

CRISTINA BURDUJAN

O IMPACTO DA POLÍTICA MONETÁRIA EUROPEIA NO ÍNDICE *PSI-20*



UNIVERSIDADE DO ALGARVE

FACULDADE DE ECONOMIA

2020

CRISTINA BURDUJAN

O IMPACTO DA POLÍTICA MONETÁRIA EUROPEIA NO ÍNDICE *PSI-20*

Dissertação

Mestrado em Finanças Empresariais

Trabalho efetuado sob a orientação de:

Professor Doutor Jorge Andraz

Professor Doutor Luís Miguel Serra Coelho



UNIVERSIDADE DO ALGARVE

FACULDADE DE ECONOMIA

2020

IMPACTO DA POLÍTICA MONETÁRIA EUROPEIA NO ÍNDICE *PSI-20*

Declaração de Autoria do Trabalho

Declaro ser a autora deste trabalho, que é original e inédito. Autores e trabalhos consultados estão devidamente citados no texto e constam da listagem de referências incluída.

Cristina Burdujan

.....

(assinatura)

© Copyright: Cristina Burdujan

A Universidade do Algarve reserva para si o direito, em conformidade com o disposto no Código de Autor e dos Direitos Conexos, de arquivar, reproduzir e publicar a obra, independentemente do meio utilizado, bem como de a divulgar através de repositórios científicos e de admitir a sua cópia e distribuição para fins meramente educacionais ou de investigação e não comerciais, conquanto seja dado o devido crédito ao autor e editor respetivos.

RESUMO

Este trabalho aborda o efeito da política monetária implementada pelo Banco Central Europeu (BCE) na volatilidade do principal índice bolsista português. Recorrendo aos modelos de heteroscedasticidade condicional auto-regressiva generalizada exponencial (EGARCH) e de heteroscedasticidade condicional auto-regressiva generalizada de Glosten-Jagannathan-Runkle (GJR GARCH) verifica-se que as decisões do BCE induzem efeitos assimétricos no comportamento deste índice de mercado. Em particular, choques negativos na taxa de juro têm maiores efeitos que os choques positivos de idêntica magnitude.

Palavras-chave: EGARCH, GJR GARCH, *PSI-20*, BCE, *MRO rate*

ABSTRACT

The purpose of this study is to explore the effect of the Monetary Policy defined by the European Central Bank (BCE) on the volatility of the main Portuguese stock index. Using the exponential generalized autoregressive conditional heteroscedasticity and Glosten-Jagannathan-Runkle generalized autoregressive conditional heteroscedasticity models and finds that negative shocks to the interest rate have greater impacts on the index than the positive shocks of identical magnitude.

Keyword: EGARCH, GJR GARCH, *PSI-20*, BCE, *MRO rate*

ÍNDICE GERAL

ÍNDICE GERAL	vii
ÍNDICE DE FIGURAS	ix
ÍNDICE DE TABELAS	x
LISTA DE ABREVIATURAS	xi
1. INTRODUÇÃO	1
2. ENQUADRAMENTO TEÓRICO DA TEMÁTICA	3
2.1. Enquadramento Teórico	3
2.2. Política Monetária Implementada pelo Banco Central Europeu	3
2.3. Realidade Económica e Mercado Acionista em Portugal	6
3. REVISÃO DA LITERATURA	10
3.1 Modelos VAR	10
3.2 Modelos Alternativos	11
3.3. Sumário da revisão da literatura	13
4. METODOLOGIA	15
4.1. Hipótese do estudo	15
4.2. Base de dados	16
4.3 Modelo EGARCH	18
4.4 Modelo GJR -GARCH	19
5. ESTIMAÇÃO DOS MODELOS DE VOLATILIDADE CONDICIONADA	24
5.1 Verificação dos pressupostos	24
<input type="checkbox"/> Estacionariedade	24
<input type="checkbox"/> Autocorrelação	27
<input type="checkbox"/> Modelação da média dos retornos e análise de heteroscedasticidade	28
5.2 Análise dos Resultados	31
6. CONCLUSÃO	35

7. BIBLIOGRAFIA	36
8. APÊNDICES	41
8.1. Apêndice 1	41
9. ANEXOS	44
Anexo A - Estatísticas descritivas das variáveis em estudo	44
Anexo B - Testes de Raízes Unitárias - ADF	45
Anexo C - Testes de Raízes Unitárias - PP	46
Anexo D - Testes de Raízes Unitárias - KPSS	47
Anexo E – Função autocorrelação dos retornos do índice PSI-20	48
Anexo F – Modelação da média dos retornos- AR (1)	49
Anexo G - Teste Heteroscedasticidade	50
Anexo H – Estimação do modelo GARCH	51
Anexo J– Estimação do modelo EGARCH	53
Anexo K – Estimação do Modelo40 GJR -GARCH	54

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1 - Contributos para o crescimento do PIB real	7
Figura 2 - Taxa de Juro aplicável às principais operações de refinanciamento - Mro Rate – Evolução	17
Figura 3 - Quantis Distribuição Normal	23

ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 1- Projeções do Banco de Portugal: 2020-22.....	7
Tabela 2 - Comunicados de Política Monetária pelo BCE	16
Tabela 3 - Estatísticas descritivas das variáveis em estudo	21
Tabela 4 - Testes de raízes unitárias para a variável - retornos PSI-20	27
Tabela 5 - Teste ARCH-LM aplicado às rendibilidades do PSI 20 no período de 01/01/2002 a 31/12/2019	29
Tabela 6 - Teste de assimetrias na volatilidade	31
Tabela 7 - Resultados da estimação do modelo EGARCH (1,1) e GJR GARCH (1,1)	32

LISTA DE ABREVIATURAS

- ADF – *Augmented Dickey Fuller*
- BCE – Banco Central Europeu
- BCN - Bancos Centrais Nacionais
- CAC 40 - *Cotation Assistée en Continu 40*
- CMVM – Comissão do Mercado de Valores Mobiliários
- DAX 30 - *Deutscher Aktienindex 30*
- EGARCH - Modelo de heteroscedasticidade condicional auto-regressiva generalizada exponencial
- EONIA - *Euro Overnight Index Average*
- FAC - função de autocorrelação amostral
- FED – *Federal Reserve System*
- FOMC – *Federal Open Market Committee*
- FTSE100 – *The Financial Times Stock Exchange 100*
- i.i.d – *independent and identical distribution*
- IBEX 35 – *Iberia Index 35*
- IHPC - Índice Harmonizado de Preços ao Consumidor
- KPPS – *Kwiatkowski – Phillips – Schmidt – Shin*
- MRO - *Main Refinancing Operations*
- OLS – *Ordinary Least Squares* – Método dos Mínimos Quadrados
- PIB – Produto Interno Bruto
- PSI 20 – *Portuguese Stock Index - 20*
- SVAR - *Structural vector autoregression*
- SVECM - *Vector Error Correction Model*
- TFUE - Tratado Sobre o Funcionamento da União Europeia
- GJR GARCH – *Threshold Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*
- VAR – *Vector Autoregression*- Vetor Autorregressivo

1. INTRODUÇÃO

O objetivo primário do Sistema Europeu de Bancos Centrais é garantir a estabilidade financeira dos países membros da União Europeia. No entanto, as ações dos bancos centrais têm efeitos muito diversos sobre os agentes económicos e os mercados financeiros.

Este trabalho pretende então investigar em que medida a política monetária do BCE influencia os preços dos ativos, nomeadamente a volatilidade dos retornos das ações. O trabalho foca-se na taxa de juro de referência relativa às principais operações de refinanciamento (*mro*), a qual é utilizada pelo BCE para proporcionar liquidez ao sistema bancário. Assim, o presente trabalho visa responder a seguinte questão: qual é o impacto das decisões da Política Monetária implementada pelo BCE através da taxa de juro de referência na volatilidade dos rendimentos do mercado acionista em Portugal, medidos pelo índice *PSI 20*?

Para dar resposta a esta questão central, recorreremos à análise da literatura científica existente expondo os artigos considerados relevantes e extraíndo conclusões pertinentes. Em seguida, concebemos um estudo empírico que relaciona as alterações na taxa de juro de interesse com os retornos diários do principal índice acionistas Português.

A metodologia adotada consiste na estimação do modelo de heteroscedasticidade condicional auto-regressiva generalizada exponencial (EGARCH), à semelhança do que aconteceu nos estudos de Francesco (2008) e Bomfim (2003). Cumulativamente, estima-se ainda o modelo de heteroscedasticidade condicional auto-regressiva generalizada de Glosten-Jagannathan-Runkle (GJR GARCH).

Os resultados permitem verificar os efeitos assimétricos no índice *PSI-20*, nomeadamente os choques negativos na taxa de juro têm maiores efeitos que os choques positivos de

idêntica magnitude. Os resultados contribuem na tomada das decisões de política monetária de modo a evitar bolhas especulativas nos mercados financeiros.

O presente trabalho encontra-se estruturado em seis secções. Para além da presente secção de introdução onde é feito o enquadramento e apresentado o objetivo do trabalho, a secção 2 “Enquadramento teórico da temática” procura demonstrar a relevância do tema em estudo. A secção 3 é dedicada a “Revisão da Literatura” e tem o objetivo de fazer a ligação entre a literatura existente de suporte técnico e o tema em análise, que será fundamental para interpretação dos resultados obtidos e para dar resposta a questão central do presente estudo. A secção 4 “Metodologia” apresenta e descreve a metodologia a utilizada. Nesta parte do trabalho identificam-se as variáveis do modelo e testa-se a fiabilidade dos dados. É ainda nesta secção que se introduzem os modelos utilizados na investigação da temática, EGARCH e GJR GARCH. A secção 5 “Estimação dos Modelos de Volatilidade Condicionada” procura apresentar, analisar e discutir os resultados obtidos de modo a dar resposta a questão central da investigação. A secção 6 “Conclusão” resume os principais resultados identificando os problemas metodológicos do trabalho e os limites das conclusões apresentadas.

2. ENQUADRAMENTO TEÓRICO DA TEMÁTICA

2.1. Enquadramento Teórico

O principal objetivo dos bancos centrais é manter a estabilidade do sistema financeiro e do poder de compra da moeda, através da sua monitorização. O banco central intervém através de políticas monetárias, sendo a manipulação das taxas de juro o seu principal instrumento. De facto, o impacto da variação da taxa de juro de referência é tido como um dos aspetos mais relevantes em qualquer economia. A expectativa da sua evolução influencia o comportamento dos agentes económicos, dada a abrangência dos seus efeitos, permitindo que estes tomem decisões com base na sua variação. Tratando-se de um indicador relevante, é natural que o mesmo seja alvo de estudo por diferentes pontos de vista e relações de causalidade que o seu trajeto implica. Uma das áreas de investigação mais profícua neste contexto é a dos mercados acionistas. Por exemplo, Bernanke e Kutner (2004) avaliam o impacto das alterações da política monetária no preço dos ativos com o objetivo de medir a reação dos mercados bolsistas e entender a origem económica da reação. Concluíram que a alteração inesperada da política monetária através da taxa de juro apresenta uma forte correlação com o mercado acionista evidenciando retornos anormais. Por outro lado, Becher et al. (2008) analisam a previsibilidade dos retornos das ações face a diversos indicadores de política monetária. A investigação evidencia uma relação forte entre os retornos das ações e as alterações de política monetária, alterações essas tidas em consideração pelos investidores no momento de tomarem decisões de investimento.

2.2. Política Monetária Implementada pelo Banco Central Europeu

A política monetária é implementada pelo Banco Central Europeu através de um conjunto de decisões para influenciar as taxas de juro e a disponibilidade de moeda em circulação, com a finalidade de afetar o consumo e o investimento de forma direta. O Banco Central Europeu é a autoridade responsável pela implementação da política monetária na área do

euro, cujo objetivo primordial, segundo o Tratado sobre o Funcionamento da União Europeia nos termos do artigo 127º nº 1, é manter a estabilidade de preços dos dezanove países¹ que fazem parte da área euro. Define-se quantitativamente o conceito de estabilidade de preços como o aumento homólogo do índice harmonizado de preços no consumidor para a área do euro num nível inferior, mas próximo, de 2%, no médio prazo.

Segundo o documento publicado pelo BCE (2011), a política monetária do Eurosistema² é definida pelo Conselho do BCE, executada pela comissão executiva do BCE e implementada de forma descentralizada pelos bancos centrais nacionais, incluindo o Banco de Portugal. O processo de decisão da política monetária é centralizado. Porém, todos os bancos centrais nacionais que fazem parte do Eurosistema podem contribuir para a mesma.

Ao tomar decisões com vista a estabelecer a política monetária, o Conselho do BCE, tem como referência a definição quantitativa de estabilidade de preços, a análise económica e a análise monetária dos riscos para a estabilidade de preços. A análise económica consubstancia-se numa análise da dinâmica de choques económicos, e tem como objetivo identificar os riscos de curto e médio prazo para a estabilidade de preços, centrando-se na avaliação da atividade real e das condições financeiras da economia, incluindo a elaboração de projeções económicas. Já a análise monetária debruça-se sobre tendências monetárias e tem como finalidade avaliar as tendências de médio e longo prazo da inflação, tendo em conta a estreita relação no longo prazo entre a quantidade de moeda e os níveis de preços. A análise monetária permite complementar, numa perspetiva de médio e longo prazo, as indicações de curto e médio prazo fornecidas pela análise económica.

¹ Alemanha, Áustria, Bélgica, Chipre, Eslováquia, Eslovénia, Estónia, Espanha, Finlândia, Grécia, Irlanda, Itália, Letónia, Lituânia, Luxemburgo, Malta, Países Baixos, Portugal.

² O Eurosistema é composto pelo BCE e pelos bancos centrais nacionais (BCN) dos Estados-Membros da UE cuja moeda é o euro.

Com base na análise dos dois pilares, i.e., a análise económica e a análise monetária, o Conselho do BCE decide qual o nível das taxas de juro de curto prazo necessário para manter a estabilidade de preços no médio prazo e procura influenciar as condições no mercado monetário nesse sentido. Esta intervenção é conseguida através da gestão das taxas de juro oficiais que são definidas pelo Conselho do BCE. Para alcançar o objetivo de nível de preços, o Conselho do BCE pode adotar medidas não convencionais, nomeadamente, a compra de ativos financeiros e a realização de operações de refinanciamento com características especiais. Devido aos diferentes instrumentos e intervenientes neste processo, existe um desfasamento temporal entre a implementação das medidas de política monetária e a verificação dos respetivos efeitos. Adicionalmente, a eficácia das medidas é condicionada pelo contexto económico e financeiro e pela evolução das expectativas dos agentes.

A política monetária é definida pelo Conselho do BCE através das taxas de juro oficiais de curto prazo do Eurosistema, taxas de juro a que o BCE cede e absorve liquidez no sistema bancário. Para o efeito, o Eurosistema utiliza como instrumentos as operações de mercado aberto, as facilidades permanentes e a imposição às instituições de crédito de constituição de reservas mínimas. Relativamente às decisões de política monetária, segundo o comunicado de decisões de política monetária de 10 de setembro 2020, o Conselho do BCE decidiu manter a taxa de juro aplicável às operações principais de refinanciamento e as taxas de juro aplicáveis à facilidade permanente de cedência de liquidez e à facilidade permanente de depósito permanecerão inalteradas em 0,00%, 0,25% e -0,50%, respetivamente. As taxas de juro mencionadas encontram-se inalteráveis desde o ano 2016, com exceção da taxa de juro aplicável à facilidade permanente de depósito que foi atualizada durante o ano 2019. De acordo com o mesmo comunicado o Conselho do BCE prevê que as taxas de juro diretas do BCE se mantenham nos níveis atuais ou em níveis inferiores até observar que as perspetivas de inflação estão a convergir de forma robusta no sentido de um nível próximo, de 2%.

Dado o contexto atual de pandemia global o Conselho do BCE anunciou nos comunicados de política monetária, um programa de compra de ativos devido a emergência pandémica com uma dotação total de 1.350 mil milhões de euros até ao final de junho 2021, prazo

que corresponde ao atual entendimento sobre a duração que a crise de coronavírus pode ter. O objetivo do programa é contribuir para a redução da restritividade da orientação geral da política monetária, ajudando, desse modo a contrair a deslocação em sentido descendente da inflação consequência da pandemia.

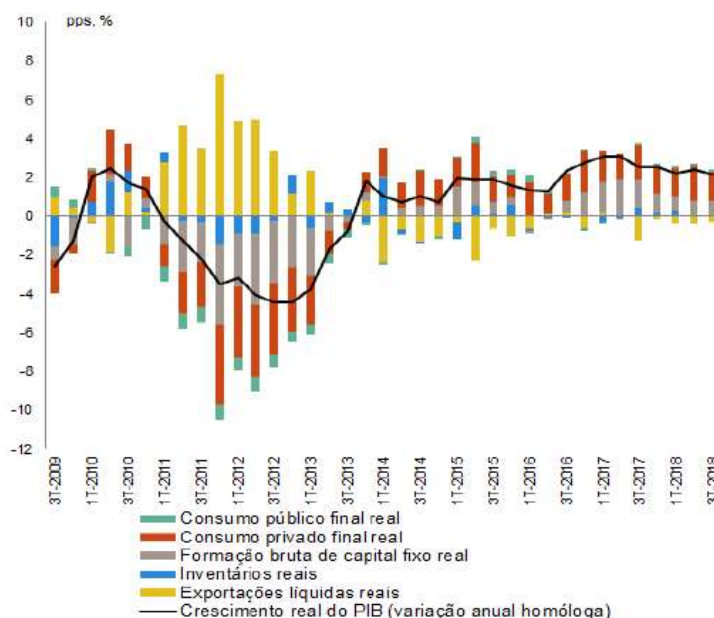
2.3. Realidade Económica e Mercado Acionista em Portugal

A conjuntura económica de um país influencia a expectativa dos investidores relativamente aos retornos do mercado bolsista, dado que o crescimento económico proporciona o acréscimo de lucros das empresas; e leva à consequente valorização do valor das ações. Tal sugere uma correlação positiva entre o preço das ações e o crescimento económico. Neste contexto, Duca (2007) analisa o sentido dos efeitos de causalidade entre o mercado de ações e o PIB das economias desenvolvidas. Através do teste de causalidade de Granger, proposto por Granger (1969), conclui que os preços das ações exercem influência no PIB. A amostra analisada inclui índices de mercado dos EUA, do Reino Unido, da França, da Alemanha e do Japão. Em todos os países analisados os retornos do mercado bolsista têm influência no PIB, com a exceção da Alemanha. Assim, é oportuno analisar a realidade económica de Portugal, país em estudo, e ressaltar os indicadores económicos pertinentes.

Segundo a Figura 1, o PIB real em Portugal teve um crescimento homólogo até 2009, ano marcado pela crise internacional provocada pela falência do banco *Lehman Brothers*. Regista-se em seguida uma queda abrupta deste indicador atingindo-se o seu valor mínimo em 2013, ano que coincide com os efeitos da crise da dívida soberana fruto dos desequilíbrios das contas públicas e externas. Os anos seguintes são de alguma recuperação da economia Portuguesa. Em particular, desde o primeiro trimestre de 2013 que o País assiste a crescimento real do PIB acima dos 2%. Esta realidade veio a sofrer uma alteração muito significativa a partir do final do primeiro trimestre de 2020, dado a maior redução da atividade económica do último século, resultado da atual pandemia global, Covid-19. De facto, a Tabela 1 releva que, em termos médios anuais, o PIB em Portugal deverá reduzir-se 9.5% em 2020. A mesma projeção aponta que a partir do

segundo semestre de 2020 a economia portuguesa deverá recuperar progressivamente e de forma mais marcada em 2021 e 2022.

Figura 1 - Contributos para o crescimento do PIB real



Fonte: Comissão Europeia, Documento de Trabalho dos serviços da Comissão – relatório relativo a Portugal 2019

Tabela 1- Projeções do Banco de Portugal: 2020-22

	% do PIB 2019	BCE JUNHO 2020			
		2019	2020	2021	2022
Produto interno bruto	100	2,2	-9,5	5,2	3,8
Consumo privado	64,1	2,2	-8,9	7,7	3,0
Consumo público	16,9	1,1	0,6	0,7	0,8
Formação bruta de capital fixo	18,3	6,3	-11,1	5,0	4,5
Procura interna	99,9	2,8	-8,2	6,0	2,9
Exportações	43,9	3,7	-25,3	11,5	11,2
Importações	43,8	5,2	-22,4	13,5	8,5
Contributo para o crescimento do PIB líquido de importações (em pp)					
Procura interna		1,5	-3,2	3,3	1,4
Exportações		0,7	-6,2	1,9	2,4
Emprego		0,8	-4,5	2,0	1,5
Taxa de desemprego		6,5	10,1	8,9	7,6
Balança corrente e de capital (% PIB)		0,9	0,3	0,3	0,3
Balança de bens e serviços (% PIB)		0,4	-0,5	-1,3	-0,5
Índice harmonizado de preços no consumidor		0,3	0,1	0,8	1,1

Fonte: Boletim Económico – Junho 2020 – Banco de Portugal

Relativamente ao investimento registou-se uma queda significativa em 2020 devido ao impacto da atual pandemia, segundo Banco de Portugal (2020). No entanto, a Tabela 1 sugere que o investimento deverá recuperar mais rapidamente do que em ciclos de crise anteriores, embora seja esperado que, em 2022, permaneça aquém dos níveis registados em 2019. A Tabela 1 também revela que as exportações de bens e serviços sugerem uma queda de 25,3% em 2020. A mesma fonte sugere, no entanto, que 2021 e 2022 serão marcados por crescimentos esta rubrica de 11.5% e 11.2%, respetivamente, ainda assim insuficientes para recuperar os valores de 2019. De salientar que a queda nas exportações reflete, sobretudo, uma descida muito acentuada das exportações de serviços associados ao turismo. Esta evolução desflorável da capacidade exportadora nacional irá influenciar a capacidade de financiamento da economia, medida pelo saldo conjunto da balança corrente e de capital, o qual deverá reduzir-se para 0,3% do PIB em 2020.

Tal como referido na Tabela 1, as projeções atuais apontam também para uma queda expressiva do emprego em 2020 (na casa dos 4,5%) e para um aumento significativo da taxa de desemprego (para cerca de 10,1%). É, no entanto, de ressaltar que cenário final que se viera verificar depende criticamente das políticas que vierem a ser adotadas no sentido de preservar o emprego e a liquidez das empresas.

A projeção do Banco de Portugal e a Tabela 1, relativamente ao índice harmonizado de preços em 2020 informa que deverá atingir o nível de 0.1%. Já nos anos anteriores, segundo os dados do Eurostat, a inflação diminuiu significativamente do nível 1.2% em 2018 ao nível 0.3% em 2019.

Em relação à evolução dos mercados financeiros e dos principais instrumentos financeiros, de acordo com o relatório publicado pela Comissão do Mercado de Valores Mobiliários (2020), em 2019 os principais índices acionistas apresentaram ganhos significativos, tendo o *PSI-20* acompanhado a tendência tendo valorizado 10,2%. Esta valorização é menos intensa do que verificada no principal índice de referência da Zona

Euro, *Eurostoxx600*³, o qual apreciou 23,2%. Dado a situação atual de pandemia global, o mercado financeiro português registou uma queda de 17.5% variação calculada entre 1 de janeiro e 1 de setembro 2020. Valerá a pena referir que o valor negociado em ações no mercado regulamentado *Euronext Lisbon* atingiu os 21 976 milhões de euros em 2019, algo que representa uma diminuição face ao ano anterior. Segundo os dados de CMVM, para o ano 2020, período de janeiro a agosto 2020 o valor negociado em ações no mercado ascende a 20 947,90 milhões de euros.

³ Eurostoxx600 é um índice financeiro com um número fixo de 600 componentes, de entre eles grandes, médias e pequenas empresas cotadas em 18 países da Europa. Os países que fazem parte do índice são Áustria, Bélgica, Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Islândia, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Holanda, Noruega, Portugal, Espanha, Suíça, Suécia e Reino Unido.

3. REVISÃO DA LITERATURA

A literatura empírica sobre a análise da relação entre a política monetária e os preços dos ativos do mercado acionista segue fundamentalmente duas abordagens diferentes, nomeadamente a estimação dos modelos vectoriais autoregressivos (VAR) e outros, como por exemplo os modelos EGARCH e GJR-GARCH.

3.1 Modelos VAR

Neri (2004) avaliou os efeitos dos choques exógenos da política monetária no mercado acionista utilizando o modelo estrutural VAR. O autor considera oito economias desenvolvidas (Espanha, Canada, Alemanha, França, Itália, Reino Unido, Japão, Estados Unidos), recorrendo a dados mensais. Estimou um modelo para cada um dos países de interesse, tendo concluindo que uma política monetária restritiva tem um efeito negativo e transitório sobre os preços do mercado acionista. Já Nóbrega (2016) estuda a influência da política monetária implementada pelo BCE no mercado acionista português, analisando o impacto da variação da taxa EONIA no índice *PSI-20* através de dois canais distintos. O primeiro versa sobre o efeito da taxa de juro EONIA na procura agregada e, consequentemente na bolsa portuguesa. O segundo canal tem por referência o efeito da taxa de juro EONIA nas obrigações de tesouro a um ano no *PSI-20*. Recorrendo ao modelo VAR e considerando um período temporal que vai desde 2002 a 2014, Nóbrega (2016) conclui que os dois canais são importantes, sugerindo que o relacionado com as obrigações do tesouro exerce um efeito de prazo mais curto relativamente ao canal da procura agregada.

Tavares (2011) analisa de que forma as decisões de política monetária tomadas pelo BCE afetam as principais variáveis macroeconómicas em Portugal com o recurso a um modelo autorregressivo VAR. Considera o período temporal de 1999 a 2010 e as variáveis: taxa de juro de curto prazo, preço das ações, a inflação, o PIB e o preço do imobiliário. Tavares (2011) modela as decisões de política monetária com base nas alterações da taxa de juro

de referência do BCE (*refi rate*), concluindo que um movimento nestas taxas tem um efeito contracionista imediato no preço das ações.

Antunes (2011) estuda a relação existente entre a volatilidade dos diversos índices bolsistas e as variações das taxas de juro, através de uma análise de sensibilidade. O estudo incidiu sobre índices bolsistas europeus *PSI 20*, *IBEX 35*, *CAC 40*, *DAX 30* e *FTSE 100*, e sobre a taxa de juro EURIBOR a seis meses, no período de Janeiro 1999 a Julho 2011. Os resultados encontrados não confirmaram qualquer relação estatisticamente significativa entre a taxa de juro e os índices bolsistas em estudo. No entanto, relativamente ao efeito de contágio, foi identificada uma causalidade bidirecional entre os índices *CAC 40* e o *DAX 30*, indiciando que o mercado francês influencia o mercado alemão e o alemão influencia o francês.

Em jeito de conclusão poder-se-á afirmar que a literatura empírica que recorre ao modelo VAR parece sugerir que os retornos do mercado bolsista respondem negativamente a aumentos da taxa de juro. É, no entanto, importante mencionar que o mercado bolsista tende a responder apenas residualmente às variações de política monetária. Esta situação prende-se com inúmeros fatores exógenos que têm a capacidade para influenciar os retornos do mercado bolsista.

3.2 Modelos Alternativos

Segundo Galebotswe e Thhalefang (2012), os modelos VAR produzem resultados enviesados, uma vez que são modelos de pequena escala. De facto, a teoria macroeconómica convencional prevê uma resposta rápida dos preços dos ativos a choques de política monetária, algo que o modelo VAR não consegue captar devidamente. Assim, são vários os autores que revisitam o tema em estudo empregando metodologias alternativas como sejam os modelos EGARCH e GJR-GARCH.

Bomfim (2003) recorre ao modelo EGARCH para estudar de que forma as alterações inesperadas da taxa de juro definida pelo Comité Federal de Mercados Abertos (FOMC) dos Estados Unidos afeta a volatilidade do mercado bolsista no curto prazo. As variáveis consideradas neste estudo são os anúncios esperados e inesperados de política monetária e o período temporal considerado aquele que vai de 1989 a 1998. Bomfim (2003) conclui que a volatilidade do mercado não apresenta alterações significativas no contexto de anúncios esperados de taxa de juro. Contrariamente, há evidência empírica de que anúncios que redundam num efeito surpresa afetam de forma estatisticamente significativa a volatilidade do mercado. Francesco (2008) estuda o efeito das políticas monetárias implementadas pelo BCE e o FED na volatilidade do índice bolsista italiano, *Mibtel*. Recorrendo ao modelo econométrico EGARCH e ao período temporal de 1999 a 2008, o autor conclui que uma política monetária expansionista tende a ter maior influência nos índices bolsistas do que o seu equivalente mais restritivo.

Bredin et al. (2007) analisaram o impacto da política monetária implementada pelo Banco Central do Reino Unido no retorno do índice bolsista principal do País, *FTSE100*. Os autores consideram ainda vários sub-índices de cariz industrial. Tendo por base uma amostra relativa ao período 1993-2004 e recorrendo a uma metodologia de decomposição da variância do erro, Bredin et al. (2007) revelam que as alterações da política monetária afetam significativamente o índice agregado, sendo o seu impacto nos sub-índices setoriais bastante heterogêneo.

Lükepohl e Netsunajev (2018) utilizaram o modelo autorregressivo de vetor estrutural com cointegração para estudar a relação entre a política monetária da área do euro e o mercado bolsista europeu, no período de 1999-2014. Dado a possibilidade de existência uma relação causal instantânea, foram consideradas restrições de identificação de longo-prazo para os choques estruturais e também heterocedasticidade (condicional) no termo de erro. O modelo indica que os choques contractionistas da política monetária levam a uma desaceleração de longo prazo dos preços das ações, sendo que a maior dificuldade é identificar os choques estruturais.

Cassola e Morana (2004) estudaram o papel do mercado bolsista no mecanismo de transmissão da política monetária na zona euro no período temporal do ano 1980 á 2000. Os autores recorrem aos modelos econométrico SVAR – modelo de vetores autoregressivos estrutural e SVECM – modelo de correção do erro do vetor estrutural para chegar a duas conclusões principais. Primeiro, que o mercado bolsista tem um papel importante no mecanismo de transmissão da política monetária na zona euro. Segundo, as políticas monetárias focadas na manutenção de estabilidade de preços no longo prazo podem contribuir para a estabilidade do mercado bolsista. Adicionalmente, Cassola e Morana (2004) mostram que não existe relação direta entre a inflação e o mercado bolsista e que os choques de produtividade contribuem para o efeito cíclico do mercado bolsista.

Em suma, os estudos que utilizam alternativas à metodologia VAR evidenciam que o mercado bolsista tem um papel relevante na transmissão da política monetária na zona euro. Por outro lado, estes artigos sugerem ainda que uma política monetária expansionista tende a ter maior impacto no mercado bolsista do que o seu equivalente restritivo.

3.3. Sumário da revisão da literatura

A literatura empírica analisada permite concluir que o mercado bolsista tem um papel relevante na transmissão da política monetária na zona euro, como também as políticas monetárias focadas na manutenção da estabilidade de preços no longo prazo contribuem para a estabilidade do mercado bolsista. Por outro lado, os *papers* analisados sugerem que existe uma forte resposta do mercado bolsista na alteração da política monetária, nomeadamente medidas de política monetária restritiva tem um efeito negativo na volatilidade dos retornos do mercado bolsista.

Dado que a literatura empírica se encontra focada no estudo das grandes economias como a dos Estados Unidos da América, Reino Unido entre outras, entendemos que será interessante estudar o efeito da política monetária nos retornos do índice principal português PSI-20. Assim segue a questão central de estudo que iremos dar resposta na

secção seguinte: qual é o impacto das decisões da Política Monetária implementada pelo BCE através da taxa de juro de referência na volatilidade dos rendimentos do mercado acionista em Portugal, medidos pelo índice *PSI 20*?

4. METODOLOGIA

4.1. Hipótese do estudo

O aumento de taxas de juro influencia o comportamento dos investidores, dado que o acréscimo das taxas de juro provoca dificuldade de planeamento e incertezas nos mercados, o que prejudica as empresas, os seus lucros e consequentemente os retornos das ações.

Atendendo que este trabalho estuda o impacto das decisões de política monetária implementada pelo Banco Central Europeu nos retornos diários no índice bolsista português, *PSI-20*, é estimado um modelo econométrico autoregressivo exponencial de heteroscedasticidade condicional generalizada (EGARCH) introduzido por Nelson (1991) e o modelo de heteroscedasticidade condicional auto-regressiva generalizada de Glosten-Jagannathan- Runkle (GJR - GARCH) de Glosten et al (1993), recorrendo ao software *EViews11*.

Neste sentido, a hipótese de investigação que os modelos acima referidos pretendem analisar é a seguinte:

Hipótese: Choques negativos na taxa de juro têm maiores efeitos no índice *PSI-20* que os choques positivos de idêntica magnitude, sugerindo evidência de efeitos assimétricos.

Francesco (2008) inclui a presente hipótese na sua investigação. O aumento da taxa de juro corresponde a “má notícia” que tem a possibilidade de aumentar a volatilidade enquanto a diminuição da taxa de juro, uma “boa notícia”, a pode diminuir, sugerindo a evidência dos efeitos assimétricos.

4.2. Base de dados

As decisões de política monetária passam a ser definidas e implementadas pelo BCE em 1999. Porém a moeda oficial, o euro, entrou em circulação nos países membros em 2002, correspondendo ao início do período em análise. As séries temporais utilizadas são discretas com frequência diária, de 1 de janeiro 2002 a 31 de dezembro 2019.

As informações relativas aos anúncios de política monetária foram obtidas no site oficial do BCE. Durante o período de análise, o Conselho do BCE efetuou um total de 197 comunicados, dos quais 29 representam alterações da taxa de juro das principais operações de refinanciamento, 18 correspondem a diminuições de taxa de juro enquanto que 11 correspondem a comunicados de aumentos da taxa de juro, conforme a informação apresentada na Tabela 2. Segundo a amostra disponível, durante o período de análise, o Conselho de BCE apresentou um maior número de comunicados de diminuição das taxas de juro do que o número de comunicados de aumento das taxas de juro.

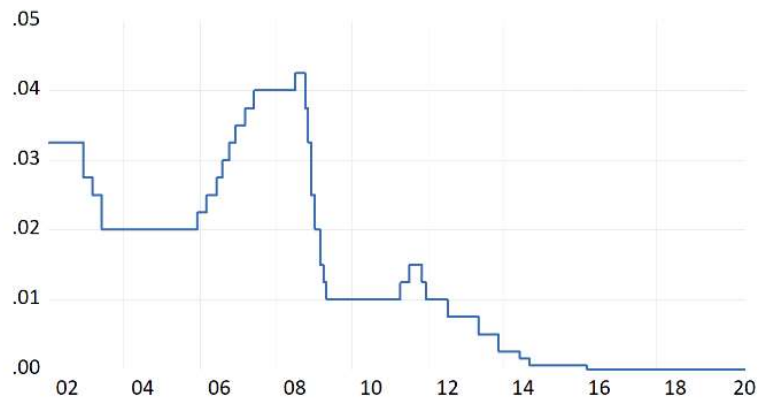
Tabela 2 - Comunicados de Política Monetária pelo BCE

	Comunicados	Aumentos	Diminuições	Sem Alteração
Nº	197	11	18	168
%	100%	5.58%	9.09%	85.28%

Fonte: Elaboração Própria

A Figura 2 representa graficamente a evolução da taxa de juro de referência *Mro Rate* implementada pelo Banco Central Europeu. A representação sugere que a taxa de juro implementada pelo BCE tem uma tendência decrescente. Desde 2016 que a taxa permanece inalterada ao nível de 0%.

Figura 2 - Taxa de Juro aplicável às principais operações de refinanciamento - Mro Rate – Evolução



Fonte: *Eviews*

Os dados referentes ao *PSI-20* foram obtidos no site oficial da *Euronext*. Determinou-se o logaritmo de *PSI-20*, uma vez que ao nível de variabilidade o logaritmo torna as variações mais suaves. Os retornos do índice bolsista são calculadas através da seguinte expressão:

$$r_t = \ln(PSI20) - \ln (PSI20)_{t-1}.$$

4.3 Modelo EGARCH

A volatilidade representa uma característica fundamental nos mercados financeiros e o modelo econométrico que mais adequado para a modelização da volatilidade das series temporais é o modelo ARCH – *autoregressive conditional heteroskedasticity* introduzido por Engle (1982). Uma extensão deste modelo foi proposta por Bollerslev (1986) que originou os modelos GARCH. Estes modelos apresentam uma especificação semelhante aos modelos ARCH, mas permitem que a variância condicional varie não apenas em função dos termos de erro de períodos anteriores, mas também em função da variabilidade passada. Segundo Henriques (2015), os modelos GARCH referidos anteriormente apresentam duas limitações relevantes: não é possível captar a influência assimétrica de choques nos de séries financeiras, e exigem a imposição de condições de não negatividade aos coeficientes do modelo para garantir a não negatividade da variância.

Para colmatar as limitações anteriormente referidas Nelson (1991) desenvolveu o modelo EGARCH. O modelo é desenvolvido com o fim de ter a capacidade de descrição das diferentes respostas da taxa de rendibilidade aos choques positivos e negativos, sem necessidade de qualquer restrição paramétrica. O facto de se modelizar o logaritmo da variância condicional garante sempre a positividade pelo que não há necessidade de se impor restrições de não negatividade sobre os parâmetros do modelo. Acresce ainda o facto de o modelo EGARCH permitir considerar os efeitos assimétricos.

De forma genérica a variância condicional do modelo EGARCH pode ser caracterizada pela seguinte equação:

$$\ln(\sigma_t^2) = c + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left[\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (1)$$

Onde, c é o valor da constante; σ_t^2 é a variância condicional em t ; β , α , γ são coeficientes; e $\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}}$ representa o termo de erro.

O coeficiente γ representa a assimetria dos choques. Se $\gamma=0$, os choques positivos e negativos têm o mesmo efeito sobre a volatilidade, ou seja, o impacto é simétrico. Se $\gamma \neq 0$, os impactos são assimétricos. Nesses casos, se $\gamma < 0$, os choques negativos aumentam a volatilidade mais do que os choques positivos.

Para estimar a volatilidade do índice bolsista, é necessário estimar também equação da média condicional. É apropriado, utilizar o modelo AR (1) para determinar a equação da média do índice *PSI-20*, dado que a serie temporal apresenta dependência nalguns termos sucessivos, que é caracterizada pela seguinte equação:

$$r_t = c + r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Onde, r_t representa o índice bolsista no período temporal t ; r_{t-1} representa o índice bolsista português no período temporal $t-1$; c é a constante; e ε_t é o termo de erro.

4.4 Modelo GJR -GARCH

O modelo de heterocedasticidade condicional auto-regressiva generalizada de Glosten – Jagannathan – Runkle, foi desenvolvido por Glosten et.al (1993), sendo o principal objetivo do modelo é captar assimetria na volatilidade.

O modelo é dado pela seguinte expressão:

$$\sigma_t^2 = c + \beta u_{t-1}^2 + \gamma \sigma_{t-1}^2 + \alpha u_{t-1}^2 I_{t-1} \quad (3)$$

Em que, I_{t-1} é a variável *dummy* que será igual a 1 quando o termo de erro satisfizer a seguinte condição $u_{t-1} < 0$ e, será 0, se contrário $u_{t-1} \geq 0$; c é o valor da constante; σ_t^2 é a variância condicional em t ; β , α , γ são coeficientes; e u_{t-1}^2 representa o termo de erro.

Se $\alpha > 0$, verifica-se o efeito de assimetria, um choque negativo de taxa de juro tem um efeito superior na volatilidade em comparação com um choque positivo de igual magnitude.

Para estimar a volatilidade é necessário estimar equação da média condicional, nomeadamente utilizamos o modelo AR (1) que é caracterizada pela seguinte equação:

$$r_t = c + r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Onde, r_t representa o índice bolsista no período temporal t ; r_{t-1} representa o índice bolsista português no período temporal $t-1$; c é a constante; ε_t é o termo de erro⁴.

⁴ Foram testadas várias especificações e as equações da média e da variância em ambos os modelos. A utilização dos critérios AIC e BIC sugerem a adequação da especificação autoregressiva de ordem 1 para ambas as equações nos dois modelos.

4.5 Estatísticas Descritivas

A análise das medidas descritivas dos retornos do índice bolsista *PSI-20*, pode ser realizada através da Tabela 3. Para obtenção dos resultados para a análise, recorreu-se a amostra disponível de 4600 observações.

Tabela 3 - Estatísticas descritivas das variáveis em estudo

	$\ln(PSI20) - \ln(PSI20)_{t-1}$
<i>Média</i>	-0.000840
<i>Mediana</i>	0.000256
<i>Máximo</i>	0.101959
<i>Mínimo</i>	-0.103792
<i>Desvio-Padrão</i>	0.011518
<i>Assimetria</i>	-0.266641
<i>Curtose</i>	9.95224
<i>Jaque- Bera</i>	9318.413
<i>P-value</i>	0.000000
<i>Amostra – n° de observações</i>	4600

Fonte: *Eviews* (Elaboração Própria)

Segundo a Tabela 3, observa-se que a média e desvio-padrão dos retornos do índice *PSI-20* apresentam valores perto de zero.

Para complementar a análise da distribuição, analisa-se a assimetria e a curtose. O coeficiente de assimetria mede o grau de afastamento que uma distribuição apresenta do seu eixo de simetria. Um valor negativo indica que a distribuição é assimétrica negativa onde a cauda do lado esquerdo da função densidade de probabilidade é maior que a do lado direito. Um valor positivo indica que a distribuição é assimétrica positiva, indicando que a cauda do lado direito é maior que a do lado esquerdo. Um valor nulo indica que a

distribuição é simétrica, indicador de distribuição normal. A distribuição *PSI-20* apresenta uma distribuição assimétrica negativa o que indica que a cauda esquerda da função densidade probabilidade é mais longa do que o lado direito.

A curtose é uma medida que permite verificar o grau de achatamento da curva da função de distribuição probabilidade. A distribuição pode ser leptocúrtica, platicúrtica ou mesocúrtica. O valor da curtose da distribuição do índice *PSI-20* é superior a 3, o que indica que a distribuição é leptocúrtica, dado que função de distribuição possui a curva da função de distribuição mais afinada com um pico mais alto do que a distribuição normal, afastando a existência de distribuição normal.

Para confirmar a tendência do afastamento das distribuições de rendimentos relativamente a uma distribuição normal, recorre-se ao teste à normalidade de *Jarque-Bera*, porposto por Jarque- Bera (1981). O teste é dado pela seguinte expressão:

$$JB = n \left(\frac{s^2}{6} + \frac{(k - 3)^2}{24} \right) \quad (5)$$

Onde, N é o número de observações da série; s é o coeficiente de assimetria; k é o coeficiente da curtose.

Sendo que,

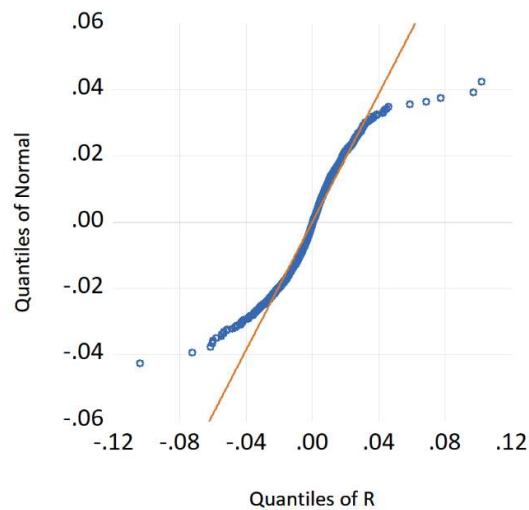
H_0 : o termo de erro apresenta uma distribuição normal;

H_1 : o termo de erro não apresenta uma distribuição normal.

Segundo a informação da Tabela 3 e Anexo A o resultado do teste de *Jarque-Bera* é 9.318,413. Dado que o valor-p associado ao valor da estatística amostral é nulo, podemos rejeitar a hipótese nula de que o termo de erro apresenta uma distribuição normal.

Os dados de estatística descritiva relativos a curtose, assimetria e o teste de *Jarque-Bera* para os retornos de *PSI-20* leva-nos a concluir que os valores são diferentes dos valores expectáveis numa distribuição normal. Para apoiar a rejeição de distribuição normal, a Figura 3 representa os quantis dos retornos do mercado bolsita *PSI-20* em relação a distribuição normal, observamos que os retornos do mercado bolsista não seguem a linha vermelha, levando assim à rejeição da hipótese de distribuição normal, tal como é confirmado pelo teste de *Jarque-Bera*.

Figura 3 - Quantis Distribuição Normal



Fonte: *Eviews* (Elaboração Própria)

5. ESTIMAÇÃO DOS MODELOS DE VOLATILIDADE CONDICIONADA

Para proceder com a estimação dos modelos de volatilidade, em primeiro lugar é necessário verificar os pressupostos fundamentais de estacionariedade, inexistência de autocorrelação e modelação da média dos retornos e análise da heteroscedasticidade.

5.1 Verificação dos pressupostos

- Estacionariedade

O estudo da estacionariedade é necessária para garantir uma base sólida na construção do modelo, a partir do qual se irão obter resultados fidedignos. Para testar a estacionariedade das séries, são aplicados os testes de raízes unitárias. Vamos realizar os testes *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) proposto por Dickey e Fuller (1979), *Phillips Perron* (PP) desenvolvido por Phillips e Perron (1989) e *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPPS) proposto por Kwiatkowski et al. (1992).

O teste ADF é apresentada com a seguinte expressão, a regressão para a variável:

$$\Delta r_t = \omega + \delta t + (\rho - 1)r_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Onde, r_t é a primeira diferença dos retornos do PSI-20; $\omega + \delta t$ é a tendência determinística; ρ é o coeficiente de auto-regressão da variável y_{t-1} ; λ_i é o conjunto dos coeficientes das diferenças desfasadas de Δy_t ; ε_t é a variável aleatória.

Sendo que,

H_0 : A série é não estacionária;

H_1 : A série é estacionária;

Considera-se um nível de significância (α) de 5%, com a seguinte regra de decisão: se o valor-P $< \alpha$ a decisão é de rejeitar H_0 ; se o valor P $> \alpha$ a decisão é de não rejeitar H_0 .

O teste PP considera uma regressão idêntica e é uma generalização do teste de ADF. O teste baseia-se na estimação da seguinte expressão:

$$\Delta r_t = \omega + \delta t + (\rho - 1)r_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Onde, Δr_t é a primeira diferença dos retornos do PSI-20; $\omega + \delta t$ é a tendência determinística; ρ é o coeficiente de auto-regressão da variável y_{t-1} ; λ_i é o conjunto dos coeficientes das diferenças desfasadas de Δy_t ; ε_t é a variável aleatória.

As hipóteses para a decisão são as seguintes:

H_0 : A série é não estacionária;

H_1 : A série é estacionária;

Considera-se um nível de significância (α) de 5%, com a seguinte regra de decisão: se o valor-P $< \alpha$ a decisão é de rejeitar H_0 ; se o valor P $> \alpha$ a decisão é de não rejeitar H_0 .

O teste KPSS é um teste de multiplicadores de Lagrange (LM) que se baseia na representação em componentes da sucessão cronológica e em que o processo gerador de dados é representado através do seguinte modelo:

$$y_t = \mu t + z_t + u_t \tag{8}$$

$$z_t = z_{t-1} + \varepsilon_t$$

Onde, y_t é o processo estacionário em tendência puro; μt é a tendência determinística; z_t é o caminho aleatório; u_t é a variável residual estacionária; ε_t é o termo de erro.

Para o teste KPSS, a regra de decisão prende-se com a região crítica. Se o valor da estatística de teste é menor que o valor crítico da distribuição para um nível de significância de 5%, a decisão é de não rejeitar a hipótese nula.

Sendo que,

H_0 : A série é estacionária

H_1 : A série é não estacionária

Tabela 4 - Testes de raízes unitárias para a variável - retornos PSI-20

Teste ADF		Teste PP		Teste KPSS		
$\alpha = 5\%$		$\alpha = 5\%$		$\alpha = 5\%$		
Valor- p do coeficiente de interesse	Decisão	Valor- p do coeficiente de interesse	Decisão	Estatística de Teste do coeficiente de interesse	Valor Crítico	Decisão
0.0001	Rejeita H0	0.0001	Rejeita H0	0.093978	0.463	Não Rejeita H0

Fonte: Elaboração Própria

Os resultados dos testes de raízes unitárias da variável em estudo $\ln(PSI20) - \ln(PSI20)_{t-1}$, segundo a Tabela 4 e os resultados dos testes apresentados no Anexo B, C e D, sugerem que os retornos são estacionários.

- **Autocorrelação**

Uma característica comum das séries temporais é a existência de autocorrelação. A Figura 4 representa o correlograma dos retornos do índice PSI-20, e os valores da estatística Q , que permite a realização do teste de *Ljung-Box*, proposto por Ljung e Box (1978). Seguem as hipóteses do teste:

H_0 : Ausência de autocorrelação;

H_1 : Existência de autocorrelação;

Os resultados apresentados no Anexo E sugerem a existência de autocorrelação de 1ª ordem, o que conduz à rejeição da hipótese nula, para qualquer nível de significância. O resultado sugere que os retornos são correlacionados, ou seja, uma relação entre o retorno de um período t se o retorno dos períodos anteriores.

- **Modelação da média dos retornos e análise de heteroscedasticidade**

Concluindo-se acerca da existência de autocorrelação de 1ª ordem, procede-se à modelação da média dos retornos através de um modelo autoregressivo de ordem 1, ou seja, AR(1), dado por:

$$r_t = \beta_0 + \beta_1 r_{t-1} + u_t, \quad u_t \sim IID(0, \sigma^2) \quad (9)$$

Onde r_t representa o retorno no período t ; β_0 e β_1 são parâmetros do modelo; e u_t o termo de erro. O resultado da modelação da média dos retornos é apresentado no Anexo F.

Para testar a presença de heteroscedasticidade, é realizado o teste ARCH-LM de Engle (1982). Seguem as hipóteses do teste:

H_0 : Não existe heteroscedasticidade condicionada;

H_1 : Existe heteroscedasticidade condicionada;

Os resultados do teste ARCH-LM, apresentado na Tabela 5 e que resulta do output apresentado no Anexo G, sugere que o valor da estatística teste é estatisticamente significativo, o que conduz à rejeição da hipótese nula, e à evidência sobre a existência de heteroscedasticidade condicionada.

Tabela 5 - Teste ARCH-LM aplicado às rendibilidades do PSI 20 no período de 01/01/2002 a 31/12/2019

	Estatística F	Estatística χ^2
Teste <i>ARCH-LM</i>	171.795***	165.6769***

Fonte: Resultados obtidos através do software *EViews*

Nota: *** significativo para um nível de significância inferior a 1%.

Atendendo ao resultado do teste anterior, o procedimento de modelação dos retornos do PSI-20 atende agora à estimação de um modelo GARCH, cuja equação de modelação da variância obedece à seguinte especificação:

$$\sigma_t^2 = c + \beta u_{t-1}^2 + \gamma \sigma_{t-1}^2 \quad (10)$$

Onde, c é o valor da constante; σ_t^2 é a variância condicional em t ; β, γ são coeficientes.

O output da estimação do modelo GARCH, encontra-se apresentado no Anexo H. Confirma-se a presença de efeitos GARCH, dada a significância estatística do coeficiente correspondente, γ .

- **Teste de assimetrias na volatilidade**

Engle e Ng (1993) propuseram o teste de assimetria na volatilidade, conhecido como teste de sinal e de viés. O teste tem a finalidade de determinar efeitos de *leverage* através de uma regressão dos resíduos padronizados, assim determinar que modelos GARCH, simétricos ou assimétricos, melhor se ajustam aos dados.

A regressão de teste é dada pela seguinte expressão:

$$\hat{u}_t^2 = \varphi_0 + \varphi_1 S_{t-1}^- + \varphi_2 S_{t-1}^- u_{t-1} + \varphi_3 S_{t-1}^+ u_{t-1} + v_t \quad (11)$$

Onde, \hat{u}_t é a série dos resíduos resultantes da estimação do modelo GARCH anterior; S_{t-1}^- é uma variável *dummy* que tem o valor de 1 se $\hat{u}_{t-1} < 0$, e de 0 se $\hat{u}_{t-1} \geq 0$; $\varphi_0, \varphi_1, \varphi_2, \varphi_3$ são parâmetros do modelo; v_t é o termo de erro.

Seguem as hipóteses do teste:

H_0 : Ausência de efeitos assimétricos;

H_1 : Existência de efeitos assimétricos;

Os resultados do teste de assimetrias na volatilidade apresentados na Tabela 6 e no Anexo I, sugerem que os parâmetros φ_2 e φ_3 são estatisticamente significativos. O resultado permite a rejeição da hipótese nula e averiguamos a existência de efeitos assimétricos, ou seja, averiguamos a presença de viés tamanho, onde o sinal e a magnitude do choque são igualmente relevantes.

Tabela 6 - Teste de assimetrias na volatilidade

φ_0	0.0000623*** (0.0000109)
φ_1	-0.0000236 (0.0000161)
φ_2	-0.014350*** (0.000953)
φ_3	0.005328*** (0.001034)

Fonte: *Eviews*

Nota: *** significativo para um nível de significância inferior a 1%;
Erros-padrão em parenteses.

5.2 Análise dos Resultados

Na presente dissertação, estimou-se o modelo EGARCH e GJR GARCH para avaliar a influência da política monetária implementada pelo BCE nos retornos do índice bolsista português PSI-20. A estimação dos modelos mencionados é adequada para o presente estudo, atendendo a que os dados da série temporal sugerem que os retornos do índice bolsista contém informação importante para estimar os retornos futuros, ou seja os retornos do índice bolsista do tempo t são influenciados por $t-1$ e que a volatilidade dos retornos não é constante. Acresce ainda a existência de evidência acerca de efeitos assimétricos de choques positivos e negativos sobre a volatilidade dos retornos. Assim, estimamos as equações da média e variância condicional para obter os resultados pretendidos. A Tabela 6 apresenta os resultados da estimação do modelo EGARCH(1,1) e GJR GARCH (1,1):

Tabela 7 - Resultados da estimação do modelo EGARCH (1,1) e GJR GARCH (1,1)

	EGARCH	GJR GARCH
Média		
Constante	0.000203 (0.000119)	0.000233 (0.000129)
r_{t-1}	0.084708*** (0.01488)	0.090428*** (0.015094)
Variância		
Constante	-0.410353*** (0.032723)	0.00000205*** 0.000000226
β	0.185465*** (0.012401)	0.40375*** (0.007496)
γ	-0.087369*** (0.007537)	0.120061*** (0.011624)
α	0.971255*** (0.002884)	0.882067*** (0.007700)

Fonte: *Eviews*

Nota: *** significativo para um nível de significância inferior a 1%.

Erros-padrão em parênteses.

Com a estimação do modelo EGARCH, resultado apresentado no Anexo J, foi obtida a seguinte estrutura estimada para a média:

$$r_t = 0.000203c + 0.084708r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Podemos concluir que os valores estimados na equação da média sugere que os retornos do índice bolsista PSI-20 são predominantemente influenciados pelos seus retornos anteriores.

A estrutura estimada da equação da variância é dada pela seguinte expressão:

$$\begin{aligned} \ln(\sigma_t^2) = & -0.410353 + 0.185465 \ln(\sigma_{t-1}^2) - 0.087369 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \\ & + 0.971255 \left[\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \end{aligned} \quad (13)$$

O resultado sugere que o parâmetro γ é estatisticamente significativo;

A equação da variância condicional demonstra um efeito assimétrico para o índice bolsista PSI-20, dado que o resultado da estimação do coeficiente de assimetria γ é diferente de zero, negativo e estatisticamente significativo, sugere que as más notícias tem um efeito significativo na volatilidade dos retornos em comparação com as boas notícias. Assim, uma diminuição de taxa de juros dos anuncios de política monetária tem um efeito significativo da volatilidade dos retornos do índice bolsista de PSI-20.

A estimação da média condicional para o modelo GJR GARCH, de acordo com o Anexo K obteve-se a seguinte estrutura:

$$r_t = 0.000233c + 0.090428 r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

O resultado sugere que a variável r_{t-1} é estatisticamente significativa.

A estimação da variância condicional para o modelo GJR GARCH permitiu obter a seguinte estrutura:

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 = & 0.00000205 + 0.040375 u_{t-1}^2 + 0.120061 \sigma_{t-1}^2 \\ & + 0.882067 u_{t-1}^2 I_{t-1} \end{aligned} \quad (15)$$

O parâmetro γ é estatisticamente significativo e positivo, o que sugere que as “más notícias” tem um efeito superior na volatilidade dos retornos do PSI 20 comparativamente com as “boas notícias”. O modelo GJR GARCH estimou o coeficiente no valor de 0.120061, que representa a diferença entre as notícias no *PSI-20*.

Por fim através da estimação do modelo EGARCH e GJR GARCH podemos concluir a evidência de efeitos assimétricos no índice *PSI-20*. Dado que, os anúncios negativos do BCE relativamente à taxa de juro têm um efeito maior que os anúncios positivos na volatilidade do índice, assim confirma-se a hipótese do trabalho.

6. CONCLUSÃO

A influência da política monetária na volatilidade dos retornos do mercado bolsista tem sido objeto de estudo pelos agentes económicos e comunidade académica. Os estudos pioneiros na presente temática são Becher et al. (2008), Bernanke e Kutner (2004) e Bomfim (2003).

Para estudar a influência da política monetária na volatilidade recorreu-se ao modelo EGARCH e GJR GARCH, os resultados realçam existência de significância e presença de assimetria na volatilidade do índice bolsista *PSI-20*, dado que os choques negativos na taxa de juro têm maiores efeitos que os choques positivos de idêntica magnitude.

A estimação dos modelos EGARCH e GJR GARCH, permitiu concluir que existe correlação entre os retornos de momentos consecutivos e que os retornos apresentam uma volatilidade não constante, a qual é influenciada de forma assimétrica por choques negativos na taxa de juro, decorrentes das decisões do BCE.

As limitações do presente estudo é o facto do Conselho de BCE manter as taxas de juro inalteráveis desde ao ano 2016, no nível de 0%.

7. BIBLIOGRAFIA

Antunes, M.A (2011), *Os Efeitos Das Variações das Taxas de Juro na Volatilidade dos Mercados Bolsistas*, Tese de Mestrado - Instituto Politécnico de Lisboa - Instituto Superior de Contabilidade e Administração – ISCAL

Banco Central Europeu (2011) Documentação Geral Sobre os Instrumentos e Procedimentos de Política Monetária do Eurosistema. A Execução da Política Monetária na área Euro, *Jornal Oficial da União Europeia*, L331, 8-11 Disponível em :
<https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/gendoc201109pt.pdf?a6565056dd6dd017711a48157cbc13f1> (acedido a 11/01/2020)

Banco Central Europeu (2020) *Decisões de Política Monetária – 10 de setembro 2020*. Disponível em:
<https://www.ecb.europa.eu/press/pr/date/2020/html/ecb.mp200910~f4a8da495e.pt.html> (acedido em 25 de Setembro 2020)

Banco de Portugal (2020) *Boletim Económico - Junho 2020*, Lisboa, Departamento de Estudos Económicos.

Banco de Portugal (2020) *Relatório da Implementação da Política Monetária*, Lisboa, Departamento de Mercados e Gestão de Reservas.

Becher, D. A., Jensen, G. R., & Mercer, J. M. (2008). *Monetary policy indicators as predictors as predictors of stock returns*. *Journal of Financial Research*, 31(4), 357–379.

- Bera, A. K. e Jarque, C. M. (1981) *An Efficient Large-sample Test for Normality of Observations and Regression Residuals*, Australian National University Working Papers in Econometrics 40, Canberra
- Bernanke, B. S., & Kuttner, K. N. (2004). *What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy?*. *The Journal of finance*, 60(3), 1221-1257.
- Bollerslev, T. (1986) *Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*, *Journal of Econometrics* 31, 307–27.
- Bomfim A.N. (2003), *Pre-announcement effects, news effects, and volatility: Monetary policy and the stock market*, *Journal of banking and Finance*, Vol. 27, 133-151.
- Bredin D., Hyde S., Nitzsche D., O'Reilly G. (2007), *UK Stock Returns and the Impact of Domestic Monetary Policy Shocks*, *Journal of Business & Accounting*, 34(5) & (6), 872-888.
- Cassola, N. and Morana, C. (2004). *Monetary policy and the stock market in the euro area*, *Journal of Policy Modeling* 26(3), 387 - 399.
- Comissão de Mercado de Valores Mobiliários (2020) *Estatísticas Periódicas* <https://www.cmvm.pt/pt/Estatisticas/EstatisticasPeriodicas/IndicadoresMensaisDoMercadoDeCapitaisPortugues/Pages/agosto2020.aspx> (acedido em 25 de Setembro 2020).
- Comissão do Mercado de Valores Mobiliários (2020) *Relatório sobre os Mercados de Valores Mobiliário 2019*, Lisboa.

Comissão Europeia (2019) *Documento de Trabalho dos Serviços da Comissão - Relatório relativo a Portugal de 2019 que inclui a apreciação aprofundada da prevenção e correção dos desequilíbrios macroeconómicos*, Bruxelas, Comissão Europeia.

Dickey, D. A. e Fuller, W. A. (1979) *Distribution of Estimators for Time Series Regressions with a Unit Root*, Journal of the American Statistical Association 74, 427–31.

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

Engle, R. F. (1982) *Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation*, Econometrica 50(4), 987–1007

Engle, R. F. e Ng, V. K. (1993) *Measuring and Testing the Impact of News on Volatility*, Journal of Finance 48, 1749–78

EUROPEIA, U. (2016). *Tratado sobre o Funcionamento da União Europeia (TFUE)*. Artigo 127º.

Francesco, G. (2008). *European Central Bank and Federal Reserve USA: monetary policy effects on the returns volatility of the Italian Stock Market Index Mibtel*. Tese de Doutoramento. Marche Polytechnic University, P.le Martelli, 8 60121 Ancona (Italy).

- Galebotswe, O., & Tlhalefang, J. B. (2012). *Monetary policy shocks and stock returns reactions: Evidence from Botswana*. Botswana journal of economics, 10(14), 79-108.
- Glosten, L. R., Jagannathan, R. e Runkle, D. E. (1993) *On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks*, The Journal of Finance 48(5), 1779–801
- Granger, C. W. J. (1969). *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods*. Econometrica. 37 (3): 424–438.
- Henriques, D. S (2015), *Assimetria na Volatilidade – O impacto das Más Notícias nas Rendibilidades do PSI 20*, Tese de Mestrado - Instituto Politécnico de Lisboa - Instituto Superior de Contabilidade e Administração – ISCAL.
- Ljung, G. M. e Box, G. E. P. (1978) *On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models*, Biometrika 65(2), 297–303
- Lütkepohl, H., & Netšunajev, A. (2018). *The relation between monetary policy and the stock market in Europe*. Econometrics, 6(3), 36.
- Nelson D.B. (1991), *Conditional Heteroschedasticity in Asset Returns: A new Approach*, Econometrica, 59(2), pp. 347-370.
- Neri, S. (2004). *Monetary policy and stock prices: theory and evidence*. Economic working papers 513, Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area.

Nóbrega, I. D. G. (2016). *Impacto da política monetária no mercado acionista em Portugal: uma abordagem através de dois canais distintos*. Tese de mestrado. ISCTE - Instituto Universitário de Lisboa.

Perron, P. (1989) *The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis*, *Econometrica* 57, 1361–401

Tavares, P. A. (2011). *Impacto da política monetária nas principais variáveis macroeconómicas em Portugal*. Tese de mestrado em Finanças. ISCTE - Instituto Universitário de Lisboa.

Wiatkowski, D.; Phillips, P. C. B.; Schmidt, P.; Shin, Y. (1992). *Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root*. *Journal of Econometrics*. 54 (1–3): 159–178

8. APÊNDICES

8.1. Apêndice 1

Estudo	Base de Dados - Período Amostra	País em Estudo	Tipo de análise de dados	Resultados	
				Determinantes investigadas	Relação com o mercado bolsista
Neri (2004)	Anterior ao ano 2002 (variável)	Espanha, Canada, Alemanha, França, Itália, Reino Unido, Japão, Estados Unidos	VAR	O efeito da política monetária	Todos os países apresentam significância estatística com exceção de França
Nóbrega (2016)	2002 - 2014	Portugal	VAR	A variação da taxa de juro (instrumento – taxa dos Bilhetes do Tesouro)	Sem Significância Estatística
				A variação da taxa de juro (instrumento – procura agregada)	Sem Significância Estatística
Tavares (2011)	1999 - 2010	Portugal	VAR	Efeito da taxa de juro	Sem Significância Estatística
Antunes (2011)	1999 - 2011	Portugal, Espanha, França, Alemanha, Reino Unido	VAR	Impacto da taxa de juro	Sem Significância Estatística

Estudo	Base de Dados - Período Amostra	País em Estudo	Tipo de análise de dados	Resultados	
				Determinantes investigadas	Relação com o mercado bolsista
Bomfim (2003)	1989 - 1998	Estados Unidos da América	GARCH	O efeito de política monetária através de anúncios esperados	Sem Significância Estatística
				O efeito de política monetária através de anúncios inesperados, efeito surpresa	Estatisticamente significativo
Francesco (2008)	1999 - 2008	Itália	EGARCH	O impacto do aumento de taxa de juro (BCE)	Sem Significância Estatística
				O impacto da diminuição de taxa de juro (BCE)	Estatisticamente significativo
				O impacto do aumento de taxa de juro (FED)	Sem Significância Estatística
				O impacto da diminuição de taxa de juro (FED)	Sem Significância Estatística
Bredin et al. (2007)	1993 - 2004	Reino Unido	Decomposição da variância do erro	Impacto da política monetária UK	Estatisticamente significativo
Lükepohl e Netsunajev (2018)	1999 - 2014	Área Euro	VECM	Impacto da taxa de juro	Estatisticamente significativo

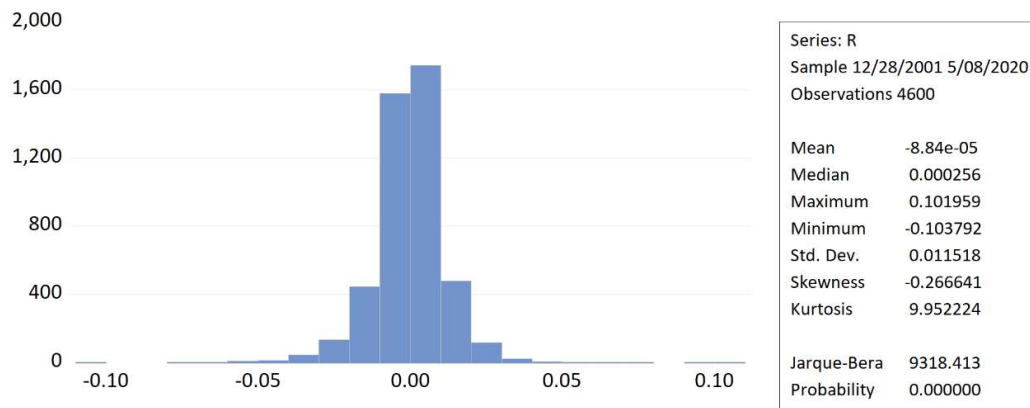
Estudo	Base de Dados - Período Amostra	País em Estudo	Tipo de análise de dados	Resultados	
				Determinantes investigadas	Relação com o mercado bolsista
Cassola e Morana (2004)	1980 - 2000	Área Euro	SVAR (modelo de vetores autoregressivos estrutural) / SVECM – Modelo de correção de erro vetorial estrutural	Política monetária	Estatisticamente significativa
				Inflação	Sem Significância Estatística
				Choques produtividade (PIB)	Estatisticamente significativa

Síntese dos Estudos Empíricos – elaboração própria

9. ANEXOS

Anexo A - Estatísticas descritivas das variáveis em estudo

$$r_t = \ln(PSI20) - \ln(PSI20)_{t-1}.$$



Anexo B - Testes de Raízes Unitárias - ADF

Null Hypothesis: R_B has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=31)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-67.42796	0.0001
Test critical values: 1% level	-3.431589	
5% level	-2.861973	
10% level	-2.567043	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(R_B)
 Method: Least Squares
 Date: 08/03/20 Time: 20:40
 Sample (adjusted): 1/03/2002 12/31/2019
 Included observations: 4599 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R_B(-1)	-0.994824	0.014754	-67.42796	0.0000
C	-0.000111	0.000168	-0.656970	0.5112
R-squared	0.497240	Mean dependent var		3.48E-06
Adjusted R-squared	0.497131	S.D. dependent var		0.016103
S.E. of regression	0.011419	Akaike info criterion		-6.106589
Sum squared resid	0.599451	Schwarz criterion		-6.103791
Log likelihood	14044.10	Hannan-Quinn criter.		-6.105604
F-statistic	4546.530	Durbin-Watson stat		1.998980
Prob(F-statistic)	0.000000			

Anexo C - Testes de Raízes Unitárias - PP

Null Hypothesis: R has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 7 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-62.31031	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.431589	
5% level	-2.861973	
10% level	-2.567043	

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

Residual variance (no correction)	0.000132
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000124

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(R)

Method: Least Squares

Date: 09/28/20 Time: 11:01

Sample (adjusted): 1/03/2002 12/31/2019

Included observations: 4599 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R(-1)	-0.917764	0.014699	-62.43716	0.0000
C	-8.02E-05	0.000169	-0.473913	0.6356
R-squared	0.458884	Mean dependent var		8.13E-08
Adjusted R-squared	0.458766	S.D. dependent var		0.015606
S.E. of regression	0.011481	Akaike info criterion		-6.095740
Sum squared resid	0.605989	Schwarz criterion		-6.092943
Log likelihood	14019.16	Hannan-Quinn criter.		-6.094756
F-statistic	3898.399	Durbin-Watson stat		1.997954
Prob(F-statistic)	0.000000			

Anexo D - Testes de Raízes Unitárias - KPSS

Null Hypothesis: R_B is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 15 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.099015
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

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

Residual variance (no correction)	0.000130
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000139

KPSS Test Equation
 Dependent Variable: R_B
 Method: Least Squares
 Date: 08/03/20 Time: 20:44
 Sample (adjusted): 1/02/2002 12/31/2019
 Included observations: 4600 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000110	0.000168	-0.654439	0.5129
R-squared	0.000000	Mean dependent var		-0.000110
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		0.011417
S.E. of regression	0.011417	Akaike info criterion		-6.107175
Sum squared resid	0.599490	Schwarz criterion		-6.105776
Log likelihood	14047.50	Hannan-Quinn criter.		-6.106683
Durbin-Watson stat	1.988889			

Anexo E – Função autocorrelação dos retornos do índice PSI-20

Sample (adjusted): 1/03/2002 12/31/2019

Included observations: 4599 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.494	-0.494	1121.1	0.000
		2	0.008	-0.312	1121.4	0.000
		3	-0.023	-0.251	1123.8	0.000
		4	0.010	-0.199	1124.2	0.000
		5	-0.012	-0.182	1124.8	0.000
		6	0.009	-0.156	1125.2	0.000
		7	0.004	-0.130	1125.3	0.000
		8	-0.006	-0.122	1125.4	0.000
		9	0.016	-0.086	1126.6	0.000
		10	-0.019	-0.091	1128.2	0.000
		11	0.016	-0.066	1129.3	0.000
		12	-0.013	-0.066	1130.1	0.000
		13	-0.011	-0.088	1130.7	0.000
		14	0.014	-0.079	1131.6	0.000
		15	0.014	-0.048	1132.4	0.000
		16	-0.022	-0.062	1134.7	0.000
		17	0.013	-0.050	1135.5	0.000
		18	-0.001	-0.039	1135.5	0.000
		19	0.009	-0.013	1135.9	0.000
		20	-0.032	-0.050	1140.6	0.000
		21	0.019	-0.046	1142.2	0.000
		22	0.006	-0.031	1142.4	0.000
		23	-0.014	-0.047	1143.3	0.000
		24	0.009	-0.044	1143.6	0.000
		25	0.004	-0.033	1143.7	0.000
		26	-0.004	-0.032	1143.8	0.000
		27	-0.008	-0.042	1144.1	0.000
		28	0.003	-0.047	1144.1	0.000
		29	0.005	-0.041	1144.3	0.000
		30	0.007	-0.023	1144.5	0.000
		31	-0.021	-0.046	1146.6	0.000
		32	0.023	-0.023	1149.0	0.000
		33	-0.006	-0.016	1149.2	0.000
		34	-0.013	-0.032	1150.0	0.000
		35	0.007	-0.031	1150.2	0.000
		36	-0.008	-0.051	1150.5	0.000

Anexo F – Modelação da média dos retornos- AR (1)

Dependent Variable: R
 Method: Least Squares
 Date: 10/02/20 Time: 13:05
 Sample (adjusted): 1/03/2002 12/31/2019
 Included observations: 4599 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-8.02E-05	0.000169	-0.473913	0.6356
R(-1)	0.082236	0.014699	5.594629	0.0000
R-squared	0.006763	Mean dependent var		-8.74E-05
Adjusted R-squared	0.006547	S.D. dependent var		0.011519
S.E. of regression	0.011481	Akaike info criterion		-6.095740
Sum squared resid	0.605989	Schwarz criterion		-6.092943
Log likelihood	14019.16	Hannan-Quinn criter.		-6.094756
F-statistic	31.29987	Durbin-Watson stat		1.997954
Prob(F-statistic)	0.000000			

Anexo G - Teste Heteroscedasticidade

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	171.7950	Prob. F(1,4596)	0.0000
Obs*R-squared	165.6769	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 08/21/20 Time: 00:31

Sample (adjusted): 1/04/2002 12/31/2019

Included observations: 4598 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000107	6.12E-06	17.44628	0.0000
RESID^2(-1)	0.189817	0.014482	13.10706	0.0000
R-squared	0.036032	Mean dependent var	0.000132	
Adjusted R-squared	0.035823	S.D. dependent var	0.000401	
S.E. of regression	0.000394	Akaike info criterion	-12.83999	
Sum squared resid	0.000713	Schwarz criterion	-12.83719	
Log likelihood	29521.14	Hannan-Quinn criter.	-12.83901	
F-statistic	171.7950	Durbin-Watson stat	2.047489	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Anexo H – Estimação do modelo GARCH

Dependent Variable: R
 Method: ML ARCH - Normal distribution (Marquardt / EViews legacy)
 Date: 10/02/20 Time: 13:26
 Sample (adjusted): 1/03/2002 12/31/2019
 Included observations: 4599 after adjustments
 Convergence achieved after 15 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000471	0.000128	3.674228	0.0002
R(-1)	0.079455	0.015110	5.258499	0.0000
Variance Equation				
C	1.49E-06	2.03E-07	7.345657	0.0000
RESID(-1)^2	0.110055	0.007108	15.48392	0.0000
GARCH(-1)	0.882603	0.007465	118.2367	0.0000
R-squared	0.004465	Mean dependent var	-8.74E-05	
Adjusted R-squared	0.004248	S.D. dependent var	0.011519	
S.E. of regression	0.011495	Akaike info criterion	-6.423837	
Sum squared resid	0.607391	Schwarz criterion	-6.416843	
Log likelihood	14776.61	Hannan-Quinn criter.	-6.421375	
Durbin-Watson stat	1.987849			

Anexo I - Teste de assimetrias na volatilidade

Dependent Variable: RESIDSAVED^2
 Method: Least Squares
 Date: 10/02/20 Time: 16:41
 Sample (adjusted): 1/07/2002 12/31/2019
 Included observations: 4597 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.23E-05	1.09E-05	5.710856	0.0000
DUMMYS	-2.36E-05	1.61E-05	-1.465174	0.1429
DUMMY2	-0.014350	0.000953	-15.05713	0.0000
DUMMY3	0.005328	0.001034	5.153003	0.0000
R-squared	0.058563	Mean dependent var		0.000132
Adjusted R-squared	0.057948	S.D. dependent var		0.000402
S.E. of regression	0.000390	Akaike info criterion		-12.85915
Sum squared resid	0.000699	Schwarz criterion		-12.85355
Log likelihood	29560.76	Hannan-Quinn criter.		-12.85718
F-statistic	95.23753	Durbin-Watson stat		2.036507
Prob(F-statistic)	0.000000			

Anexo J– Estimação do modelo EGARCH

Dependent Variable: R
 Method: ML ARCH - Normal distribution (Marquardt / EViews legacy)
 Date: 09/28/20 Time: 11:09
 Sample (adjusted): 1/03/2002 12/31/2019
 Included observations: 4599 after adjustments
 Convergence achieved after 13 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

$$\text{LOG}(\text{GARCH}) = \text{C}(3) + \text{C}(4) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1) / \sqrt{\text{GARCH}(-1)}) + \text{C}(5) * \text{RESID}(-1) / \sqrt{\text{GARCH}(-1)} + \text{C}(6) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000203	0.000119	1.709624	0.0873
R(-1)	0.084708	0.014881	5.692208	0.0000
Variance Equation				
C(3)	-0.410353	0.032723	-12.54028	0.0000
C(4)	0.185465	0.012401	14.95553	0.0000
C(5)	-0.087369	0.007537	-11.59210	0.0000
C(6)	0.971255	0.002884	336.7161	0.0000
R-squared	0.006153	Mean dependent var	-8.74E-05	
Adjusted R-squared	0.005937	S.D. dependent var	0.011519	
S.E. of regression	0.011485	Akaike info criterion	-6.446931	
Sum squared resid	0.606361	Schwarz criterion	-6.438537	
Log likelihood	14830.72	Hannan-Quinn criter.	-6.443977	
Durbin-Watson stat	2.001646			

Anexo K – Estimação do Modelo40 GJR -GARCH

Dependent Variable: R
 Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 09/28/20 Time: 11:54
 Sample (adjusted): 1/03/2002 12/31/2019
 Included observations: 4599 after adjustments
 Convergence achieved after 31 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)
 + C(6)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000233	0.000129	1.809766	0.0703
R(-1)	0.090428	0.015094	5.991043	0.0000
Variance Equation				
C	2.05E-06	2.26E-07	9.066781	0.0000
RESID(-1)^2	0.040375	0.007496	5.386193	0.0000
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.120061	0.011624	10.32832	0.0000
GARCH(-1)	0.882067	0.007700	114.5546	0.0000
R-squared	0.005961	Mean dependent var	-8.74E-05	
Adjusted R-squared	0.005744	S.D. dependent var	0.011519	
S.E. of regression	0.011486	Akaike info criterion	-6.441456	
Sum squared resid	0.606479	Schwarz criterion	-6.433062	
Log likelihood	14818.13	Hannan-Quinn criter.	-6.438502	
Durbin-Watson stat	2.012719			