

ISCTE  **IUL**
Instituto Universitário de Lisboa

Escola de Ciências Sociais e Humanas

Departamento de Economia Política

Determinantes Macroeconómicos do Índice Acionista PSI-20

Tomaz Ravasco Rojão Ferreira Aldonsa

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

Orientador:

Doutor Ricardo Barradas, Professor Auxiliar Convidado

ISCTE-IUL

Outubro 2018

Agradecimentos

Após a conclusão deste trabalho, sinto-me orgulhoso, realizado e feliz por poder dizer que tenho a minha dissertação de mestrado terminada.

Foi um prazer fazer esta dissertação sobre uma área que tenho bastante interesse, como é o caso dos mercados financeiros e acrescentar algo de novo à literatura existente.

Quero agradecer em especial aos meus pais, que sempre me proporcionaram tudo o que foi necessário para chegar até aqui, assim como força e motivação.

Um agradecimento muito especial também para o meu orientador, Ricardo Barradas, pelo seu apoio e dedicação.

A todos aqueles que de forma direta ou indireta, contribuíram para a realização deste trabalho.

Resumo

Este trabalho tem como objetivo determinar de forma empírica, como é que os determinantes macroeconómicos influenciam o índice acionista do PSI-20. Esta análise econométrica de séries temporais é feita para o período compreendido entre o primeiro trimestre de 2000 e o último trimestre de 2017. Considerando a literatura existente, foi estimada uma equação para o índice PSI-20 usando o método econométrico ARDL. Esta estimação utiliza oito variáveis independentes (PIB real, oferta monetária, brent, dívida pública, Eurostoxx 50, taxa de inflação, taxa de câmbio efetiva e taxa de juro). Os resultados indicam que o agregado monetário M3, o Eurostoxx 50, a taxa de inflação e a taxa de câmbio efetiva têm um efeito positivo no índice PSI-20. As variáveis PIB, brent e taxa de juro das OT's a 10 anos exercem um efeito negativo no respetivo índice. A dívida pública não exerce qualquer efeito no índice.

Palavras-chave

Índice acionista PSI-20, Mercado Acionista, Determinantes Macroeconómicos, Portugal, Modelo ARDL

Classificação JEL

C22, E44, F62 e G15

Abstract

This work aims to analyze, from an empirical point of view, how macroeconomic determinants influence the evolution of stock market index of PSI-20. This time series econometric analysis is performed for the period from the first quarter of 2000 and the last quarter of 2017. Taking into account the existing literature, we estimate an equation for the stock market index of PSI-20 using the ARDL econometric model. This estimation uses eight independent variables (real GDP, money supply, oil prices, public debt, Eurostoxx 50, inflation rate, effective exchange rate and interest rate). We conclude that money supply, Eurostoxx 50, inflation rate and effective exchange rate exert a positive impact on stock market index of PSI-20. GDP, oil prices and interest rate impact negatively in the respective stock market index. Public debt does not exert any effect on PSI-20.

Keywords

Stock Index PSI-20, Stock Market, Macroeconomics Determinants, Portugal, ARDL Model

JEL Classification

C22, E44, F62 and G15

Índice Geral

Agradecimentos	ii
Resumo	iii
<i>Abstract</i>	iv
Índice Geral	v
Índice de Tabelas	vi
Índice de Figuras	vii
Glossário	viii
I. Introdução	1
II. Revisão de Literatura	4
III. Modelo e Hipóteses	17
IV. Dados e Metodologia	20
V. Resultados Empíricos e Discussão	24
VI. Conclusão	31
VII. Referências Bibliográficas	33
VIII. Anexos	36

Índice de Tabelas

Tabela 1 - Os principais estudos empíricos sobre Índices de ações	4
Tabela 2 – Coeficientes de correlação entre as variáveis	21
Tabela 3 – Diagnóstico para a Multicolinearidade.....	22
Tabela 4 – P-values do teste ADF	22
Tabela 5 – P-values do teste PP.....	23
Tabela 6 – Valores dos critérios de informação por desfasamento	24
Tabela 7 – Teste de limites para análise de cointegração	24
Tabela 8 - Testes diagnósticos para estimativas do ARDL	25
Tabela 9 – Coeficientes de longo prazo estimados para o PSI-20	25
Tabela 10 – Coeficientes de curto prazo estimados para o PSI-20	27
Tabela 11 – Importância das estimativas de longo prazo para o PSI-20	28
Tabela A1 – Estatísticas descritivas de cada variável	36

Índice de Figuras

Figura A1 – PSI-20 geral (taxa de crescimento, trimestral)	36
Figura A2 – PIB real (taxa de crescimento, trimestral)	36
Figura A3 – Agregado Monetário, M3 (taxa de crescimento, trimestral)	37
Figura A4 – Brent (taxa de crescimento, trimestral)	37
Figura A5 – Dívida Pública (em % do PIB, trimestral)	37
Figura A6 – Eurostoxx 50 (taxa de crescimento, trimestral)	38
Figura A7 – Taxa de Inflação, IHPC (taxa de crescimento, trimestral)	38
Figura A8 – Taxa de Câmbio Efetiva, G38 (taxa de crescimento, trimestral) ..	38
Figura A9 – Taxa de Juro, OT's a 10 anos (taxa de rendibilidade)	39
Figura A10 – Teste do CUSUM	39
Figura A11 – Teste do CUSUMSQ	39

Glossário

ADF – *Augmented Dickey-Fuller*

AIC – *Akaike Information Criterion*

APT – *Arbitrage Pricing Theory*

ARCH – *Autoregressive Conditional Heterocedasticity*

ARDL – *Autoregressive Distributed Lag*

ARIMA – *Autoregressive Integrated Moving Average*

ARS/USD – Taxa de câmbio peso argentino/dólar americano

ASEAN – *Association of Southeast Asian Nations*

BCE – Banco Central Europeu

BGN/USD – Taxa de câmbio lev búlgaro/dólar americano

BRIC – Organização composta pelos países (Brasil, Rússia, Índia, China)

BRL/USD – Taxa de câmbio real brasileiro/dólar americano

BT's – Bilhetes do Tesouro

CNY/USD – Taxa de câmbio yuan renminbi chinês/dólar americano

CROBEX – *Zagreb Stock Exchange Stock Index*

CUSUM – *Cumulative Sum of Recursive Residuals*

CUSUMSQ – *Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals*

CZK/USD – Taxa de câmbio coroa checa/dólar americano

DAX – *Frankfurt Stock Exchange*

DIV – Dívida Pública Portuguesa em percentagem do PIB

DJ 30 – *Dow Jones Industrial Average 30*

EEK/USD – Taxa de câmbio coroa da Estónia/dólar americano

EGARCH – *Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heterocedasticity*

EGP/USD – Taxa de câmbio libra egípcia/dólar americano

EGX 30 – *Egyptian Stock Exchange Index 30*

EMH – *Efficient Market Hypothesis*

EU – União Europeia

EURST – Índice Acionista Eurostoxx 50

FTSE 100 – *London Stock Exchange 100*

GARCH – *Generalized Autoregressive Conditional Heterocedasticity*

GHS/USD – Taxa de câmbio cedi ganês/dólar americano

GSE – *Ghana Stock Exchange*

HRK/USD – Taxa de câmbio coroa croata/dólar americano

ICE – Informação sobre índices cambiais efetivos para Portugal

IHPC – Índice Harmonizado de Preços do Consumidor

INR/USD – Taxa de câmbio rúpia indiana/dólar americano

IPC – Índice de Preços do Consumidor

ISE 100 – *Istanbul Stock Exchange 100*

JCSPI – *Jakarta Composite Index*

JII – *Jakarta Islamic Index*

JPY/USD – Taxa de câmbio iene japonês/dólar americano

JSE – *Johannesburg Stock Exchange*

KSE 100 – *Karachi Stock Exchange 100*

LTL/USD – Taxa de câmbio lita lituanesa/dólar americano

M3 – Agregado Monetário M3

NIKKEI 225 – *Tokyo Stock Exchange 225*

NZD/USD – Taxa de câmbio dólar neozelandês/dólar americano

OLS – *Ordinary Least Squares Regression*

OMX – *Tallinn Stock Exchange*

OT's – Obrigações do Tesouro

PIB – Produto Interno Bruto

PKR/USD – Taxa de câmbio rúpia paquistanesa/dólar americano

PP – *Phillips-Perron*

PSI-20 – *Portuguese Stock Index 20*

PVM – *Present Value Model*

RUB/USD – Taxa de câmbio rublo russo/dólar americano

S&P 500 – *Standard & Poor's 500*

S&P BSE SENSEX – *Bombay Stock Exchange*

S&P/ASX 200 – *Australian Securities Exchange 200*

S&P/NZX 50 – *New Zealand Stock Exchange 50*

SES – *Stock Exchange of Singapore*

SSE – *Shanghai Stock Exchange*

TND/USD – Taxa de câmbio dinar tunisino/dólar americano

TRY/USD – Taxa de câmbio lira turca/dólar americano

TUNINDEX – *Tunisia Stock Exchange*

TXC – Taxa de Câmbio Efetiva Grupo dos 38 países

TXOT – Taxa de Juro das OT's a 10 anos

VAR – *Vector Autoregressive*

VECM – *Vector Error Correction Model*

VIF – *Variance Inflation Factor*

WPI – *Wholesale Price Index*

I. Introdução

O mercado de ações desempenha uma tarefa essencial no crescimento económico e desenvolvimento da economia. Um mercado de capitais eficiente pode melhorar o crescimento e a riqueza da economia, mantendo no setor financeiro a oferta de um bom canal de investimento, que desempenha um papel muito importante para envolver investidores nacionais e internacionais. O desempenho do mercado de ações pode ser medido por mudanças no seu índice, que é influenciado por diferentes fatores, incluindo fatores sociais e políticos (Kibria *et al.*, 2014). Os mercados acionistas são bastante influenciados pela condição económica e qualquer mudança mais agressiva na economia pode afetar a cotação das ações. Isto torna a relação entre as variáveis macroeconómicas e o índice de ações, uma questão bastante explorada nas últimas décadas (Barakat *et al.*, 2015).

A literatura económico-financeira existente fornece vários modelos que traduzem uma estrutura teórica para o estudo dessa relação. Uma forma de vincular as variáveis macroeconómicas e os índices acionistas é através da *Arbitrage Pricing Theory* (APT). De acordo com esta teoria, os retornos de um ativo podem ser previstos usando a relação linear entre o retorno esperado do ativo e um número de variáveis macroeconómicas que capturam o risco sistemático. É um modelo útil para analisar carteiras numa perspetiva de investimento, com o objetivo de identificar títulos, que no curto prazo possam ser mal avaliados (Ross, 1976).

A *Efficient Market Hypothesis* (EMH) é uma teoria de investimento, desenvolvida por Eugene Fama (1970), em que os preços das ações refletem todas as informações relevantes. Teoricamente nem a análise técnica¹, nem a análise fundamental, podem produzir retornos excedentes ajustados ao risco, somente informações internas podem resultar em retornos ajustados ao risco. De acordo com esta teoria, as ações são sempre negociadas pelo justo valor nas bolsas de valores, impossibilitando que os investidores comprem ações subvalorizadas ou vendam ações com o preço inflacionado. A única

¹ A análise técnica procura acompanhar as oscilações dos preços das ações ao longo de determinado período e com base nessa análise prever a sua cotação futura. Enquanto a análise fundamental consiste em analisar a situação económica e financeira.

maneira de um investidor obter retornos maiores é adquirindo investimentos mais arriscados. Este definiu três tipos de eficiência de mercado. Um mercado é considerado fraco se o histórico das cotações não for útil para prever mudanças ou retornos futuros nos preços. Um mercado semi-forte se todas as informações disponíveis publicamente, como a taxa de juro, a taxa de inflação, oferta monetária e outras variáveis públicas, não tiverem poder de previsão. Por fim, um mercado é forte e eficiente se todas as informações forem refletidas nos preços, incluindo informações internas.

Uma abordagem alternativa, mas não menos consistente é o fluxo de caixa descontado ou *Present Value Model* (PVM). Este modelo relaciona o preço das ações com os fluxos de caixa futuros e a taxa de desconto futura desses fluxos de caixa. A vantagem deste modelo PVM é que pode ser usado para analisar a relação de longo prazo entre o mercado acionista e as variáveis macroeconómicas (Campbell e Shiller, 1988). De um ponto de vista empírico esta questão foi avaliada por Humpe e Macmillan (2009).

Em relação à teoria *Arbitrage Pricing Theory* e *Efficient Market Hypothesis*, diversos autores as referem nos seus estudos (Niarchos e Alexakis, sine anno; Plíhal, 2016; Jamaludin *et al.*, 2017; Kotha e Sahu, 2016).

Do ponto de vista empírico, as variáveis macroeconómicas que influenciam os índices de ações são avaliadas por diversos estudos econométricos ao longo do tempo, através da construção e estimação de equações para diversos índices de ações e relacionando-os com uma multiplicidade de variáveis macroeconómicas (Hsing, 2011a, 2011b, 2011c, 2011d, 2011e, 2011f, 2014; Hsing *et al.*, 2011; Niarchos e Alexakis, sine anno; Plíhal, 2016; Kibria *et al.*, 2014; Ratanapakorn e Sharma, 2007; Kotha e Sahu, 2016; Barakat *et al.*, 2015; Masduzzaman, 2012; Jamaludin *et al.*, 2017).

Este trabalho tem como objetivo realizar uma análise empírica dos determinantes macroeconómicos do índice acionista PSI-20 através da análise econométrica de séries temporais no período compreendido entre o primeiro trimestre de 2000 e o último trimestre de 2017. Este trabalho pretende contribuir para a literatura existente de diferentes formas. Em primeiro lugar, a análise é feita especificamente para Portugal. Trata-se de uma investigação bastante pertinente, uma vez que não existe qualquer estudo empírico para este país, sendo este tema abordado tanto para países desenvolvidos como para países menos desenvolvidos (Kuwornu e Owusu-Nantwi, 2011; Ratanapakorn e Sharma, 2007). Em segundo lugar, esta análise incide em diferentes períodos da economia portuguesa, pré-crise, crise e pós-crise, enquanto a literatura existente tipicamente foca-

se no período anterior à crise, não definindo contemplando esta diversidade na evolução macroeconómica.

Deste modo, modelamos e estimamos uma equação para o PSI-20 incorporando oito variáveis independentes (PIB real, oferta monetária, brent, dívida pública, Eurostoxx 50, taxa de inflação, taxa de câmbio efetiva e taxa de juro). As estimativas são obtidas usando o estimador ARDL (Autoregressive Distributed Lag) devido à existência de uma mistura de variáveis que são estacionárias em níveis e estacionárias em primeiras diferenças.

Com este trabalho chega-se à conclusão que o agregado monetário M3, o Eurostoxx 50, a taxa de inflação e a taxa de câmbio efetiva são estatisticamente significativas, exercendo um efeito positivo no índice PSI-20. Por outro lado, o PIB, o brent, e a taxa de juro exercem um efeito negativo no respectivo índice. A dívida pública é a única variável não significativa neste estudo. Outra conclusão a que é fácil chegar é o facto de os determinantes macroeconómicos escolhidos serem um importante fator na determinação e evolução da cotação do índice PSI-20, tendo em conta o elevado R-quadrado e R-quadrado ajustado.

O presente artigo obedece à seguinte estrutura. No capítulo II, é apresentada a revisão de literatura sobre os determinantes macroeconómicos que influenciam os índices de ações. No capítulo III, construiu-se uma equação para descrever o comportamento do índice PSI-20 e apresentou-se os efeitos teóricos esperados de cada variável no índice PSI-20. No capítulo IV, estão expressos e descritos os dados e a metodologia econométrica adotada. No capítulo V são apresentados e discutidos os resultados obtidos. Por fim, no capítulo VI apresenta-se a conclusão.

II. Revisão de Literatura

Existe já uma literatura bastante diversificada e abrangente sobre o estudo das variáveis macroeconómicas e a sua relação com os índices acionistas. Estudos esses que demonstram como os preços do mercado de ações são influenciados pelo ambiente económico doméstico, políticas governamentais, motivação e psicologia dos investidores individuais e institucionais, condição económica global, situação política local e internacional e grau de integração com outros mercados (Dassanayake e Jayawardena, 2017).

A maioria dos estudos empíricos feitos anteriormente examina o efeito das variáveis macroeconómicas sobre o mercado de ações de países desenvolvidos e em desenvolvimento. A maior parte dos quais seguem as teorias *Arbitrage Pricing Theory* (APT), *Efficient Market Hypothesis* (EMH) e *Present Value Model* (PVM).

Na generalidade dos casos, as variáveis consideradas por esses estudos incluem PIB real, oferta monetária, taxas de juros, taxas de câmbio, índices de preços do consumidor ou taxas de inflação, índices acionistas estrangeiros, preços do petróleo, rácio dívida pública/PIB ou rácio défice público/PIB. Há evidências difundidas na literatura financeira como demonstrado na Tabela 1 de que o movimento dos preços das ações está relacionado as variáveis macroeconómicas. Foi observado que os preços das ações tendem a flutuar em resposta às notícias económicas, e essa observação é apoiada por evidências empíricas mostrando que as variáveis macroeconómicas têm um forte poder explicativo para explicar as variações nos retornos das ações (Chaudhuri e Smiles, 2004).

Tabela 1 - Os principais estudos empíricos sobre Índices de ações

Autores	Metodologia (Amostra)	Variável Dependente	Variável Independente
(Chaudhuri & Smiles, 2004)	Austrália Metodologia de cointegração multivariada, modelo VAR, estimativa por máxima verossimilhança, função impulso e resposta e decomposição de variância	Índice de ações da Austrália (S&P/ASX 200)	PIB real, consumo privado real, oferta monetária real (M3), preço real do petróleo

Determinantes Macroeconómicos do Índice Acionista PSI-20

	1960.Q1 – 1998.Q4 (dados trimestrais)		
(Ratanapakorn & Sharma, 2007)	EUA Modelo VAR, testes de raízes unitárias e coíntegração, Causalidade à Granger Janeiro 1975 – Abril 1999 (período mensal)	Índice de ações dos EUA (S&P500)	Taxa de juros de curto e longo prazo (OT's a 10 anos, BT's 3 meses), oferta monetária (M1), produção industrial, taxa de inflação (IPC), taxa de câmbio (JPY/USD)
(Gay, 2008)	BRIC (Brasil, Rússia, Índia, China) Modelo ARIMA Box-Jenkins Março 1999 – Junho 2006 (período mensal)	Índice de ações do Brasil, Rússia, Índia e China	Preço do petróleo, taxa de câmbio (BRL/USD), taxa de câmbio (RUB/USD), taxa de câmbio (INR/USD), taxa de câmbio (CNY/USD)
(Humpe & Macmillan, 2009)	Japão e EUA Modelo VECM, teste de raízes unitárias e testes de cointegração de Johansen Janeiro de 1965- Junho de 2005 (período mensal)	Índice de ações de Tóquio (Nikkei 225) e índice de ações dos EUA (S&P500)	Taxa de inflação (IPC), produção industrial, oferta monetária (M1), taxas de juro de longo prazo (OT's a 10 anos para EUA e taxa empréstimos para o Japão)
(Sariannidis <i>et al.</i> , 2010)	EUA Modelo GARCH Janeiro 2000 – Janeiro 2008 (período mensal)	Índice de ações dos EUA (Dow Jones Sustainability Indexes, Dow Jones Wilshire 5000 Composite Index)	Preço do petróleo, taxa de câmbio JPY/USD, taxa de juro (OT's a 10 anos dos EUA), folha de pagamento emprego não agrícola
(Hsing, 2011a)	Hungria Modelo do tipo ARCH (GARCH) 2000.Q1 – 2010Q2 (período trimestral)	Índice de ações da Hungria	PIB real, rácio (dívida pública/PIB), oferta monetária M2 real, taxa de juro real na Hungria, taxa de câmbio efetiva nominal (NEER), taxa de inflação esperada, índice de ações alemão, taxa de juro das OT's alemãs (yield)
(Hsing, 2011b)	Bulgária	Índice de ações da Bulgária	PIB real, rácio M2/PIB, rácio déficit/PIB, taxa de

Determinantes Macroeconômicos do Índice Acionista PSI-20

	Modelo GARCH 2000.Q4 – 2010.Q3 (período trimestral)		câmbio BGN/USD, taxa de inflação esperada, taxa de juro real doméstica, índice de ações dos EUA e rendimento das obrigações da zona euro
(Hsing, 2011c)	República Checa Modelo GARCH 2002.Q1 – 2010.Q2 (período trimestral)	Índice de ações da República Checa	PIB real, índice de ações dos EUA, índice de ações da Alemanha (DAX), rácio dívida pública/PIB, taxa de juro real doméstica, taxa de juro estrangeira, taxa de câmbio CZK/USD, taxa de inflação esperada, rendimento das obrigações da zona euro e rácio M2/PIB
(Hsing, 2011d)	África do Sul Modelo GARCH 1980.Q2 – 2010.Q3 (período trimestral)	Índice de ações de Joanesburgo (JSE)	Taxa de crescimento do PIB real, rácio M3/PIB, índice de ações dos EUA, rácio défice público/PIB, taxa de juro real doméstica, taxa de câmbio efetiva nominal, taxa de inflação, rendimentos das obrigações dos EUA
(Hsing, 2011e)	Croácia Modelo GARCH 1997.Q3 – 2010.Q1 (período trimestral)	Índice de ações da Croácia (CROBEX)	PIB real, rácio M1/PIB, índice de ações da Alemanha (DAX), rendimento das obrigações da zona euro, rácio défice público/PIB, taxa de juro real doméstica, taxa de câmbio HRK/USD, taxa de inflação esperada
(Hsing, 2011f)	Lituânia Modelo EGARCH 2001.Q1 – 2009.Q4 (período trimestral)	Índice de ações da Lituânia	PIB real, rácio M2/PIB, índice de ações dos EUA, índice de ações da Alemanha (DAX), rácio défice público/PIB, taxa de câmbio LTL/USD, taxa de juro real doméstica, taxa de inflação esperada, rendimento das obrigações da zona euro
(Hsing <i>et al.</i> , 2011)	Argentina Modelo GARCH 54 Observações 1998.Q1 – 2011.Q2 (período trimestral)	Índice de ações Argentino - Merval	PIB real, rácio M2/PIB, taxa de câmbio ARS/USD, índice de ações dos EUA (S&P500), taxa de inflação (IPC), taxa de juro, rácio gastos públicos/PIB

Determinantes Macroeconómicos do Índice Acionista PSI-20

(Garefalakis <i>et al.</i> , 2011)	Hong Kong Modelo GARCH 1 de Janeiro 2002 – 31 de Agosto 2009 (período diário)	Índice Hang Seng (HSI)	Índice de ações dos EUA (S&P500), preço do petróleo, cotação do ouro, taxa de câmbio USD/JPY
(Hosseini <i>et al.</i> , 2011)	China e Índia Modelo VECM, testes de estacionariedade e cointegração Janeiro 1999 – Janeiro 2009 (período mensal)	Índice de ações de Bombay (BSE) e índice de ações de Shanghai (SSE)	Preço do petróleo, oferta monetária M2, produção industrial e taxa de inflação
(Kuwornu & Owusu-Nantwi, 2011)	Gana Estimativa por máxima verossimilhança (Maximum likelihood) Janeiro 1992 – Dezembro 2008 (período mensal)	Índice de ações do Gana (GSE) – em logaritmo	Taxa de inflação (IPC), preço do crude, taxa de câmbio GHS/USD, taxa de juro (taxa de rendimento do tesouro de 91 dias) - todas as variáveis em logaritmo
(Masduzzaman , 2012)	Alemanha e Reino Unido Modelo VECM, testes de raízes unitárias, testes de cointegração de Johansen, causalidade à Granger, funções resposta a impulso e decomposição de variância Fevereiro 1999 – Janeiro 2011 (período mensal)	Índice de ações da Alemanha (DAX) e índice de ações do Reino Unido (FTSE100)	Taxa de inflação (IPC), taxa de juros (treasury bill rates para o Reino Unido e bond rate para a Alemanha), taxas de câmbios, oferta monetária, produção industrial – cada variável independente é testada para os índices correspondentes de cada país individualmente
(Başci & Karaca, 2013)	Turquia Modelo VAR 190 Observações Janeiro 1996 – Outubro 2011 (período mensal)	Índice ISE 100	Taxa de câmbio TRY/USD, importações, exportações e cotação do ouro
(Hsing, 2014)	Estónia Modelo GARCH	Índice de ações da Estónia OMX Tallinn	PIB real, rácio dívida pública/PIB, índice de ações da Alemanha

Determinantes Macroeconómicos do Índice Acionista PSI-20

	2000.Q1 – 2013.Q3 (período trimestral)		(DAX), taxa de câmbio EEK/USD, taxa de juro doméstica, taxa de inflação esperada, rendimento das obrigações da zona euro
(Kibria <i>et al.</i> , 2014)	Paquistão Análise descritiva, análise de correlação, causalidade à Granger 1991 – 2013 (período anual)	Índice de ações do Paquistão (KSE 100)	Taxa de inflação (IPC), PIB per capita, poupança interna bruta / savings de PIB, oferta monetária M2, taxa de câmbio PKR/USD
(Barakat <i>et al.</i> , 2015)	Egito e Tunísia Estimativa por máxima verossimilhança, Modelo VAR, testes de raízes unitárias e de cointegração, causalidade à Granger Janeiro 1998 – Janeiro 2014 (período mensal)	Índice de ações do Egito (EGX 30), índice de ações da Tunísia (TUNINDEX)	Taxa de inflação (IPC), taxa de câmbio EGP/USD, taxa de câmbio TND/USD, oferta monetária M2, taxa de juro (taxa de depósito) – cada variável independente é testada para os índices correspondentes de cada país individualmente
(Kotha & Sahu, 2016)	Índia Modelo VECM, testes de estacionariedade, testes de cointegração. Julho 2001 – Julho 2015 (período mensal)	Índice de ações da Índia (S&P BSE SENSEX)	Taxa de inflação (WPI), taxa de câmbio INR/USD, taxa de juro (365 days Government of India T-bill rates), oferta monetária M3
(Jareño & Negrut, 2016)	EUA Análise de estatística com diagramas de dispersão e cálculo dos coeficientes de correlação de Pearson 2008 – 2014 (período trimestral)	Índice de ações dos EUA (DJ 30 e S&P500)	Taxa de inflação (IPC), PIB (real, taxa de crescimento e sem sazonalidade), índice de produção industrial, taxa de desemprego, taxa de juro de longo prazo
(Plíhal, 2016)	Alemanha	Índice de ações da Alemanha (DAX)	Produção Industrial, taxa de inflação (IPC), oferta

Determinantes Macroeconômicos do Índice Acionista PSI-20

	<p>Testes de raízes unitárias, testes de cointegração (Johansen e teste de Wald), causalidade à Granger</p> <p>Janeiro 1999 – Setembro 2015 (período mensal)</p>		<p>monetária M1, taxa de juros, saldo da balança comercial e taxa de câmbio efetiva (média ponderada das taxas de câmbio dos países parceiros comerciais da Alemanha)</p>
(Almansour & Almansour, 2016)	<p>Arábia Saudita</p> <p>Método OLS e Causalidade à Granger</p> <p>Janeiro 2010 – Dezembro 2014 (período mensal)</p>	<p>Índice de ações da Arábia Saudita (Tadawl)</p>	<p>Taxa de inflação, taxa de juro, oferta monetária, preço do petróleo</p>
(Dassanayake & Jayawardena, 2017)	<p>Nova Zelândia</p> <p>Modelo VECM</p> <p>Testes de estacionariedade e cointegração, causalidade à Granger</p> <p>Janeiro 2014 – Setembro 2016 (período diário)</p>	<p>Índice de ações da Nova Zelândia – S&P/NZX 50</p>	<p>Taxa de câmbio NZD/USD, taxa de juro, taxa de inflação e índice de ações dos EUA (S&P500)</p>
(Jamaludin <i>et al.</i> , 2017)	<p>ASEAN (Singapura, Malásia e Indonésia)</p> <p>Dados de Paineil</p> <p>Janeiro 2005 – Janeiro 2015 (período mensal)</p>	<p>Índice de ações de Singapura (SES, FTSE SGX Asia Shariah 100), Malásia (FTSE Bursa Malaysia KLCI e FTSE Bursa Malaysia Emas), Indonésia (JCSPI e JII)</p>	<p>Taxa de inflação (IPC), oferta monetária M2, taxa de câmbio (média ponderada das taxas de câmbio dos países parceiros comerciais)</p>
(Niarchos & Alexakis, sine anno)	<p>Grécia</p> <p>Modelo</p> <p>Análise da cointegração</p> <p>Janeiro 1984 – Dezembro 1995 (período mensal)</p>	<p>Alteração do Índice de ações de Atenas ajustado para divisões de ações e dividendos (em logaritmo)</p>	<p>Taxa de inflação (IPC), oferta monetária M3, taxa de câmbio greek drachmae/USD. (variáveis em logaritmo)</p>

Fonte: Elaboração do Autor

Os seus resultados sugerem que a maioria dessas variáveis macroeconômicas têm impactos significativos nos índices de mercado de ações em diferentes graus (Hsing,

2011). A variável PIB, produto interno bruto, representa o valor de todos os bens e serviços produzidos num determinado país, e quanto maior for, maior será o crescimento económico e logo haverá maiores investimentos no mercado monetário e de capitais. Este está positivamente relacionada com o índice de ações (Hsing, 2011a, 2011b, 2011c, 2011d, 2011 e, 2011 f, 2014; Hsing *et al.*, 2011; Chaudhuri e Smiles, 2004; Kibria *et al.*, 2014; Jareño e Negrut, 2016).

O impacto do endividamento do país, tradicionalmente medido pelo rácio dívida pública/PIB ou pelo défice público/PIB, no índice acionista não é claro. Hsing (2011a, 2011b, 2011c, 2011d, 2011e, 2011f, 2014; e Hsing *et al.*, 2011) para diferentes estudos, de diferentes países, embora chegue a resultados díspares, baseia-se na ideia de que quando os gastos do governo estão num nível razoável isso ajuda a aumentar a procura agregada e a estimular a economia. Por outro lado, a longo prazo quando os gastos públicos financiados por défices ou dívidas públicas ultrapassam um certo nível crítico, no futuro o seu impacto positivo no índice acionista pode mudar. Ao ultrapassar esse limite causaria um efeito de *crowding-out*, elevaria a taxa de juros de longo prazo, afetaria o consumo privado e reduziria o preço das ações (Hsing *et al.*, 2011). Refere ainda que no longo prazo, os gastos públicos esgotariam os gastos privados e poderiam ter um efeito neutro sobre o índice acionista e o PIB real, devido ao teorema da equivalência ricardiana. Portanto, o seu impacto é incerto (Hsing, 2011a, 2011b, 2011c, 2011d, 2011e, 2011f, 2014).

Relativamente ao impacto do preço do petróleo nos índices acionistas, este funciona como *proxy* para a atividade económica e desempenha um papel substancial na formação de carteiras modernas (Garefalakis *et al.*, 2011). Esta variável está relacionada negativamente com o índice acionista nos estudos adiante apresentados. Um aumento no preço do petróleo levará a um aumento nos custos de produção e conseqüentemente na redução dos fluxos de caixa futuros, levando a um impacto negativo no mercado de ações (Chaudhuri e Smiles, 2004). O petróleo bruto é uma variável base na maioria das empresas e como resultado, o seu preço crescente afeta os lucros e, portanto, os retornos acionistas (Sariannidis *et al.*, 2010). A relação negativa de longo prazo entre o índice acionista da Índia e o preço do petróleo é esperada, uma vez que, este país é um dos maiores importadores de petróleo e usa esta matéria-prima com pouca eficiência. No curto prazo a relação é positiva, mas não significativa (Hosseini *et al.*, 2011). Por outro lado, esta variável pode apresentar também uma relação positiva com o índice acionista

(Almansour e Almansour, 2016). No longo prazo o impacto pode ser positivo, o que se pode dever ao aumento do preço do petróleo aumentar a especulação no índice de mineração e petroquímica, levando a um aumento das suas ações. Outra razão da relação positiva é devido às expectativas das pessoas sobre o crescimento económico futuro que levam à crescente procura por ações no mercado. Além destas duas razões, esta relação positiva pode ainda ser devida ao facto de as empresas nos setores da energia, industrial e material dependerem do ciclo económico mundial e reagirem ao aumento do preço do petróleo. Embora o custo da matéria-prima aumente, as suas margens de lucro podem aumentar devido ao *boom* económico global (Hosseini *et al.*, 2011). Os preços da energia, nomeadamente o petróleo, influenciam positivamente o mercado de ações de Hong Kong. Este impacto positivo deve-se não apenas à atividade económica mundial, mas também ao papel das *commodities* na gestão moderna de carteiras (Garefalakis *et al.*, 2011). Em alguns estudos, esta variável apresenta um resultado não significativo na determinação do retorno dos índices acionistas. Esta descoberta é surpreendente, uma vez que o Gana é um importador de petróleo, o que seria de esperar que tivesse um impacto negativo no índice de ações (Kuwornu e Owusu-Nantwi, 2011). Gay (2008) na sua investigação encontra uma relação não significativa, o que pode dever-se à não inclusão de outros fatores macroeconómicos domésticos e internacionais que influenciam os retornos do mercado acionista. Outra razão pode dever-se ao facto de que o crescimento exponencial dos preços do petróleo só ocorreu a partir de 2004, ou seja, no final do período deste estudo.

No que diz respeito à variável, índice acionista estrangeiro, podemos verificar que os mercados estão ligados entre si, e isso faz com que o mercado de ações de um país afete o mercado acionista dos seus parceiros comerciais, uma vez que existe uma relação económico-financeira, que afeta o índice acionista dos países. Assim o mercado acionista de cada país pode responder positiva ou negativamente à variação dos outros índices acionistas estrangeiros que mantenham uma relação do ponto de vista económico com o país em estudo (Hsing, 2011a, 2011b, 2011c, 2011d, 2011 e, 2011f, 2014; Hsing *et al.*, 2011). Hsing (2014), diz ainda que os mercados bolsistas da Europa, incluindo o mercado de ações da Estónia, estão parcialmente integrados e que as ligações entre os mercados bolsistas da Europa, EUA e Alemanha, aumentaram após a adesão à EU e que a recente crise financeira abrandou o processo de integração. De acordo com as regressões estimadas, o índice estrangeiro tem uma relação positiva com o índice doméstico (Hsing,

2011a, 2011b, 2011c, 2011d, 2011e, 2011f, 2014; Hsing *et al.*, 2011). Dassanayake e Chandimal (2017) apresenta no seu estudo uma relação positiva significativa apenas no curto prazo. Garefalakis *et al.* (2011) diz que a relação positiva entre o índice estrangeiro e doméstico se deve à integração e internacionalização dos mercados de ações e à tentativa de os investidores descobrirem informações úteis decorrentes das mudanças de preço em outros mercados.

Quando a taxa de câmbio aumenta (depreciação da moeda doméstica), os preços das ações tendem a diminuir devido à expectativa de que a taxa de inflação irá aumentar no futuro. A depreciação da moeda doméstica traz um impacto negativo para as empresas importadoras, visto que têm custos de produção mais elevados. Como resultado, os preços das ações das empresas importadoras reagem negativamente à depreciação cambial. Por outro lado, as empresas exportadoras tendem a apresentar um impacto positivo devido à depreciação da moeda doméstica, vendendo os seus produtos com um preço mais baixo. Com isto, a depreciação cambial pode ter um impacto positivo ou negativo sobre o índice de ações (Jamaludin *et al.*, 2017). Nos estudos em análise, a relação positiva da taxa de câmbio com o índice acionista é evidente em BaŞci e Karaca (2013) a partir do terceiro período, não tendo reação nos períodos anteriores. A taxa de câmbio apresenta uma relação positiva com os índices de ações convencionais e islâmicos, mas a variável apresenta um efeito maior sobre os índices de ações islâmicos em comparação aos índices convencionais, devido ao comportamento menos arriscado (Jamaludin *et al.*, 2017). A depreciação da moeda doméstica tem um impacto positivo no índice de ações (Hsing *et al.*, 2011). Tendo em conta as regressões estimadas, a relação entre a taxa de câmbio e o índice acionista é positiva (Hsing, 2011a). Masduzzaman (2012) apresenta uma causalidade positiva de curto prazo para o Reino Unido. Ratanapakorn e Sharma (2007) apresentam um impacto positivo no longo prazo, uma vez que os EUA são um país dominante na importação de bens. Existe uma relação positiva de longo prazo entre a taxa de câmbio e o índice acionista do Egito e da Tunísia, desempenhado um papel fundamental nas flutuações do mercado. Se a moeda doméstica aumentar os indivíduos, com um rendimento superior tendem a investir mais, tanto no mercado de ações como no consumo de bens e serviços (Barakat *et al.*, 2015). Kibria *et al.* (2014) mostram também uma relação positiva, mas não apresenta causalidade à Granger. Tendo por base as regressões estimadas, pode existir igualmente uma relação negativa entre a taxa de câmbio e o índice acionista (Hsing, 2011b, 2011c, 2011d, 2011e, 2011f, 2014; Kuwornu

e Owusu-Nantwi, 2011). Existe uma causalidade negativa de longo prazo (Masduzzaman, 2012). A volatilidade do JPY/USD enfraquece a confiança dos investidores no mercado dos EUA, criando um ambiente instável para as empresas. Assim sendo, este estudo apresenta uma relação negativa entre a taxa de câmbio e o índice de ações (Sariannidis *et al.*, 2010). Assim como Garefalakis *et al.* (2011) argumenta que a relação negativa pode ser devida à redução de valor do iene que provoca *carry trade*, o que desestabiliza as bolsas de valores. Uma vez que a valorização do USD face ao iene pode ser provocada tendo em conta a sua posição dominante na economia global. Os estudos empíricos apresentam ainda situações em que a taxa de câmbio não exhibe qualquer relação mensurável com o índice acionista, provavelmente porque não contém nenhuma informação útil sobre o mercado (Dassanayake e Jayawardena, 2017; Niarchos e Alexakis, *sine anno*; Plíhal, 2016; Kotha e Sahu, 2016; Gay, 2008).

Uma taxa de inflação alta aumenta o custo de vida e transfere os recursos de investimento para consumo. Isso leva a uma queda na procura de instrumentos de mercado, o que leva à redução do volume de ações negociadas. Além disso, o governo responde a um aumento da taxa de inflação com políticas monetárias contracionistas, o que por sua vez, aumenta a taxa nominal livre de risco e, portanto, eleva o modelo de taxa de desconto. A alta inflação afeta os lucros das empresas e conseqüentemente faz com que os dividendos diminuam. Logo, a redução dos dividendos faz com que as ações se desvalorizem. Por outro lado, a baixa inflação implica menor custo de empréstimo, logo as empresas podem ter benefícios, aumentando a produção e conseqüentemente o lucro. Isto resulta no pagamento de dividendos mais atraentes pelas empresas, e assim torna as ações mais atraentes. Mas uma taxa de inflação muito baixa também não é saudável, o ideal é estar controlada dentro de um certo limite (Kuwornu e Owusu-Nantwi, 2011). À medida que a taxa de inflação sobe, as ações podem ser ativos preferenciais quando os investidores precisam de proteção contra o risco de inflação, uma vez que as ações servem como um *hedge* contra a inflação (Kuwornu e Owusu-Nantwi, 2011; Ratanapakorn e Sharma, 2007; Kotha e Sahu, 2016). Quanto a Hosseini *et al.* (2011), a relação entre as variáveis continua a ser positiva no longo prazo. Enquanto para a China esta relação é sustentada pela correlação entre os retornos nominais atuais e a inflação desfasada de um período, ser direta devido à relação positiva entre as taxas de inflação passadas e esperadas. Para a Índia esta relação pode ser devida à política monetária pró-cíclica neste país ou ainda devido aos investidores na Índia terem uma expectativa de aumento da

inflação, e com isto, querem aumentar o investimento no mercado para compensar o aumento do risco. Existe ainda uma relação positiva entre as variáveis, evidenciada pelas regressões estimadas nos estudos Jareño e Negrut (2016) e Masduzzaman (2012) e também com uma relação positiva, mas não apresentando causalidade à Granger (Kibria *et al.*, 2014; Barakat *et al.*, 2015). Por outro lado, é visível a existência de uma relação negativa entre a taxa de inflação e o índice acionista, que neste caso é evidenciada pelas regressões estimadas (Humpe e Macmillan, 2009; Hsing, 2011a, 2011b, 2011c, 2011d, 2011e, 2011f, 2014; Hsing *et al.*, 2011). Além desta relação negativa, destaca-se ainda o facto de os seguintes estudos não apresentarem causalidade à Granger (Almansour e Almansour, 2016; Barakat *et al.*, 2015).

Um aumento moderado na oferta monetária aumentaria a liquidez e o crédito, proporcionando mais e novas operações comerciais. Por outro lado, o excesso de oferta de moeda causaria o aumento da inflação, reduziria o poder de compra, prejudicaria a economia e conseqüentemente o preço das ações (Hsing *et al.*, 2011), apresentando este estudo uma relação positiva entre a variável oferta monetária e o índice de ações. Com a continuação da análise a esta variável destaca-se que a maioria dos estudos apresentam também uma relação positiva (Hsing, 2011b, 2011d, 2011e, 2011f). Existe ainda uma relação positiva entre as variáveis, evidenciada pelas regressões estimadas noutros estudos (Ratanapakorn e Sharma, 2007; Chaudhuri e Smiles, 2004; Almansour e Almansour, 2016; Kibria *et al.*, 2014), embora os dois últimos estudos não apresentem causalidade à Granger. O impacto positivo de longo prazo na China pode ser derivado da injeção de fundos públicos no mercado, o que impulsiona os lucros das empresas. Além disto, pode ainda dever-se a fortes políticas monetárias pró-cíclicas implementadas na China (Hosseini *et al.*, 2011). Kotha e Sahu (2016) indicam que um aumento na oferta monetária leva a um estímulo económico que será benéfico para as empresas, e conseqüentemente para o mercado acionista. Barakat *et al.* (2015) no Egito mostra a existência de causalidade à Granger e relação positiva de longo prazo, onde apresenta o segundo maior coeficiente, de entre as variáveis no estudo, o que significa que tem uma maior influência no EGX 30. Existem estudos que apresentam uma relação quadrática, isto é, uma relação positiva (negativa) se a oferta monetária for menor (maior) que um certo valor crítico. Assim para promover um mercado de ações robusto, espera-se que as autoridades mantenham o crescimento económico e a relação oferta monetária/PIB abaixo do valor crítico. A oferta monetária causa inicialmente um impacto positivo no

índice de mercado de ações devido à maior liquidez. No entanto se esta continuar a subir para além do valor crítico, o seu impacto será negativo, criando pressões inflacionistas (Hsing, 2011a, 2011c). Masuduzzaman (2012) apresenta uma relação de curto e longo prazo entre as variáveis, oferta monetária e índice acionista, no Reino Unido até um certo horizonte temporal. Enquanto para a Alemanha a relação é apenas de curto prazo. Plíhal (2016) apresenta no seu estudo causalidade à Granger entre as variáveis anteriormente referidas. Por outro lado, encontra-se uma relação negativa entre as variáveis que pode ser devida em parte às dificuldades enfrentadas pela economia japonesa desde 1990, uma vez que esta sofre de uma armadilha de liquidez (Humpe e Macmillan, 2009). O impacto negativo de longo prazo da oferta monetária no índice acionista da Índia pode ser devido à sua política monetária fracamente pró-cíclica, neutra ou anticíclica. Além disso, este efeito negativo de longo prazo está de acordo com a expectativa de que quando a oferta monetária aumenta, isso leva ao aumento da inflação e retornos acionistas mais baixos (Hosseini *et al.*, 2011). Contudo existem estudos onde a oferta monetária não exhibe qualquer relação com índice acionista (Barakat *et al.*, 2015; Humpe e Macmillan, 2009; Niarchos e Alexakis, sine anno; Jamaludin *et al.*, 2017). Mas Barakat *et al.* (2015) apresenta causalidade à Granger.

O aumento dos gastos públicos financiados pelo défice aumentaria inicialmente a procura agregada, as oportunidades de negócio, o nível de preços e a taxa de juro. Uma taxa de juro externa mais alta tende a tornar os ativos estrangeiros mais atraentes, reduzir as entradas de capital internacionais para o país e reduzir a procura de ações. Por outro lado, uma taxa de juro externa mais baixa poderia fazer com que a moeda estrangeira apreciasse e reduzisse a competitividade do país estrangeiro (Hsing, 2011a). Tendo em conta os estudos analisados, a taxa de juro apresenta uma relação positiva com o índice acionista em diversos estudos, entre os quais, Sariannidis *et al.* (2010) onde se destaca o facto de os investidores atrasarem as suas decisões de investimento para perceberem se a tendência das variáveis é permanente ou temporária, tendo os dois índices uma reação diferente devido aos investidores serem mais (menos) cautelosos. Almansour e Almansour (2016), além da relação positiva apresentam também causalidade à Granger. Existe ainda relação positiva de curto prazo (Ratanapakorn e Sharma, 2007; Masuduzzaman, 2012). A relação negativa entre as variáveis é igualmente visível (Hsing, 2011a, 2011b, 2011c, 2011d, 2011e, 2011f, 2014; Hsing *et al.*, 2011; Jareño e Negrut, 2016; Humpe e Macmillan, 2009). As taxas de juro representam uma oportunidade

alternativa ao investimento em ações, sendo um importante fator de risco, pois afeta o financiamento e o valor dos ativos e passivos financeiros. Quando a taxa de juro é alta os investidores racionais tendem a investir em ativos menos arriscados com retornos mais elevados (Kuwarnu e Owusu-Nantwi, 2011; Barakat *et al.*, 2015). Ratanapakorn e Sharma (2007), mostram uma relação negativa e causalidade à Granger no longo prazo. Os resultados desta relação são devidos à taxa de juro de longo prazo estar mais relacionada ao índice acionista do que a taxa de juro de curto prazo. Existem ainda estudos onde a taxa de juro não exhibe qualquer relação com índice acionista (Dassanayake e Jayawardena, 2017; Plíhal, 2016; Kotha e Sahu, 2016; Masduzzaman, 2012; Humpe e Macmillan, 2009; Barakat *et al.*, 2015).

Apesar da multiplicidade de estudos empíricos sobre esta temática, o nosso trabalho será o primeiro a focar-se nos determinantes macroeconómicos do índice acionista PSI-20, englobando uma amostra relativamente heterogénea por cobrir diferentes períodos do ciclo económico em Portugal.

III. Modelo e Hipóteses

O nosso modelo econométrico estima uma equação para os determinantes macroeconómicos do PSI-20 incluindo oito variáveis independentes. As variáveis independentes selecionadas são as que normalmente estão associadas aos estudos de mercados acionistas (Tabela 1), em termos macroeconómicos, tais como: PIB real, oferta monetária, brent, dívida pública, Eurostoxx 50, taxa de inflação, taxa de câmbio efetiva e a taxa de juro.

A equação dos determinantes macroeconómicos do PSI-20 assume a seguinte forma:

$$PSI20_t = \beta_0 + \beta_1 PIB_t + \beta_2 M3_t + \beta_3 BRENT_t + \beta_4 DIV_t + \beta_5 EURST_t + \beta_6 IHPC_t + \beta_7 TXC_t + \beta_8 TXOT_t + \alpha_t \quad (1)$$

onde t é o período de tempo (trimestres), $PSI20$ é o índice PSI-20, PIB é o PIB real, $M3$ é o agregado monetário M3, $BRENT$ é o brent, DIV é a dívida pública portuguesa, $EURST$ é o índice acionista estrangeiro Eurostoxx 50, $IHPC$ é a taxa de inflação, TXC é a taxa de câmbio efetiva G38, $TXOT$ é a taxa de juro das OT's a 10 anos e α_t é um termo de perturbação independente e identicamente distribuído (ruído branco) com média nula e variância constante (homocedástico).

Em relação à influência de cada variável independente nos índices acionistas, espera-se que o PIB e o índice estrangeiro exerçam um efeito positivo. A oferta monetária, o brent, a dívida pública, a taxa de inflação, a taxa de câmbio e a taxa de juro têm um efeito ambíguo nos índices acionistas. Assim, espera-se que os coeficientes dessas variáveis tenham os seguintes sinais:

$$\beta_1 > 0, \beta_2 \geq 0, \beta_3 \geq 0, \beta_4 \geq 0, \beta_5 > 0, \beta_6 \geq 0, \beta_7 \geq 0, \beta_8 \geq 0 \quad (2)$$

O PIB real deverá produzir um efeito positivo sobre o índice acionista PSI-20, uma vez que com o crescimento económico, a situação financeira das empresas tende a melhorar, o que traduz em mais lucro, logo haverá uma maior distribuição de dividendos por parte destas. Com isto, as famílias irão investir mais em ações esperando um maior

retorno das mesmas (Hsing, 2011a, 2011b, 2011c, 2011d, 2011e, 2011f, 2014; Hsing *et al.*, 2011; Chaudhuri e Smiles, 2004; Kibria *et al.*, 2014; Jareño e Negrut, 2016).

O agregado monetário M3 tem um efeito ambíguo sobre o índice acionista PSI-20. Por um lado, espera-se um efeito negativo de acordo com as dificuldades enfrentadas pela economia japonesa, uma vez que esta sofre de uma armadilha de liquidez (Humpe e Macmillan, 2009). Hosseini *et al.* (2011) em relação à Índia diz que o impacto negativo está de acordo com a expectativa de que quando a oferta monetária aumenta a partir de um certo ponto, causa o aumento da inflação, o que prejudica a economia e consequentemente o mercado acionista. Por outro lado, o efeito positivo pode ser devido à injeção de fundos públicos no mercado, o que impulsiona os lucros das empresas ou ainda poderá dever-se a fortes políticas monetárias pró-cíclicas (Hosseini *et al.*, 2011). O aumento da oferta monetária leva a um estímulo económico que é benéfico para as empresas, e consequentemente para o mercado acionista (Kotha e Sahu, 2016).

O Brent apresenta um efeito negativo, uma vez que o aumento do preço do petróleo leva a um aumento nos custos de produção, visto ser uma variável base na maioria das empresas e consequentemente a uma redução nos lucros, o que terá um impacto negativo no mercado de ações (Chaudhuri e Smiles, 2004; Sariannidis *et al.*, 2010). Por outro lado, o efeito positivo é notório na China, em que as empresas nos setores da energia, industrial e material reagem ao aumento do preço do petróleo. Embora o custo da matéria-prima aumente, as suas margens de lucro podem aumentar devido ao crescimento económico global (Hosseini *et al.*, 2011). O preço do petróleo influencia positivamente o mercado de ações de Hong Kong, devendo-se não apenas à atividade económica mundial, mas também ao papel das *commodities* na gestão de carteiras (Garefalakis *et al.*, 2011).

A dívida pública pode produzir dois efeitos no índice de ações do PSI-20. Hsing (2011a, 2011b, 2011c, 2011d, 2011e, 2011f, 2014; Hsing *et al.*, 2011) para os diferentes estudos, de diferentes países, baseia-se na ideia de que quando o rácio da dívida pública está num nível razoável isso ajuda a aumentar a procura agregada e a estimular a economia. Sendo que, a longo prazo quando os gastos públicos financiados por défices e dívidas públicas ultrapassam um certo limite, o seu impacto positivo pode alterar-se. Ao ultrapassar esse limite causaria um efeito de *crowding-out*, elevaria a taxa de juros de longo prazo, afetaria o consumo privado e reduziria o preço das ações.

Estima-se que o Eurostoxx 50 tenha um impacto positivo no índice acionista PSI-20. O efeito positivo deve-se à integração e internacionalização dos mercados acionistas

e à tentativa de os investidores descobrirem informações úteis com base na cotação de outros mercados bolsistas (Garefalakis *et al.*, 2011). Os mercados acionistas estão ligados entre si, fazendo com que o mercado de ações de um país afete o mercado dos seus parceiros comerciais, uma vez que existe uma relação económico-financeira, que afeta o índice acionista de ambos (Hsing, 2011a, 2011b, 2011c, 2011d, 2011e, 2011f, 2014; Hsing *et al.*, 2011).

A taxa de inflação gera um efeito negativo do ponto de vista económico, visto que aumenta o custo de vida dos indivíduos, logo os recursos que poderiam ser aplicados em investimento são canalizados para o consumo, reduzindo assim a procura de ações (Jamaludin *et al.*, 2017; Barakat *et al.*, 2015). Por outro lado, o efeito positivo sente-se ao nível da subida da taxa de inflação, onde as ações se podem tornar ativos preferenciais, quando os investidores precisam de proteção contra o risco de inflação, servindo estas como um *hedge* contra a inflação (Kuwornu e Owusu-Nantwi, 2011; Ratanapakorn e Sharma, 2007; Kotha e Sahu, 2016).

A taxa de câmbio também exerce dois efeitos em relação ao índice acionista, sendo que a depreciação da moeda traz um impacto negativo para as empresas importadoras, visto terem custos de produção mais elevados, logo as cotações das ações destas reagem negativamente. As empresas exportadoras tendem a apresentar um impacto positivo, visto que os seus produtos serão mais baratos no mercado internacional (Jamaludin *et al.*, 2017). Ratanapakorn e Sharma (2007) justificam a relação positiva, sendo os EUA um país dominante na importação.

Por último, o efeito ambíguo das taxas de juro é expectável, representando estas uma alternativa ao investimento em ações, sendo um fator determinante para o financiamento e para o valor dos ativos e passivos financeiros. Logo, quando a taxa de juro é alta, os investidores racionais tendem a investir em ativos menos arriscados (Kuwornu e Owusu-Nantwi, 2011; Barakat *et al.*, 2015). Os investidores têm em conta a tendência das taxas de juro nas suas decisões de investimento (Sariannidis *et al.*, 2010).

IV. Dados e Metodologia

Os dados trimestrais retirados para este estudo correspondem ao primeiro trimestre de 2000 até ao último trimestre de 2017, visto que é o período e a frequência para os quais os dados das variáveis selecionadas estão todos disponíveis.

Em relação às variáveis e respetivas fontes, o PSI-20 geral representa o índice de cotações de ações do PSI-20 geral (em índice), o qual foi retirado da base de dados do Banco de Portugal. O PIB real, que representa o produto interno bruto harmonizado (em volume, corrigido de sazonalidade), foi retirado das contas nacionais portuguesas, disponíveis na base de dados do Banco Portugal. O agregado monetário M3, representado pela contribuição nacional para os agregados monetários da área do euro – M3 (excluindo circulação monetária e em milhões de euros), foi obtido da base de dados do Banco de Portugal. O Brent, que representa o preço do petróleo bruto para a Europa (em dólares por barril), foi retirado do FRED Economic Data, obtido no Federal Reserve Bank de St. Louis. A dívida pública portuguesa, representada pela dívida bruta das administrações públicas (em percentagem do PIB), foi extraída da base de dados do Banco de Portugal. O índice de ações estrangeiro representado pelo índice de cotações de ações do Eurostoxx 50 (em índice), foi obtido da base de dados do Banco de Portugal. A taxa de inflação, que utiliza como *proxy* a taxa de variação homóloga do índice de preços no consumidor, foi obtida na base de dados do Banco de Portugal. A taxa de câmbio efetiva, representada pela taxa de câmbio efetiva nominal para Portugal – Grupo dos 38 (em índice) foi recolhida nas ICE² nominais para Portugal, disponível na base de dados do Banco de Portugal. A taxa de juro, que utiliza como *proxy* a taxa de rendibilidade das OT's a 10 anos (rendibilidade em percentagem), foi recolhida na taxa de rendibilidade de Obrigações do Tesouro emitidas a taxa fixa, por um prazo residual de 10 anos. Esta variável foi obtida na base de dados do Banco de Portugal.

De referir que todas as variáveis foram transformadas em taxa de crescimento para facilitar a interpretação dos coeficientes e dos resultados. Com a exceção da dívida pública portuguesa, que está expressa em percentagem do PIB e da taxa de juro das OT's que é expressa pela rendibilidade das mesmas. Note-se ainda que à exceção do PIB real,

² Informação sobre os índices cambiais efetivos para Portugal

do Brent, da dívida pública e da taxa de câmbio efetiva – que os dados já estavam disponibilizados trimestralmente – as restantes variáveis foram retiradas mensalmente e posteriormente utilizada a média aritmética em cada um dos trimestres correspondentes convertendo-os em dados trimestrais.

Apresenta-se da Figura A1 à Figura A9 nos Anexos os gráficos de todas as variáveis em estudo. A Tabela A1 nos Anexos contém as estatísticas descritivas de cada variável e a Tabela 2 contém os coeficientes de correlação entre elas.

Tabela 2 – Coeficientes de correlação entre as variáveis

	<i>PSI-20</i>	<i>PIB</i>	<i>M3</i>	<i>BRENT</i>	<i>DIV</i>	<i>EURST</i>	<i>IHPC</i>	<i>TXC38</i>	<i>TXOT</i>
<i>PSI-20</i>	1								
<i>PIB</i>	0.432***	1							
<i>M3</i>	-0.130	0.398***	1						
<i>BRENT</i>	-0.173	0.101	0.116	1					
<i>DIV</i>	0.867***	0.481***	-0.140	-0.207*	1				
<i>EURST</i>	-0.002	-0.221*	-0.311***	-0.586***	0.128	1			
<i>IHPC</i>	0.494***	0.212*	0.016	0.223*	0.341***	-0.317***	1		
<i>TXC</i>	-0.010	-0.171	0.116	0.090	-0.376***	-0.119	0.108	1	
<i>TXOT</i>	-0.228*	-0.531***	-0.423***	0.352***	-0.162	0.107	0.078	-0.118	1

Nota: *** indica a significância estatística ao nível de 1%, ** indica a significância estatística ao nível de 5% e * indica a significância estatística ao nível de 10%

Verifica-se que apenas quatro variáveis são estatisticamente significativas em termos de correlação com o índice de ações do PSI-20, nomeadamente o PIB, a dívida pública, a taxa de inflação e a taxa de juro. No entanto não existe garantia de que apenas há relação causal entre estas variáveis e o índice acionista PSI-20. Este problema será analisado no próximo capítulo, através da apresentação das nossas estimativas.

Analisando o problema da multicolinearidade, é possível observar na Tabela 2 que os valores absolutos de todos os coeficientes de correlação – à exceção da dívida pública – são menores que 0,8, o que é decisivo para excluir a existência de multicolinearidade entre as variáveis (Studenmund, 2014). Devido à variável dívida pública apresentar um coeficiente de correlação com o PSI-20, superior a 0,8, calcula-se ainda o *Variance Inflation Factor* (VIF) de cada variável, verificando que este é menor que o limite tradicional de 10 (Tabela 3), o que indica definitivamente a inexistência de multicolinearidade (Kutner *et al.*, 2004).

Tabela 3 – Diagnóstico para a Multicolinearidade

<i>Variáveis</i>	<i>R²- ajustado</i>	<i>Tolerance Value</i>	<i>VIF</i>
<i>PSI-20</i>	0.882	0.118	8.47
<i>PIB</i>	0.593	0.407	2.46
<i>M3</i>	0.317	0.683	1.46
<i>BRENT</i>	0.350	0.650	1.54
<i>DIV</i>	0.489	0.511	1.96
<i>EURST</i>	0.889	0.111	9.01
<i>IHPC</i>	0.578	0.422	2.37
<i>TXC</i>	0.531	0.469	2.13
<i>TXOT</i>	0.590	0.410	2.44

Com a finalidade de escolher a metodologia econométrica mais apropriada para este trabalho, avalia-se a presença de raízes unitárias para cada variável, aplicando o tradicional teste Augmented Dickey and Fuller (1979) (ADF) e o teste de Phillips and Perron (1998) (PP), expressos nas Tabela 4 e Tabela 5, respectivamente. Estes dois testes permitem avaliar a ordem de integração de cada variável. Tendo por base os níveis de significância tradicionais, o PSI-20 geral, o Eurostoxx 50, o brent e a taxa de câmbio efetiva são estacionários em níveis, ou seja, são integrados de ordem zero, de acordo com os resultados de ambos os testes. A taxa de juro das OT's apenas se torna estacionária nas primeiras diferenças, ou seja, é integrada de ordem 1, de acordo com os resultados de ambos os testes. A dívida pública é não estacionária tanto em níveis como em primeiras diferenças pelo teste ADF e estacionária apenas nas primeiras diferenças de acordo com o teste PP. A taxa de inflação e o agregado monetário são estacionários em níveis de acordo com o teste ADF, mas apenas estacionários nas primeiras diferenças pelo teste PP. O PIB real é estacionário nas primeiras diferenças pelo teste ADF, mas estacionário em níveis pelo teste PP. Assim, obtém-se uma mistura de variáveis integradas de ordem um e zero.

Tabela 4 – P-values do teste ADF

<i>Variável</i>	<i>Level</i>			<i>First Difference</i>		
	<i>Intercept</i>	<i>Trend and Intercept</i>	<i>None</i>	<i>Intercept</i>	<i>Trend and Intercept</i>	<i>None</i>
<i>PSI-20</i>	0.001	0.003	0.000*	0.000	0.003	0.000*
<i>PIB</i>	0.405	0.888	0.090*	0.000	0.001	0.000*
<i>M3</i>	0.098	0.343	0.025*	0.000	0.002	0.000*
<i>BRENT</i>	0.048	0.000	0.008*	0.000	0.000	0.000*
<i>DIV</i>	0.477	0.652*	0.739	0.438	0.797	0.148*
<i>EURST</i>	0.001	0.005	0.000*	0.000	0.000	0.000*
<i>IHPC</i>	0.294	0.008*	0.260	0.000	0.000	0.000*
<i>TXC</i>	0.004	0.001*	0.001	0.018	0.085	0.001*
<i>TXOT</i>	0.118*	0.339	0.186	0.001	0.007	0.000*

Nota: Os desfasamentos foram selecionados automaticamente com base no critério AIC e o * indica as variáveis exógenas incluídas no teste de acordo com o critério AIC

Tabela 5 – P-values do teste PP

Variável	Level			First Difference		
	<i>Intercept</i>	<i>Trend and Intercept</i>	<i>None</i>	<i>Intercept</i>	<i>Trend and Intercept</i>	<i>None</i>
<i>PSI-20</i>	0.088	0.264	0.009*	0.000	0.000	0.000*
<i>PIB</i>	0.061	0.263	0.007*	0.000	0.000	0.000*
<i>M3</i>	0.192	0.499	0.060*	0.000	0.000	0.000*
<i>BRENT</i>	0.010	0.022	0.002*	0.000	0.000	0.000*
<i>DIV</i>	0.894*	0.800	0.993	0.000*	0.000	0.000
<i>EURST</i>	0.026	0.106	0.002*	0.000	0.000	0.000*
<i>IHPC</i>	0.147	0.165	0.132*	0.000	0.000	0.000*
<i>TXC</i>	0.014	0.064	0.001*	0.000	0.000	0.000*
<i>TXOT</i>	0.307	0.633	0.295*	0.001	0.005	0.000*

Nota: * indica as variáveis exógenas incluídas no teste de acordo com o critério AIC

Com os resultados obtidos, utiliza-se o estimador ARDL proposto por Pesaran (1997), Pesaran e Shin (1999) e Pesaran *et al.* (2001). Este estimador possui três vantagens diferentes que justificam a sua aplicação neste estudo específico (Harris e Sollis, 2003). Em primeiro lugar, este estimador produz estimativas não enviesadas e consistentes. Em segundo lugar, este estimador não necessita que todas as variáveis tenham a mesma ordem de integração. Em terceiro lugar, este estimador é extraordinariamente eficiente, mesmo em casos de amostras mais pequenas e finitas.

Tendo em conta o modelo apresentado, a variável dependente é explicada pelos seus valores desfasados, assim como pelos valores desfasados das variáveis independentes utilizadas. A metodologia econométrica adotada envolverá quatro fases. Em primeiro lugar, é necessário analisar o número de desfasamentos a incluir no modelo de acordo com os critérios de informação. Em segundo lugar, é testado se existe uma relação de cointegração entre as variáveis selecionadas, usando o procedimento de teste de bandas proposto por Pesaran *et al.* (2001). Em terceiro lugar, realiza-se um conjunto de testes de diagnóstico (autocorrelação, forma funcional, normalidade, heterocedasticidade e estabilidade) para verificar se o modelo não sofre de nenhum problema econométrico. Por fim, em quarto lugar, apresentam-se os resultados de curto e de longo prazo para a equação dos determinantes macroeconómicos do PSI-20.

V. Resultados Empíricos e Discussão

Neste ponto são apresentadas as estimativas encontradas para o modelo econométrico dos determinantes macroeconômicos do PSI-20. O modelo foi estimado com base em quatro defasamentos, tendo em conta vários critérios de seleção, mais especificamente os critérios LR, FPE e AIC (Tabela 5)³. E ainda não menos importante, pelo motivo de que é o número de defasamentos indicado para dados trimestrais (Pesaran *et al.*, 2001).

Tabela 6 – Valores dos critérios de informação por defasamento

PSI-20	Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
	0	n.a.	5.49e-24	-28.017	-27.724	-27.901
PSI-20	1	990.808	2.31e-30	-42.718	-39.780*	-41.554*
	2	124.817	2.21e-30	-42.883	-37.301	-40.671
	3	118.169	1.73e-30	-43.455	-35.229	-40.196
	4	125.548*	6.70e-31*	-45.122*	-34.253	-40.816

Nota: * indica o número ótimo de defasamentos selecionados pelos respectivos critérios

Para averiguar a existência de cointegração entre as variáveis do modelo (Tabela 6) aplica-se o teste de bandas para a análise de cointegração. A estatística do teste F com valor igual a 5.888 está acima dos valores críticos do limite superior (1%), ou seja, 3.77. Este resultado indica que a hipótese nula de não cointegração pode ser fortemente rejeitada. Assim sendo, é visível que as variáveis em estudo são cointegradas.

Tabela 7 – Teste de limites para análise de cointegração

PSI-20	F-statistic	Critical Value	Lower Bound Value	Upper Bound Value
PSI-20	5.888	1%	2,62	3,77
		2,5%	2,33	3,42
		5%	2,11	3,15
		10%	1,85	2,85

Como se pode observar realizaram-se ainda quatro testes de diagnóstico para verificar se o modelo não sofre qualquer problema econométrico (Tabela 7). Para testar a autocorrelação recorre-se ao teste LM (*Breusch-Godfrey serial correlation LM test*) e de

³ Os resultados foram obtidos através do *software E-views* (versão 10). O software define automaticamente o número de defasamentos a introduzir em cada variável até ao limite definido de quatro.

acordo com este não se rejeita a hipótese nula, logo não existe autocorrelação dos resíduos do nosso modelo. Usa-se o teste *Ramsey's RESET* para testar se o modelo está bem especificado na sua forma funcional, e como não se rejeita a hipótese nula, confirma-se que não existe nenhuma especificação errada neste modelo. Em relação à normalidade, não se rejeita a hipótese nula, isto é, de acordo com a estatística de teste Jarque-Bera os resíduos apresentam uma distribuição normal. De acordo com o teste *Breusch-Pagan-Godfrey*, que verifica se existe heterocedasticidade, também não se rejeita a hipótese nula, logo os resíduos são homocedásticos. Realizou-se ainda o teste do CUSUM (*cumulative sum of recursive residuals*) e o teste do CUSUMSQ (*cumulative sum of squares of recursive residuals*), representados na Figura A10 e Figura A11 nos Anexos, respectivamente. Conclui-se que os coeficientes são estáveis e que não existem quebras estruturais significativas durante o período da nossa amostra.

Tabela 8 - Testes diagnósticos para estimativas do ARDL

PSI-20	Test	F-Statistic	P-value
PSI-20	Autocorrelation	2.039	0.163
	Ramsey's RESET	1.793	0.190
	Normality	3.095	0.213
	Heterocedasticity	0.653	0.888

Nota: O teste de autocorrelação foi realizado com 1 defasamento e o teste *Ramsey's RESET* foi realizado com 1 termo ajustado, se tivesse sido utilizado mais que 1 defasamento e 1 termo ajustado respectivamente, o resultado seria o mesmo

Os testes realizados confirmam que o modelo não sofre de nenhum problema econométrico grave. Com isto, podemos avançar com a apresentação e estimação dos coeficientes de longo prazo (Tabela 8) e de curto prazo (Tabela 9).

Tabela 9 – Coeficientes de longo prazo estimados para o PSI-20

Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística de teste
β_0	-0.133	0.148	-0.900
PIB_t	-11.886**	4.908	-2.422
$M3_t$	2.181**	1.031	2.115
$BRENT_t$	-0.595**	0.292	-2.034
DIV_t	0.274	0.166	1.654
$EURST_t$	2.034***	0.432	4.704
$IHPC_t$	19.198**	7.642	2.512
TXC_t	5.465**	2.290	2.386
$TXOT_t$	-11.175**	4.482	-2.494

Nota: *** indica a significância estatística ao nível de 1%, ** indica a significância estatística ao nível de 5% e * indica a significância estatística ao nível de 10%

No longo prazo, as variáveis são todas estatisticamente significativas para os níveis de significância convencionais, exceto a dívida pública, apresentando ainda assim um coeficiente esperado positivo. Em relação às outras variáveis que são estatisticamente significativas, têm todas os sinais esperados, exceto o PIB real, que apresenta uma relação negativa e com forte impacto no índice PSI-20. Uma possível explicação para este resultado contraintuitivo pode ser o facto de um aumento do PIB real poder aumentar a probabilidade de o BCE subir as taxas diretoras⁴, e com isto afastar os investidores, o que irá provocar a descida das cotações das ações. Este efeito será tanto maior quanto maior o valor da inflação (Leão *et al.*, 2011). No que diz respeito às restantes variáveis, estas apresentam os sinais esperados, tendo em conta os efeitos encontrados nos estudos empíricos identificados na revisão de literatura, confirmando-se assim que o índice de ações do PSI-20 é positivamente afetado pelo índice Eurostoxx 50. Uma possível explicação para este resultado é o facto de os mercados acionistas estarem interligados, na medida em que o índice Eurostoxx 50 é composto por ações de vários países europeus, ligados economicamente e comercialmente a Portugal. Esta conclusão coincide com os estudos feitos por Hsing (2011a, 2011b, 2011c, 2011d, 2011e, 2011f, 2014) e Hsing *et al.* (2011). A taxa de inflação apresenta também uma relação positiva com o índice e tem um coeficiente de longo prazo bastante significativo, o que pode ser explicado pelo facto do aumento da taxa de inflação implicar um aumento na procura de ações (que aumenta a sua cotação) de forma a servir como proteção para os investidores contra o risco de alta taxa de inflação, funcionando assim o mercado acionista como um *hedge* (Kuwornu e Owusu-Nantwi, 2011; Ratanapakorn e Sharma, 2007; Kotha e Sahu, 2016). Em relação à taxa de câmbio que traduz uma relação positiva com o índice PSI-20, justifica-se pelo facto de Portugal ser um país ainda maioritariamente importador, ideia que vai de encontro com Ratanapakorn e Sharma (2007) no estudo dos EUA. A oferta monetária reflete um efeito positivo no PSI-20. Tal efeito pode ter sido causado pela injeção de moeda na economia, o que estimula o lucro das empresas e consequentemente as ações destas (Kotha e Sahu, 2016). No que se refere ao Brent, os resultados mostram que existe uma relação negativa entre este e o índice PSI-20, o que pode ser explicado por dois

⁴ Um crescimento acima do esperado pode conduzir a economia para zonas próximas do pleno emprego, criando pressões inflacionistas, o que implica que o BCE tenha de adoptar uma política monetária mais contraccionista visto que o seu mandato pressupõe a manutenção da estabilidade de preços.

motivos. O primeiro atribuído ao facto de o petróleo ser uma matéria-prima essencial para o funcionamento da maioria das empresas (Chaudhuri e Smiles, 2004; Sariannidis *et al.*, 2010) e o outro relacionado com o facto de Portugal ser um país importador de petróleo, dependendo exclusivamente do exterior, resultado este compatível com Hosseini *et al.* (2011). Finalmente e no que diz respeito à taxa de juro, esta apresenta também um efeito negativo no índice e um impacto bastante significativo, sendo que pode estar relacionado ao facto de ser um investimento alternativo ao mercado acionista, logo quando as taxas de juro aumentam é expectável que as cotações bolsistas diminuam e vice-versa, uma vez que os investidores racionais alteram a sua estratégia de investimento (Kuwornu e Owusu-Nantwi, 2011; Barakat *et al.*, 2015).

Tabela 10 – Coeficientes de curto prazo estimados para o PSI-20

Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística de teste
$\Delta PSI20_{t-1}$	-0.055	0.069	-0.804
$\Delta PSI20_{t-2}$	-0.181***	0.061	-2.967
ΔPIB_t	-2.707***	0.737	-3.675
ΔPIB_{t-1}	1.386***	0.657	2.109
ΔPIB_{t-2}	2.442***	0.628	3.889
ΔPIB_{t-3}	2.331***	0.586	3.975
$\Delta M3_t$	-0.231	0.251	-0.919
$\Delta M3_{t-1}$	-0.578**	0.264	-2.191
$\Delta M3_{t-2}$	-1.247***	0.285	-4.370
$\Delta IHPC_t$	1.693	1.013	1.671
$\Delta IHPC_{t-1}$	-4.079***	1.133	-3.601
$\Delta EURST_t$	0.898***	0.055	16.326
ΔDIV_t	0.894***	0.221	4.049
ΔDIV_{t-1}	0.594***	0.235	2.530
ΔDIV_{t-2}	1.030***	0.247	4.172
ΔDIV_{t-3}	0.779***	0.242	3.212
$\Delta BRENT_t$	0.062***	0.024	2.565
$\Delta BRENT_{t-1}$	0.223***	0.036	6.156
$\Delta BRENT_{t-2}$	0.057	0.035	1.626
$\Delta BRENT_{t-3}$	0.081***	0.027	3.012
ΔTXC_t	3.328***	0.587	5.672
ΔTXC_{t-1}	-1.295**	0.532	-2.436
$\Delta TXOT_t$	-2.370**	0.967	-2.450
$\Delta TXOT_{t-1}$	5.588***	0.984	5.676
ΔMCE_{t-1}	-0.333***	0.039	-8.630
R-quadrado = 0.944		R-quadrado ajustado = 0.913	

Nota: Δ indica primeiras diferenças, *** indica a significância estatística ao nível de 1%, ** indica a significância estatística ao nível de 5% e * indica a significância estatística ao nível de 10%

No curto prazo, apresentam-se três aspetos essenciais, sendo um deles o facto de o PSI-20 ser fracamente persistente na medida em que os seus valores no presente são influenciados negativamente pelos seus valores desfasados. Este resultado pode ser interpretado por comportamentos de *profit taking* e de *stop loss*, ou pelo facto de mercados menos líquidos e menos eficientes estarem mais propícios a flutuações

correlacionadas e, portanto, mais suscetíveis à agressividade dos investidores. Assim sendo, quando as cotações sobem no passado alguns detentores de ações aproveitam para vender estes títulos, obtendo as respetivas mais-valias, o que conseqüentemente provoca o decréscimo da cotação dos mesmos. Por outro lado, quando os desfasamentos apresentam valores negativos, existe um incentivo à compra de ações por parte dos investidores, resultando num acréscimo da cotação atual do PSI-20 (Bentes, 2014). Em segundo lugar, o modelo apresentado ilustra que o comportamento dos determinantes macroeconómicos descreve bem a evolução do índice PSI-20, uma vez que apresenta elevados valores de R-quadrado e R-quadrado ajustado. Um terceiro aspeto é o facto de o coeficiente do termo de correção do erro ser negativo, e situar-se entre 0 e -2, sendo igualmente fortemente significativo. Isto confirma a estabilidade do modelo e a sua convergência para o equilíbrio de longo prazo. A magnitude do coeficiente implica que 33,3% de qualquer desequilíbrio de longo prazo seja corrigido em um trimestre.

Tabela 11 – Importância das estimativas de longo prazo para o PSI-20

Período	Variável	Coefficiente de longo prazo	Variação acumulada real	Efeito económico
Período pré-crise (2000-2007)	<i>PIB_t</i>	-11.886	-0.364	4.327
	<i>M3_t</i>	2.181	0.069	0.150
	<i>BRENT_t</i>	-0.595	-0.094	0.056
	<i>EURST_t</i>	2.034	-0.773	-1.572
	<i>IHPC_t</i>	19.198	0.688	13.208
	<i>TXC_t</i>	5.465	-1.323	-7.230
	<i>TXOT_t</i>	-11.175	-0.211	2.358
Período da crise (2008-2012)	<i>PIB_t</i>	-11.886	-3.647	43.348
	<i>M3_t</i>	2.181	-1.571	-3.426
	<i>BRENT_t</i>	-0.595	-1.069	0.636
	<i>EURST_t</i>	2.034	-1.924	-3.913
	<i>IHPC_t</i>	19.198	-0.333	-6.393
	<i>TXC_t</i>	5.465	-1.8	-9.837
	<i>TXOT_t</i>	-11.175	0.837	-9.353
Período pós-crise (2013-2017)	<i>PIB_t</i>	-11.886	-1.632	19.398
	<i>M3_t</i>	2.181	-2.667	-5.817
	<i>BRENT_t</i>	-0.595	-6.167	3.669
	<i>EURST_t</i>	2.034	0.92	1.871
	<i>IHPC_t</i>	19.198	3.5	67.193
	<i>TXC_t</i>	5.465	2.4	13.116
	<i>TXOT_t</i>	-11.175	-0.677	7.565
Período total (2000-2017)	<i>PIB_t</i>	-11.886	-0.455	5.408
	<i>M3_t</i>	2.181	-0.080	-0.174
	<i>BRENT_t</i>	-0.595	-0.667	0.397
	<i>EURST_t</i>	2.034	-0.663	-1.349
	<i>IHPC_t</i>	19.198	0.125	2.400
	<i>TXC_t</i>	5.465	-1.548	-8.460
	<i>TXOT_t</i>	-11.175	-0.649	7.253

Nota: A variação acumulada real corresponde à taxa de crescimento de cada variável durante o respetivo período. O efeito económico é a multiplicação do coeficiente de longo prazo pela variação acumulada real

A Tabela 11 traduz a significância económica das variáveis estatisticamente significativas no longo prazo, para melhor identificar a contribuição de cada variável em cada um dos períodos delineados, para a determinação da cotação do índice PSI-20 desde 2000. Como a crise soberana atingiu a economia portuguesa e conseqüentemente a cotação do seu principal índice, esta análise de significância económica é realizada em quatro períodos diferentes: pré-crise, crise, pós-crise e para o período total da amostra. A delimitação destes períodos foi realizada tendo em conta a evolução do índice PSI-20 durante esse período (Figura A1). Utilizamos os mesmos coeficientes de longo prazo para os quatro períodos, tendo em conta que já excluímos a existência de quebras estruturais significativas durante o período temporal da nossa amostra (Figura A10 e Figura A11 nos Anexos).

Deste modo, começando por analisar o período pré-crise é possível observar que a taxa de inflação foi o principal impulsionador do índice PSI-20. Efetivamente, um aumento da taxa de inflação favoreceu um aumento do PSI-20 em 1320,8 %. Por outro lado, a taxa de câmbio efetivamente foi a variável mais prejudicial para o índice, contribuindo para a sua queda em 723%.

Durante a crise, os únicos impulsionadores do índice PSI-20, passam a ser o PIB e o Brent, destacando o grande impacto do PIB, em 63,6% e 4334,8%, respetivamente. As restantes variáveis tiveram um efeito prejudicial na evolução do índice, destacando-se a taxa de câmbio, a taxa de juro e a taxa de inflação, em que o aumento destas fez diminuir o índice em 983,7, 935,3 e 639,3%, respetivamente.

Após a crise, todas as variáveis se tornam impulsionadoras do índice PSI-20, à exceção da oferta monetária, sendo que a taxa de inflação, o PIB, e a taxa de câmbio efetiva são os que apresentam um efeito claramente superior às restantes variáveis. Efetivamente esse efeito positivo aumentou o PSI-20 em 6719,3, 1939,8 e 1311,6%, respetivamente. Em relação à oferta monetária, a sua contribuição para a queda do índice foi na ordem dos 581,7%.

Agora, no que diz respeito à totalidade do período, conclui-se que a taxa de juro e o PIB foram as variáveis com maior impacto positivo na evolução do índice PSI-20, contribuindo para um aumento de cerca de 725,3 e 540,8%, respetivamente. Enquanto a variável mais prejudicial foi a taxa de câmbio efetiva, apresentando o maior efeito económico em termos de valores absolutos para o período total, 846%.

Por fim, é possível concluir que os determinantes macroeconómicos estatisticamente significativos no longo prazo, com os quais se estudou o efeito económico no índice PSI-20 são fatores essenciais na análise da sua evolução nos últimos anos. Contudo, as variáveis que traduzem maior efeito económico são o PIB, a taxa de inflação e a taxa de câmbio.

VI. Conclusão

O presente trabalho visa avaliar os determinantes macroeconómicos que influenciam o índice acionista PSI-20, através da análise econométrica de séries temporais no período compreendido entre o primeiro trimestre de 2000 e o último trimestre de 2017.

De acordo com a literatura existente, foi estimada uma equação para o índice PSI-20, usando oito variáveis independentes (PIB real, oferta monetária, brent, dívida pública, Eurostoxx 50, taxa de inflação, taxa de câmbio efetiva, taxa de juro). Devido à obtenção de uma mistura de variáveis integradas de ordem zero e de ordem um, as estimativas foram obtidas através da utilização do estimador ARDL.

No longo prazo, pode-se afirmar que as variáveis são todas significativas nos níveis de significância convencionais, à exceção da dívida pública. Neste contexto é encontrado um resultado contraintuitivo, sendo que o PIB real apresenta uma relação negativa com o índice acionista, enquanto na literatura analisada tende a apresentar uma relação contrária. Leão *et al.* (2011) mostram que este resultado se pode dever a um aumento da probabilidade de uma subida das taxas de juro por parte do BCE, o que irá ter um impacto negativo no preço das ações. As outras variáveis apresentam os sinais esperados, considerando os efeitos encontrados nos estudos empíricos identificados na revisão de literatura. A oferta monetária, o Eurostoxx 50, a taxa de inflação e a taxa de câmbio efetiva têm um impacto positivo no índice PSI-20. Por outro lado, o brent e a taxa de juro têm um efeito negativo no respectivo índice.

Conclui-se ainda que o PSI-20 apresenta fraca persistência, na medida em que os seus valores no presente são influenciados negativamente pelos seus valores passados. Bentes (2014) considera uma possível justificação os comportamentos de *profit taking* e de *stop loss* por parte dos investidores, ou o facto de mercados menos líquidos e menos eficientes estarem mais propícios a flutuações correlacionadas e, portanto, mais suscetíveis à agressividade dos investidores.

Os resultados confirmam ainda que os determinantes macroeconómicos significativos são essenciais para uma análise da evolução do índice PSI-20 nos últimos anos, embora com algumas diferenças nos períodos delimitados. Ainda assim, os

principais impulsionadores para a evolução do índice accionista PSI-20 nos últimos anos foram o PIB real e a taxa de juro.

Avaliando as limitações deste trabalho podemos identificar o período em estudo, o qual poderia ter sido mais longo. Tal não foi possível, uma vez que a variável da dívida pública só tinha dados disponíveis a partir do ano 2000. Em relação à frequência dos dados, inicialmente foi pensado utilizar dados mensais, mas visto que a variável PIB real não é disponibilizada mensalmente, e sendo esta importante para o estudo, optou-se por uma análise trimestral.

Uma possível investigação futura sobre este tema poderá avaliar os determinantes macroeconómicos das cotações das ações das empresas que constituem o índice PSI-20 ao nível individual, através de um estudo econométrico em dados de painel. Isto permitirá aferir se os determinantes macroeconómicos afetam de igual forma todas as empresas ou se existem diferenças, consoante determinadas características das empresas (dimensão, sector de actividade, entre outras).

VII. Referências Bibliográficas

- Almansour, A., & Almansour, B. (2016). Macroeconomic Indicators and Saudi Equity Market: A Time Series Analysis. *British Journal of Economics, Finance and Management Sciences* 12 (2), pp. 59-72.
- Başci, E. S., & Karaca, S. S. (2013). The Determinants of Stock Market Index: VAR Approach to Turkish Stock Market. *International Journal of Economics and Financial Issues* 3 (1), pp. 163-171.
- Barakat, M., Elgazzar, S., & Hanafy, K. (2016). Impact of Macroeconomic Variables on Stock Markets: Evidence from Emerging Markets. *International Journal of Economics and Finance* 8 (1), pp. 195-207.
- Bentes, S. (2014). Measuring persistence in stock market volatility using the FIGARCH approach. *Physica A* 408, pp. 190-197.
- Campbell, J., & Shiller, R. (1988). Stock Prices, Earnings and Expected Dividends . *The Journal of Finance* 43 (3), pp. 661-676.
- Chaudhuri, K., & Smiles, S. (2004). Stock market and aggregate economic activity: evidence from Australia. Em *Applied Financial Economics* 14 (2) (pp. 121-129).
- Dassanayake, W., & Jayawardena, C. (2017). Determinants of Stock Market Index Movements: Evidence from New Zealand Stock Market. *National Conference on Technology and Management (NCTM)*.
- Dickey , D., & Fuller, W. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association* 74 (366), pp. 427-431.
- Fama, E. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance* 25 (2), pp. 383-417.
- Garefalakis, A., Dimitras , A., Koentzopoulos, D., & Spinthiropoulos, K. (2011). Determinant Factors of Hong Kong Stock Market. *International Research Journal of Finance and Economics* (62).
- Gay, R. (2008). Effect of Macroeconomic Variables on Stock Market Returns for four Emerging Economies: Brazil, Russia, India, and China. *International Business & Economics Research Journal* 7 (3), pp. 1-8.
- Harris, R., & Sollis, R. (2003). *Applied Time Series Modelling and Forecasting*. John Wiley and Sons .
- Hasan, M., & Zaman, A. (2017). Volatility Nexus Between Stock Market and Macroeconomic Variables in Bangladesh: an extended garch approach. *Scientific Annals of Economics and Business* 64 (2), pp. 233-243.
- Hosseini, S., Ahmad, Z., & Lai, Y. (2011). The Role of Macroeconomic Variables on Stock Market Index in China and India. *International Journal of Economics and Finance* 3 (6).

- Hsing, Y. (2011a). Macroeconomic Determinants of the Stock Market Index and Policy Implications: The Case of a Central European Country. *Eurasian Journal of Business and Economics* 4 (7), pp. 1-11.
- Hsing, Y. (2011b). Impacts of Macroeconomic Variables on the Stock Market in Bulgaria and Policy Implications. *Journal of Economics and Business* 14 (2), pp. 41-53.
- Hsing, Y. (2011c). Effects of Macroeconomic Variables on the Stock Market: The Case of the Czech Republic. *Theoretical and Applied Economics* 18 (7), pp. 53-64.
- Hsing, Y. (2011d). The Stock Market and Macroeconomic Variables in a BRICS Country and Policy Implications. *International Journal of Economics and Financial* 1 (1), pp. 12-18.
- Hsing, Y. (2011e). Macroeconomic Variables and the Stock Market: The Case of Croatia. *Ekonomski istraživanja* 24 (4), pp. 41-50.
- Hsing, Y. (2011f). Macroeconomic Variables and the Stock Market: The Case of Lithuania. *The Review of Finance and Banking* 3 (1), pp. 31-37.
- Hsing, Y. (2014). Impacts of Macroeconomic Factors on the Stock Market in Estonia. *Journal of Economics and Development Studies* 2 (2), pp. 23-31.
- Hsing, Y., Budden, M., & Phillips, A. (2012). Macroeconomic Determinants of the Stock Market Index for a Major Latin American Country and Policy Implications. *Business and Economic Research* 2 (1).
- Humpe, A., & Macmillan, P. (2009). Can macroeconomic variables explain long-term stock market movements? A comparison of the US and Japan. Em *Applied Financial Economics* 19 (2) (pp. 111-119).
- Jamaludin, N., Ismail, S., & Manaf, S. (2017). Macroeconomic Variables and Stock Market Returns: Panel Analysis from Selected ASEAN Countries. *International Journal of Economics and Financial* 7 (1), pp. 37-45.
- Jareño, F., & Negrut, L. (2016). US Stock Market And Macroeconomic Factors. *The Journal of Applied Business Research* 32 (1), pp. 325-340.
- Kibria, U., Mehmood, Y., Kamran, M., Arshad, M., Perveen, R., & Sajid, M. (2014). The Impact of Macroeconomic Variables on Stock Market Returns: A Case of Pakistan. *Research Journal of Management Sciences* 3 (8), pp. 1-7.
- Kotha, K., & Sahu, B. (2016). Macroeconomic Factors and the Indian Stock Market: Exploring Long and Short Run Relationships. *International Journal of Economics and Financial* 6 (3), pp. 1081-1091.
- Kutner, M., Nachtsheim, C., Neter, J., & Li, W. (2004). *Applied Linear Statistical Models*. New York: McGraw-Hill/Irwin, 5th Edition.
- Kuwornu, J., & Owusu-Nantwi, V. (2011). Macroeconomic Variables and Stock Market Returns: Full Information Maximum Likelihood Estimation. *Research Journal of Finance and Accounting* 2 (4), pp. 49-63.
- Leão, E. R., Leão, P. R., & Lagoa, S. C. (2011). *Política Monetária e Mercados Financeiros*. Lisboa: Edições Sílabo, 2ª Edição.

- Masduzzaman, M. (2012). Impact of the Macroeconomic Variables on the Stock Market Returns: The Case of Germany and the United Kingdom. *Global Journal of Management and Business Research* 12 (16), pp. 22-34.
- Niarchos, N., & Alexakis, C. (sine anno). The Predictive Power of Macroeconomic Variables on Stock Market Returns. The Case of the Athens Stock Exchange. *SPOUDAI* 50 (1-2), pp. 74-86.
- Pesaran, M. (1997). The Role of Economic Theory in Modelling the Long Run. *The Economic Journal* 107 (440), pp. 178-191.
- Pesaran, M., & Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century the Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Strom, S. (ed.).
- Pesaran, M., Shin, Y., & Smith, R. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics* 16 (3), pp. 289-326.
- Phillips, P., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika Trust* 75 (2), pp. 335-346.
- Plíhal, T. (2016). Stock market informational efficiency in Germany: Granger causality between DAX and selected macroeconomic indicators. *Procedia - Social and Behavioral Sciences* 220, pp. 321-329.
- Ratanapakorn, O., & Sharma, S. (2007). Dynamic analysis between the US stock returns and the macroeconomic variables. Em *Applied Financial Economics* 17 (5) (pp. 369-377).
- Ross, S. (1976). The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory* 13, pp. 341-360.
- Sariannidis, N., Giannarakis, G., Litinas, N., & Konteos, G. (2010). A GARCH Examination of Macroeconomic Effects on U.S. Stock Market: A Distinction Between the Total Market Index and the Sustainability Index. *European Research Studies* 13 (1).
- Studenmund, A. H. (2014). *Using Econometrics a Practical Guide*. Pearson Education Limited, 6th Edition .

VIII. Anexos

Tabela A1 – Estatísticas descritivas de cada variável

	<i>PSI-20</i>	<i>PIB</i>	<i>M3</i>	<i>BRENT</i>	<i>DIV</i>	<i>EURST</i>	<i>IHPC</i>	<i>TXC38</i>	<i>TXOT</i>
Média	0.034	0.006	0.031	0.111	0.888	0.017	0.020	0.003	0.050
Mediana	0.044	0.013	0.035	0.080	0.733	0.080	0.024	0.005	0.044
Máximo	0.395	0.044	0.158	0.767	1.330	0.427	0.048	0.043	0.132
Mínimo	-0.496	-0.045	-0.085	-0.540	0.501	-0.438	-0.015	-0.037	0.020
Desvio padrão	0.214	0.022	0.054	0.331	0.317	0.206	0.015	0.018	0.023
Obliquidade	-0.247	-0.876	-0.030	-0.100	0.298	-0.386	-0.350	-0.379	1.927
Curtose	2.128	2.868	2.417	2.343	1.378	2.479	2.253	2.669	6.715
Observações	72	72	72	72	72	72	72	72	72

Figura A1 – PSI-20 (taxa de crescimento, trimestral)

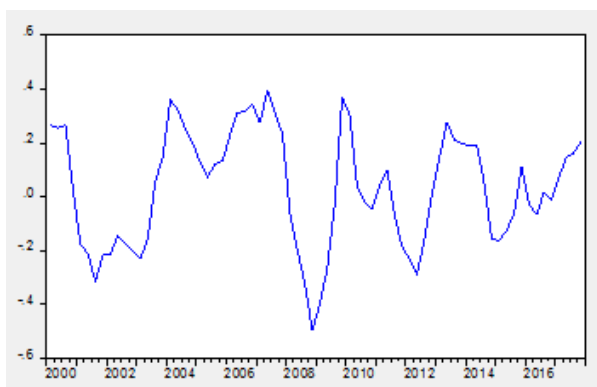


Figura A2 – PIB real (taxa de crescimento, trimestral)

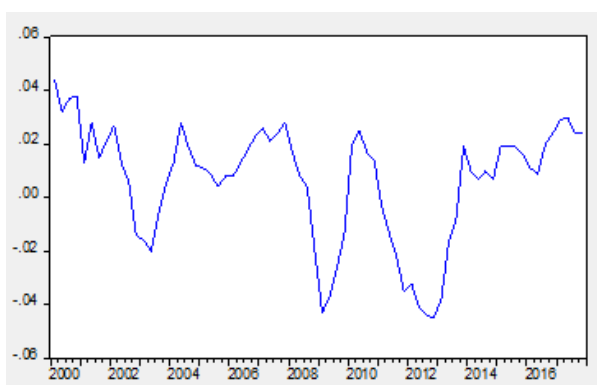


Figura A3 – Agregado monetário, M3 (taxa de crescimento, trimestral)

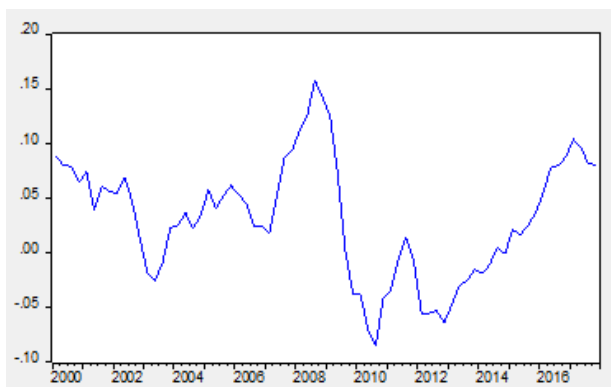


Figura A4 – Brent (taxa de crescimento, trimestral)

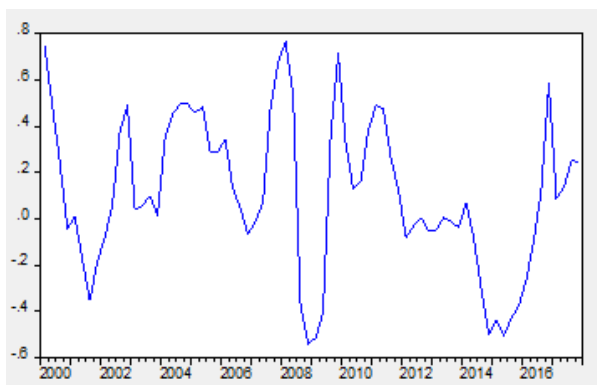


Figura A5 – Dívida pública (em % do PIB, trimestral)

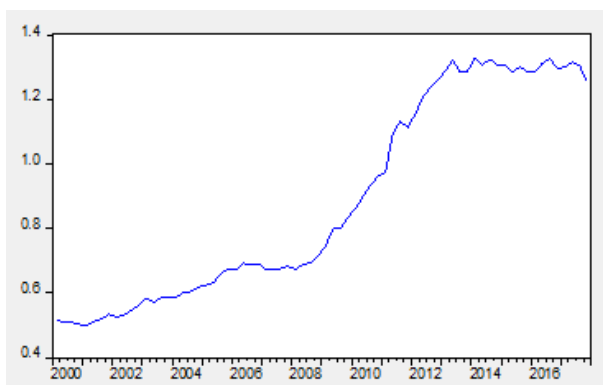


Figura A6 – Eurostoxx 50 (taxa de crescimento, trimestral)

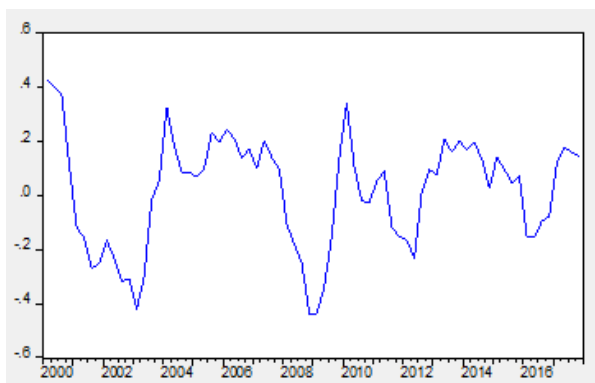


Figura A7 – Taxa de inflação, IHPC (taxa de crescimento, trimestral)

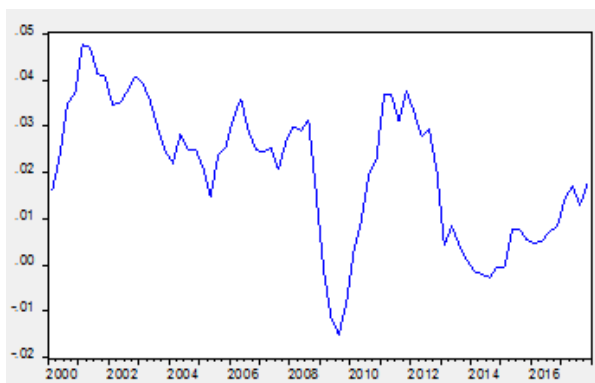


Figura A8 – Taxa de câmbio efetiva, G38 (taxa de crescimento, trimestral)

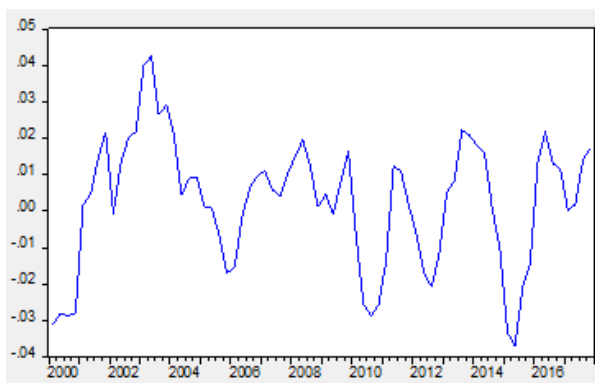


Figura A9 – Taxa de juro, OT's a 10 anos (taxa de rendibilidade)

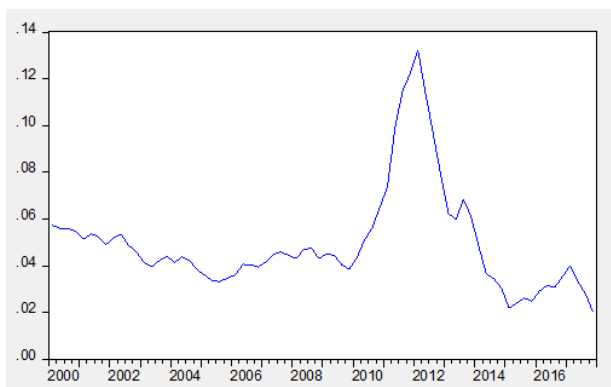


Figura A10 – Teste do CUSUM

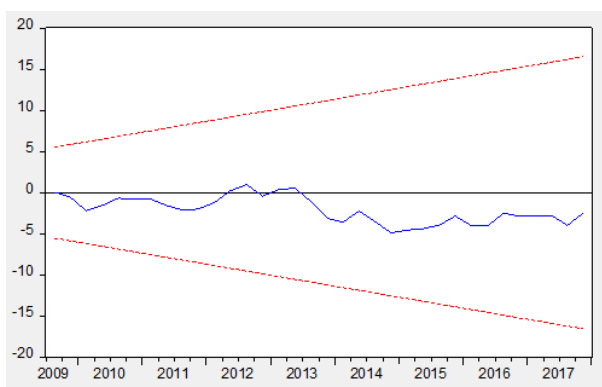


Figura A11 – Teste do CUSUMSQ

