado português a relação das duas variáveis em períodos de hiperinflação e em períodos de instabilidade financeira;
- Comparar, para um horizonte de curto e longo prazo, a inflação com Obrigações de Tesouro do mercado português a 3 meses, 6 meses, 1 ano ou 10 anos;
- Aplicar a metodologia *proxy* de Fama, com as variáveis do índice de mercado accionista, a actividade económica e a inflação;
- Alargar o estudo a países da UE, visto que o mercado de bolsa português não tem ainda grande expressão;

## 6. Bibliografia

Adrangi, B., Chatrath, A. and Sanvicente, A. (2000), Inflation, Output and stock Prices: Evidence from Brazil, *Journal of Applied Business Research* **18**, 61-77.

Ahmed, R. and Mustafa, K. (2003), *Real Stock Returns and Inflation in Pakistan*, Department of Economics, University of Karachi, Pak.

Alagidede, P. (2009), Relationship between stock returns and inflation, *Applied Economics Letters*, **16**:14, 1403-1408.

Al-Khazali, O. and Pyun, S. (2002), Stock Prices and Inflation: New Evidence from the Pacific-Basin Countries, *Review of Quantitative Finance and Accounting* **22**, 123–140.

Anari, A. and Kolari. A. (2001), Stock Prices and Inflation, *Journal of Financial Research* **24**, 587–602.

Arjoon, R., Botes, M., Chesang, L. and Gupta, R. (2010), The Long-Run Relationship between Inflation and Real Stock Prices: Empirical Evidence from South Africa, Department of Economics, University of Pretoria.

Bodie, Z. (1976), Common Stocks as a Hedge Against Inflation, *Journal of Finance*, **31**, 259-270.

Boucher, C. (2006), Stock Prices, Inflation and Stock Returns Predictability, *L'association Française de Finance* **27** (2).

Boudoukh, J. and M. Richardson (1993), Stock Returns and Inflation: A Long-Horizon Perspective, *American Economic Review*, **83**, 1346–1355.

Cagan, P. (1974), Common Stock Values and Inflation: Historical Record of Many Countries, Annual Report Supplement, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

Campbell, H. (1995), Predictable risk and returns in emerging markets, *Review of Financial Studies*.

Caporale, T. and Jung, C. (1997), Inflation and Real Stock Prices, *Applied Financial Economics*, **7**, 265-66.

Chatrath, A., Ramchander S. and Song F. (1997), Stock Prices, Inflation and Output: Evidence from India, *Journal of Asian Economics*, **7**, 237-245.

Choudhry, T. (2001), Inflation and Rates of Return on Stocks: Evidence from High Inflation Countries, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, **11**, 75-96.

CMVM (2010), Relatório Anual de 2010 sobre a Actividade da CMVM e sobre os Mercados de Valores Mobiliários.

Dickey, D. and Fuller, W. (1979), Distribution of the Estimator for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, **74**, 427-431.

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

Dickey, D., Jansen, D. and Thornton, D. (1991), A primer on cointegration with an application to money and income, *Economic Review* **59**, Federal Reserve Bank de St. Louis.

- Engle, R. and Granger, W. (1987), Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing, *Econometrica* **50**, 987-1007.
- Engle, R. and Yoo, B. (1987), Forecasting and testing in cointegrated systems, *Journal of econometrics* **35**,143-159.
- Fama, E. (1981), Stock Returns, Real activity, Inflation and Money, *American Economic Review* **71**, 545-565.
- Fama, E. and Schwert, C. (1977), Asset Returns and Inflation, *Journal of Financial Economics* **5**, 115-146.
- Feldstein, M. (1980), Inflation and the Stock Market, *American Economic Review*, **70**, 39-47.
- Firth, M. (1979), The relationship between stock market returns and rates of inflation, *Journal of Finance*, 743-749.
- 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**, 55-68.
- Gallagher, L. and Taylor, M. (2002), Stock Returns-inflation puzzle Revisited, *Economic Letters* **75**, 147-156.
- Geske, R. and Roll, R. (1983), The Fiscal and Monetary Linkages Between Stock Returns and Inflation, *Journal of Finance*, **38**, 49-65.

Graham, F. (1996), Inflation, Real Stock Returns, and Monetary Policy, *Applied Financial Economics*, **6**, 29-35.

Gujarati, D. (2000), *Econometria Básica*, São Paulo: Makron Books, 3a ed., 846.

Gultekin, N., (1983), Stock Market Returns and Inflation: Evidence from Other Countries, *Journal of Finance*, **38**, 49-65.

IGCP (2010), Relatório de Gestão da Tesouraria do Estado e da Dívida Pública.

Jaffe, J. and Mandelker, G. (1976), The Fisher effect for risky assets: an empirical investigation, *Journal of Finance*, **31**, 447-458.

Johansen, S. (1988), Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of economic* **12**, 231-254.

Johansen, S. (1991), Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, **59**, 1551-1580.

Johansen, S. and Juselius; K. (1990), Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money, *Oxford bulletin of economics and statistics* **52**, 169-209.

Lee, U. (2009), The Impact of Inflation Targeting on the Relationship between stock returns and inflation: International Evidence, *The International Journal Finance*, **21**, No. 3.

Lintner, J. (1975), Inflation, and Security Returns, *Journal of Finance*, **30**, 259-80.

MacKinnon, J. (1991), Critical values for cointegration tests in long-run economic relationships, in R. F. Engle and C.W.J. Granger (eds.), Long-run economic relationships: Readings in Cointegration, Advanced Texts in Econometrics, *Oxford University Press*, 267-76.

Mandlebroit, B. (1963), The Variation of Certain Speculative Prices, *Journal of Business* **36**, 394-419.

Murteira, B., Muller, D. e Turkman, K. (1993), Análise de Sucessões Cronológicas, McGraw-Hill, Lisboa.

Nelson, C. (1976), Inflation and Rates of Return on Common Stocks, *Journal of Finance* **31**, 471-483.

Omran, M. and Pointon, J. (2001), Does the Inflation Rate Affect the Performance of the Stock Market? The Case of Egypt, *Emerging Markets Review*, **2**, 263-79.

Peña, D. (2005), *Análisis de Series Temporales*, Alianza Editorial, Madrid.

Phillips, P. and Perron, P. (1988), Testing for a unit root in time series regression, *Econometrica* **75**, 355–346.

Pindyck, R. (1984), Risk, Inflation and the Stock Market, *American Economic Review* **74**, 335-351.

Shanmugam, K. and Mishra. B. (2009), Stock Returns-Inflation Relation in India, 1980-2004, *Applied Econometrics and International Development*, 1-17.

Solnik, B. (1983), The Relation Between Stock Prices and Inflationary Expectations: The International Evidence, *Journal of Finance* **38**, 35–48.

Spyrou, S. (2001), Stock Returns and Inflation: Evidence from an Emerging Market, *Applied Economics Letters*, **7**, 447-445.

Wooldridge, J. (2003), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 2nd Edition, **19**, 646-672.

## **Sítios na internet**

Banco de Portugal – [bportugal.pt/](http://bportugal.pt/)

Bloomberg – [bloomberg.com/](http://bloomberg.com/)

CMVM – [cmvm.pt/](http://cmvm.pt/)

Euronext – [euronext.pt/](http://euronext.pt/)

Eurostat – [ec.europa.eu/eurostat/](http://ec.europa.eu/eurostat/)

INE – [ine.pt/](http://ine.pt/)

Wikipédia – [pt.wikipedia.org/](http://pt.wikipedia.org/)

## 7. Anexos

**Tabela 13** – Composição do índice PSI-20

Designação	Código	Peso (%)	Capitalização
ALTRI SGPS	ALTR	0.94	248,209,323
B.COM.PORTUGUES	BCP	5.28	1,585,576,753
B.ESPIRITO SANTO	BES	5.95	2,497,833,332
BANCO BPI	BPI	1.48	719,730,000
BANIF-SGPS	BNF	0.41	222,300,000
BRISA	BRI	2.99	1,499,400,000
CIMPOR,SGPS	CPR	2.98	3,470,880,000
EDP	EDP	16.88	7,979,099,066
EDP RENOVAVEIS	EDPR	5.26	3,620,078,872
GALP ENERGIA-NOM	GALP	16.90	10,025,224,573
J.MARTINS,SGPS	JMT	15.86	7,863,018,784
MOTA ENGIL	EGL	0.44	243,107,206
P.TELECOM	PTC	13.64	5,136,117,248
PORTUCEL	PTI	1.96	1,384,570,000
REN	RENE	1.40	541,636,200
SEMAPA	SEM	1.53	680,648,224
SONAE	SON	2.31	1,000,000,000
SONAE IND.SGPS	SONI	0.37	127,400,000
SONAECOM,SGPS	SNC	0.67	475,388,435
ZON MULTIMEDIA	ZON	2.74	800,560,785

Fonte: [www.euronext.pt](http://www.euronext.pt) a 9 de Setembro de 2011

**Tabela 14 – Dados utilizados do índice PSI-20 e Inflação**

	<b>Inflação</b>	<b>PSI20</b>
<b>Jan-00</b>	-0,2	0,7573
<b>Fev-00</b>	-0,3	3,6331
<b>Mar-00</b>	0,2	-2,1657
<b>Abr-00</b>	1,1	-1,6015
<b>Mai-00</b>	0,6	-0,6105
<b>Jun-00</b>	0,6	0,1031
<b>Jul-00</b>	0,5	0,0256
<b>Ago-00</b>	0,1	-0,0618
<b>Set-00</b>	-0,1	-0,2222
<b>Out-00</b>	0,3	-1,4506
<b>Nov-00</b>	0,6	-0,7875
<b>Dez-00</b>	0,4	-0,3470

	<b>Inflação</b>	<b>PSI20</b>
<b>Jan-01</b>	0,4	1,4497
<b>Fev-01</b>	0,2	-1,5462
<b>Mar-01</b>	0,4	-1,2916
<b>Abr-01</b>	0,6	-0,1488
<b>Mai-01</b>	0,9	-1,3984
<b>Jun-01</b>	0,3	-2,0488
<b>Jul-01</b>	0,2	-0,3078
<b>Ago-01</b>	-0,2	-1,5435
<b>Set-01</b>	0	-0,6620
<b>Out-01</b>	0,4	1,1630
<b>Nov-01</b>	0,6	0,0605
<b>Dez-01</b>	0,2	0,1131

	<b>Inflação</b>	<b>PSI20</b>
<b>Jan-02</b>	0,1	-0,4370
<b>Fev-02</b>	-0,2	-0,6383
<b>Mar-02</b>	0,4	0,9880
<b>Abr-02</b>	0,9	-0,7140
<b>Mai-02</b>	0,8	-0,6717
<b>Jun-02</b>	0,3	-1,5238
<b>Jul-02</b>	0,2	-2,0304
<b>Ago-02</b>	0,2	-0,0871
<b>Set-02</b>	-0,1	-3,9259
<b>Out-02</b>	0,6	1,2741
<b>Nov-02</b>	0,6	2,3101
<b>Dez-02</b>	0,1	-0,8130

	<b>Inflação</b>	<b>PSI20</b>
<b>Jan-03</b>	0,1	-0,6327
<b>Fev-03</b>	0	-1,5983
<b>Mar-03</b>	0,1	0,1892
<b>Abr-03</b>	0,8	0,6804
<b>Mai-03</b>	0,7	0,7953
<b>Jun-03</b>	0	0,5492
<b>Jul-03</b>	-0,2	-0,2267
<b>Ago-03</b>	0,1	0,8155
<b>Set-03</b>	0,2	0,5563
<b>Out-03</b>	0,2	0,4520
<b>Nov-03</b>	0,1	0,9927
<b>Dez-03</b>	0,1	0,4833

	<b>Inflação</b>	<b>PSI20</b>
<b>Jan-04</b>	0	0,7955
<b>Fev-04</b>	-0,2	1,9257
<b>Mar-04</b>	0,2	-0,2350
<b>Abr-04</b>	1	-0,1104
<b>Mai-04</b>	0,8	-0,8166
<b>Jun-04</b>	1,2	0,4651
<b>Jul-04</b>	-0,9	-0,7432
<b>Ago-04</b>	-0,4	-0,0382
<b>Set-04</b>	-0,1	0,7023

	<b>Inflação</b>	<b>PSI20</b>
<b>Jan-05</b>	-0,6	1,1577
<b>Fev-05</b>	-0,1	-0,3439
<b>Mar-05</b>	0,4	-0,2781
<b>Abr-05</b>	0,7	-0,5038
<b>Mai-05</b>	0,6	-0,2292
<b>Jun-05</b>	0,1	-0,0371
<b>Jul-05</b>	0,4	0,2446
<b>Ago-05</b>	0,2	0,5710
<b>Set-05</b>	0,2	0,7045

<b>Out-04</b>	0,5	0,2979
<b>Nov-04</b>	0,3	0,1718
<b>Dez-04</b>	0,1	0,2018

<b>Out-05</b>	0,4	-0,6867
<b>Nov-05</b>	0,2	0,7217
<b>Dez-05</b>	0,1	1,2477

	<b>Inflação</b>	<b>PSI20</b>
<b>Jan-06</b>	-0,4	0,3598
<b>Fev-06</b>	0,2	1,7656
<b>Mar-06</b>	1,2	1,5773
<b>Abr-06</b>	0,6	-0,4701
<b>Mai-06</b>	0,5	-1,3217
<b>Jun-06</b>	0	0,2171
<b>Jul-06</b>	-0,1	0,3677
<b>Ago-06</b>	-0,1	0,5896
<b>Set-06</b>	0,4	0,7449
<b>Out-06</b>	0	0,4178
<b>Nov-06</b>	0	0,2874
<b>Dez-06</b>	0,2	1,0618

	<b>Inflação</b>	<b>PSI20</b>
<b>Jan-07</b>	-0,3	0,6394
<b>Fev-07</b>	0	0,2505
<b>Mar-07</b>	1,3	-0,0704
<b>Abr-07</b>	0,9	1,0729
<b>Mai-07</b>	0,2	1,5729
<b>Jun-07</b>	0	0,2089
<b>Jul-07</b>	-0,2	0,0761
<b>Ago-07</b>	-0,4	-1,0951
<b>Set-07</b>	0,4	-1,2652
<b>Out-07</b>	0,5	1,5531
<b>Nov-07</b>	0,3	0,1826
<b>Dez-07</b>	0,1	-0,1681

	<b>Inflação</b>	<b>PSI20</b>
<b>Jan-08</b>	-0,1	-3,0446
<b>Fev-08</b>	0	-0,4144
<b>Mar-08</b>	1,5	-0,9237
<b>Abr-08</b>	0,3	0,8151
<b>Mai-08</b>	0,5	-0,6149
<b>Jun-08</b>	0,5	-3,7767
<b>Jul-08</b>	-0,5	-0,9278
<b>Ago-08</b>	-0,4	0,2632
<b>Set-08</b>	0,5	-1,4121
<b>Out-08</b>	-0,2	-4,6233
<b>Nov-08</b>	-0,7	-0,2162
<b>Dez-08</b>	-0,5	0,1282

	<b>Inflação</b>	<b>PSI20</b>
<b>Jan-09</b>	-0,9	0,3138
<b>Fev-09</b>	0	-1,5909
<b>Mar-09</b>	0,8	0,5814
<b>Abr-09</b>	0,4	1,8615
<b>Mai-09</b>	-0,2	1,4532
<b>Jun-09</b>	0,2	-0,3264
<b>Jul-09</b>	-0,4	0,5007
<b>Ago-09</b>	-0,2	1,5362
<b>Set-09</b>	-0,1	1,6430
<b>Out-09</b>	0	-0,3288
<b>Nov-09</b>	0,1	-0,2286
<b>Dez-09</b>	0,2	0,4972

	<b>Inflação</b>	<b>PSI20</b>
<b>Jan-10</b>	-0,6	-1,4203
<b>Fev-10</b>	0	-1,0829
<b>Mar-10</b>	1,2	1,3736
<b>Abr-10</b>	0,4	-1,8530
<b>Mai-10</b>	0,2	-1,0080
<b>Jun-10</b>	0,2	-0,0186
<b>Jul-10</b>	0,4	0,8781
<b>Ago-10</b>	-0,1	0,0627
<b>Set-10</b>	-0,1	0,3151
<b>Out-10</b>	0,3	1,6010
<b>Nov-10</b>	0,1	-2,0438
<b>Dez-10</b>	0,4	0,7050