

Stefan Costa



Fatores subjetivos/comportamentais que influenciam o PSI 20 e o IBEX 35

IPV - ESTGV | 2019

Instituto Politécnico de Viseu

Escola Superior de Tecnologia e Gestão de Viseu

Stefan Abrantes da Costa

Fatores subjetivos/comportamentais que influenciam o  
PSI 20 e o IBEX 35

Dezembro de 2019

Instituto Politécnico de Viseu

Escola Superior de Tecnologia e Gestão de Viseu

Stefan Abrantes da Costa

Fatores subjetivos/comportamentais que influenciam o  
PSI 20 e o IBEX 35

**Tese de Mestrado**

Finanças Empresariais

Professor Doutor Pedro Manuel Nogueira Reis

Professor Doutor António Pedro Soares Pinto



Dezembro de 2019

Dedico este trabalho aos meus amados pais e irmãos.



## RESUMO

O estudo propõe-se analisar se a volatilidade do PSI 20 e do IBEX 35 são afetados pelo sentimento do investidor e pelos impactos das notícias positivas ou negativas do mercado, com o recurso a dados de séries temporais com frequência mensal de janeiro de 1988 a maio de 2019. Consideramos ainda que a insuficiência de estudos no contexto português constitui um impulso determinante na realização desta dissertação.

Para este estudo utilizaram-se dados de retorno do índice do PSI 20 e do IBEX 35 e do sentimento do investidor. O sentimento do investidor foi estimado com o recurso à regressão múltipla de um conjunto de variáveis macroeconómicas e ao índice de confiança do consumidor. Posteriormente e com os retornos dos índices em estudo avaliaram-se os comportamentos assimétricos da volatilidade de acordo com as boas ou más notícias e o impacto do sentimento do investidor na volatilidade. As análises foram efetuadas com o STATA 16 e avaliadas com recurso ao modelo TGARCH.

Os resultados obtidos indicam um efeito assimétrico das boas notícias em relação às más notícias na volatilidade do IBEX 35, contudo para o PSI 20 este efeito assimétrico não é estatisticamente significativo. Constatou-se ainda que para Portugal e Espanha o sentimento do investidor assume relevância estatística com valor negativo, sugerindo que, a volatilidade do mercado apresenta maior sensibilidade a choques negativos na variância condicionada. Em Portugal, contrariamente ao que se verifica em Espanha o sentimento não tem relevância estatística sobre o retorno dos mercados.

O estudo sugere ser possível aos agentes financeiros antecipar possíveis oscilações dos movimentos da volatilidade e adotar medidas preventivas que permitam anular ou aproveitar as alterações da volatilidade.

A principal limitação deste estudo decorre de apenas ter analisado o mercado português e espanhol devendo contemplar outros países enriquecendo, desse modo, o estudo comparativo. Como investigação futura sugere-se que se alargue o âmbito de análise a outros países da OCDE e se utilizem indicadores e/ou variáveis macroeconómicas alternativas para aferir o sentimento do consumidor.

Palavras chave: Sentimento do consumidor, TGARCH, volatilidade, efeito assimétrico.



## ABSTRACT

The study aims to examine if the volatility of the PSI 20 and IBEX 35 are affected by investor sentiment and by the impact of the positive and negative market news. For this purpose time-series data on a monthly basis from January 1988 to May 2019 were used. We consider that the lack of studies in the Portuguese context stimulates the realization of this dissertation.

In order to carry out the study, data on the PSI 20 and IBEX 35 index returns and the investor sentiment were used. The investor sentiment was estimated using multiple regression of a set of macroeconomic variables and the consumer confidence index. Subsequently, with returns from the indices under study, we evaluated the asymmetric volatility behaviors according to the good or bad news and the impact of investor sentiment on volatility. The analyzes were performed using STATA 16 and evaluated using the TGARCH model.

The results obtained indicate an asymmetric effect of good news relative to bad news on the volatility of IBEX 35, however, for PSI 20 this asymmetric effect is not statistically significant. It was also found that for Portugal and Spain investor sentiment assumes statistical relevance with negative value, suggesting that market volatility is more sensitive to negative shocks in the conditioned variance. In Portugal, contrary to Spain, sentiment has no statistical relevance on the return of markets.

The study indicates that it is possible for financial agents to anticipate possible fluctuations in volatility movements and to adopt preventive measures that allow to cancel or take advantage of volatility changes.

The main limitation of the study derives from the fact that only the Portuguese and Spanish markets were analyzed and did not extend to other countries, thus conditioning the comparative study.

Future studies should spread the analysis to other countries in the OECD area, as well as using alternative indicators and / or new macroeconomic variables to measure sentiment.

Key words: Consumer sentiment, TGARCH, volatility, asymmetric effect.



## **AGRADECIMENTOS**

Esta dissertação teve muitos avanços e recuos, momentos em que parecia ser impossível realizar a tarefa proposta, mas que foram sendo ultrapassados com a dedicação, perseverança e apoio de algumas pessoas.

Aos meus orientadores Doutor Pedro Manuel Nogueira Reis e Doutor António Pedro Soares Pinto, agradeço o contributo fundamental, a total disponibilidade e ajuda necessária, o rigor exigido e o sentido crítico, e a motivação que sempre me transmitiram.

Aos meus pais pelo esforço, apoio e confiança que depositaram em mim, fazendo com que esta etapa da minha vida académica fosse possível concluir.

À minha namorada, Christelle Macário, que nunca deixou de me motivar e incentivar, que nunca deixou de acreditar em mim e estando sempre ao meu lado. Muito obrigado.

Por fim, agradeço a todos que de uma forma direta ou indireta, tornaram possível a concretização desta dissertação.



## ÍNDICE GERAL

Introdução.....	1
Capítulo I – Enquadramento teórico.....	3
Capítulo II – Dados e Metodologia .....	16
Capítulo III – Resultados.....	21
Capítulo III.1 – Portugal.....	22
Capítulo III.2 – Espanha.....	29
Capítulo III.3 – Estudo comparativo .....	35
Capítulo IV – Conclusão .....	39
Referências .....	41



## ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 1: Estatística descritiva da amostra.....	22
Tabela 2: Teste de Estacionariedade Augmented Dickey Fuller (ADF).....	23
Tabela 3: Teste de Estacionariedade Augmented Dickey Fuller (ADF).....	23
Tabela 4: Teste de Autocorrelação .....	24
Tabela 5: Teste de Autocorrelação .....	25
Tabela 6: Teste de Heterocedasticidade .....	25
Tabela 7: Teste de Estacionariedade Augmented Dickey Fuller (ADF).....	26
Tabela 8: Teste de Autocorrelação .....	26
Tabela 9: Teste de Heterocedasticidade .....	27
Tabela 10: Teste de Normalidade Shapiro-Wilk .....	27
Tabela 11: Teste ARCH-LM .....	27
Tabela 12: Modelo TGARCH (1,1).....	28
Tabela 13: Teste de Estacionariedade Augmented Dickey Fuller (ADF).....	29
Tabela 14: Teste de Estacionariedade Augmented Dickey Fuller (ADF).....	30
Tabela 15: Teste de Autocorrelação .....	30
Tabela 16: Teste de Autocorrelação .....	31
Tabela 17: Teste de Heterocedasticidade .....	32
Tabela 18: Teste de Estacionariedade Augmented Dickey Fuller (ADF).....	32
Tabela 19: Teste de Autocorrelação .....	33
Tabela 20: Teste de Heterocedasticidade .....	33
Tabela 21: Teste ARCH-LM .....	34
Tabela 22: Modelo TGARCH(1,1).....	34
Tabela 23: Tabela elaborado para termos de comparação com os resultados deste estudo comparativamente com dados do estudo realizado por Aydogan, B. (2016).....	36
Tabela 24: Teste ARCH-LM .....	37
Tabela 25: Teste de Autocorrelação aos resíduos do modelo TGARCH (1,1) .....	38



## ABREVIATURAS E SIGLAS

IPV	Instituto Politécnico de Viseu
ESTGV	Escola Superior de Tecnologia e Gestão de Viseu
DJIA	Dow Jones Industrial Average
S&P 500	Standard e Poor's 500
AAII	American Association of Individual Investors
II	Investors Intelligence
CEFD	Closed-end fund discount
CBOE	Cboe Global Markets, Incorporated
IPO	Oferta Pública Inicial
ESI	Indicador Económico do Sentimento
EU	União Europeia
EUA	Estados Unidos da América
MSCI	Morgan Stanley Capital International
ARCH	Autoregressive Conditional Heteroscedasticity
GARCH	Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity
TGARCH	Threshhold Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity
ICC	Índice de confiança do consumidor
NYSE	New York Stock Exchange
PSI 20	Portuguese Stock Index
IBEX 35	Iberia Index
OCDE	Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico
OLS	Método dos mínimos quadrados
SENT	Sentimento do investidor
MACRO	Indicadores macroeconómicos
ADF	Augmented Dickey Fuller



## NOTAÇÕES

### Minúsculas gregas

$\sigma$	Desvio padrão
$\vartheta$	Sentimento do Consumidor
$\alpha$	Coefficiente ARCH
$\beta$	Coefficiente GARCH
$\gamma$	Coefficiente TGARCH
$\mu$	Constante



# Introdução

O estudo dos mercados financeiros tem vindo a ganhar relevância ao longo dos tempos, assumindo particular importância nos últimos anos, o comportamento e a influência que os investidores exercem no mercado financeiro global, na medida em que, um maior conhecimento do modo como este funciona e como os seus intervenientes interagem, podem contribuir para melhorar a rentabilidade. Com este propósito têm sido desenvolvidos vários estudos que pretendem avaliar o modo como o sentimento dos investidores influencia o mercado e a seleção de portfólios (Baker e Wurgler 2006). A importância crescente que o papel do sentimento dos investidores tem assumido nas finanças comportamentais, leva a que se avalie a sua influência na volatilidade do PSI 20, na medida em que, e pelo que é do nosso conhecimento, ainda não foi realizado qualquer estudo com este âmbito para o mercado português. A realização deste tem em conta o índice de confiança do consumidor proposto por Charoenrook (2006), Qiu e Welch (2006), Lemmon e Portniaguina (2006), Schmeling (2009), Finter, Niessen-Ruenzi e Ruenzi (2012), Chang, Faff e Hwang (2012) e Aydogan (2016).

Partindo da metodologia preconizada por Aydogan (2016), pretende-se analisar o impacto do sentimento na volatilidade no PSI 20 e estabelecer um estudo comparativo com os resultados obtidos pela autora num trabalho realizado sobre o IBEX 35. As notícias positivas e negativas têm impactos distintos sobre a volatilidade dos mercados e para compreender o seu efeito na volatilidade aplicou-se o modelo TGARCH desenvolvido por Glosten, Jagannathan, Runkle (1993) e Zakoian (1994).

Os resultados obtidos com recurso ao modelo TGARCH permitem concluir que o efeito assimétrico de boas e más notícias não se verifica no mercado português, contrariamente ao mercado espanhol em que o efeito assimétrico revela que o impacto de notícias positivas sobre a volatilidade é superior ao das notícias negativas com a mesma magnitude, validando a prevalência do efeito de alavancagem.

Para além desta secção com carácter introdutória, o corpo do trabalho é composto por quatro capítulos. O capítulo 1 procura contextualizar a problemática do sentimento e o seu impacto na volatilidade. O capítulo 2 contempla a metodologia e a recolha de dados. A estimação dos resultados é objeto do capítulo 3 e o capítulo 4 apresentam-se as principais conclusões.

## Capítulo I – Enquadramento teórico

O poder preditivo do sentimento do investidor no retorno das ações tem despertado grande interesse e um volume crescente de literatura dedicada a esta temática, contudo, os resultados obtidos nem sempre têm permitido reunir consenso em torno desta temática, tendo presente as diferentes metodologias utilizadas para construir os índices de sentimento bem como os diversos níveis de desenvolvimento institucional do mercado.

Lee, Shleifer e Thaler (1991) descrevem o sentimento dos investidores como a expectativa do retorno dos investimentos na ausência de fundamentos lógicos para a sua formulação. Para Baker e Wurgler (2007) o sentimento do investidor constitui uma crença sobre fluxos de caixas futuros e riscos de investimento não justificadas por eventos económicos ou financeiros. Por sua vez, Han (2007) afirma que o sentimento do investidor se traduz no erro agregado das crenças dos investidores. De acordo com Schneller, Heiden, Heiden e Hamid. (2017) o sentimento do investidor descreve o humor e está associado à parte irracional das expectativas dos investidores que não podem ser associadas a fundamentos lógicos, assumindo por esse facto que, o sentimento está associado à diferença entre o valor fundamental de um ativo e o seu valor para um investidor com expectativas irracionais. Para Khan e Ahmad (2018) o sentimento do investidor decorre da conceção que incorpora o modo como os investidores desenvolvem as suas preferências e crenças, tendo presente o humor, emoções, preconceito e enviesamentos cognitivos e o modo como posteriormente preveem os preços futuros dos ativos.

Lee, Jiang e Indro (2002), Fisher e Statman (2003) evidenciam a prevalência de uma relação contemporânea entre o sentimento do investidor e o retorno dos mercados desenvolvidos, em

## Capítulo I – Enquadramento teórico

especial nos EUA. Lee et al. (2002) estudaram, a relação entre a volatilidade do mercado, os retornos excedentários e o sentimento do investidor tendo presente três índices para o mercado dos EUA, o Dow Jones Industrial Average (DJIA), o Standard e Poor's 500 (S&P 500) e o NASDAQ. Os resultados obtidos sugerem que, o sentimento do investidor constitui um fator significativo na rendibilidade das ações e da volatilidade condicional. Neste sentido, Fisher e Statman (2003) identificaram uma relação positiva entre os índices de confiança dos consumidores e a rendibilidade das ações no mercado americano.

Num estudo mais recente, Brown e Cliff (2004) recorrem a um conjunto de indicadores diretos e indiretos de sentimento. Os indicadores diretos resultam do trabalho desenvolvido pela *American Association of Individual Investors* (AAII) e pela *Investors Intelligence* (II). A AAII questiona semanalmente os seus membros para aferir as tendências do mercado e, a II compila semanalmente um *bull-bear spread* com base em 150 revistas especializadas. Em relação aos indicadores indiretos do sentimento utilizam-se o desconto de fundo fechado, com a terminologia inglesa de *closed-end fund discount* (CEFD), o rácio Put/Call da Cboe Global Markets, Incorporated.(CBOE) como um indicador *bearish* (assume uma posição vendedora quando prevê que o mercado vai perder valor) e o índice ARMS (proposto em 1967 por Richard Arms para avaliar a relação entre a oferta e procura do mercado, constituindo um preditor para movimentos futuros nos preços do mercado). Estes indicadores avaliam o desempenho do mercado analisando a relação que este estabelece com o retorno de ações do mercado americano. Os autores concluem que, as evidências que suportam o poder preditivo do sentimento no retorno das ações são, contudo, reduzidas.

Por sua vez, Baker e Wurgler (2006, 2007) elaboraram um índice para avaliar o sentimento do investidor, com base nas *proxies* seguintes: desconto de fundo fechado, volume de transações medido pelo volume de negócios da NYSE, número de Initial Public Offering (IPOs - em português Oferta Pública Inicial) e a média do retorno do primeiro dia das IPOs, participação de ações em novas emissões e no prémio de dividendos. Este indicador permitiu aos autores concluir que independentemente do sentimento em algum momento ser alto ou baixo, o retorno das ações dos EUA reflete padrões praticamente opostos.

Posteriormente, Baker, Wurgler e Yuan (2012) desenvolvem um índice de sentimento do investidor, que agrega quatro *proxies*: o prémio de volatilidade, o número de IPOs, a média dos retornos do primeiro dia em IPOs e o volume de transações em seis mercados acionistas: Alemanha, Canadá, Estados Unidos da América, França, Grã-Bretanha e Japão. Os autores elaboraram índices de sentimento de investidores para cada um dos referidos países,

## Capítulo I – Enquadramento teórico

desagregando-os, posteriormente em seis índices locais e um índice global, com o objetivo de avaliar com maior precisão o sentimento. O índice global está associado à primeira componente principal de cada um dos seis índices de sentimento dos países mencionados, enquanto os índices locais incorporam os resíduos da regressão do índice total com o índice global. Verificou-se que o sentimento exerce um efeito estatisticamente negativo no retorno do mercado, isto é, quando o sentimento está elevado o retorno futuro previsto será baixo, e vice-versa, nomeadamente em mercados nos quais a arbitragem e a avaliação das ações são particularmente difíceis.

Por sua vez, Lemmon e Portniaguina (2006) referem que a confiança do consumidor exerce um papel relevante no retorno dos mercados, em particular nos de reduzida dimensão. Os resultados obtidos corroboram os princípios das finanças comportamentais, validando que o sentimento do investidor influencia o retorno das ações (Aydogan, 2016).

Dergiades (2012) identifica evidências estatísticas que suportam a ideia de que o sentimento tem poder preditivo significativo no âmbito de uma estrutura de causalidade não linear no mercado americano das ações. No mesmo sentido, Sayim, Morris e Rahman (2013) ao analisarem o efeito do sentimento do investidor no retorno das ações e na volatilidade das indústrias dos EUA constatarem que o sentimento do investidor tem um impacto significativo positivo no retorno das ações e na volatilidade da indústria. Kumar e Lee (2006) avaliam o impacto das transações de retalho nos EUA no retorno das ações e, concluem que, o sentimento do investidor exerce um impacto importante no preço das ações.

Diversos estudos (Tsuji, 2006; Wang, Li e Lin, 2009; Lux, 2011; Finter et al. 2012; Yu, Huang e Hsu, 2014) realizados em diferentes contextos suportam a hipótese de que o sentimento condiciona o preço das ações e desempenha uma influência significativa no retorno esperado. A literatura existente tem centrado o seu estudo em mercados desenvolvidos, pelo que são reduzidas as evidências empíricas sobre o papel do sentimento do investidor na rentabilidade das ações, nomeadamente, em mercados emergentes.

Relativamente à realidade portuguesa, Fernandes, Gonçalves e Vieira (2013) num estudo que analisa o impacto do sentimento nos retornos de mercado em Portugal, utilizando o retorno do mercado de ações português, referem que o Indicador Económico do Sentimento (ESI) português e o Índice de Confiança do Consumidor da União Europeia (EU) para Portugal são movidos por fatores racionais e irracionais. Os autores apenas utilizaram a componente irracional do sentimento, concluindo que o sentimento exerce um impacto negativo sobre o retorno futuro do mercado, podendo ser justificado pelo facto de Portugal se revelar um

## Capítulo I – Enquadramento teórico

mercado propenso à influência do sentimento, como consequência do seu elevado grau de coletivismo. Este, quantifica em que medida os indivíduos são levados a agir em grupo e não individualmente, em sintonia com Hofstede (2001). Os autores concluem ainda que não se verifica qualquer contágio do sentimento do investidor dos EUA no retorno de mercado português.

Horta e Lobão (2018) analisaram a relação entre o sentimento e o retorno do mercado em sete mercados europeus (Alemanha, Bélgica, França, Grécia, Holanda, Portugal e Reino Unido) e ao contrário de estudos anteriores que colocam o foco na relação causal entre variáveis, centram a sua análise na estrutura de dependência entre o sentimento do investidor, representada pelo *proxy* do Indicador Económico do Sentimento (ESI) e o retorno do mercado, expresso pelo índice da *Morgan Stanley Capital International* (MSCI). Tendo por base metodológica o modelo de cópula, técnica estatística utilizada para formular distribuições multivariadas (Nelsen, 1999) e o procedimento de *bootstrap*<sup>1</sup> para testar seis hipóteses, os autores citados anteriormente referem que, os resultados sugerem a relevância do sentimento do investidor na determinação de preço dos mercados.

O estudo realizado por Maitra (2017) avalia a relação entre o sentimento do investidor e a volatilidade do retorno das ações no mercado acionista indiano, de acordo com a abordagem preconizada por *Wavelet*. Os resultados revelam que existe uma correlação condicional fraca entre o sentimento e a volatilidade, quer no curto como no médio prazo. Por sua vez, Schmeling (2009) conclui que o sentimento do investidor pode ser utilizado como preditor de retornos de ações em 9 de 18 países analisados, ganhando relevância o impacto do sentimento nos países em que o mercado tem um nível de integridade reduzido, em que prevalece uma tendência cultural para comportamentos de “manada” e reações exageradas. Para Wyman (2018) a integridade do mercado constitui uma condição elementar para o funcionamento dos mercados eficientes, garantindo, deste modo, aos seus participantes acesso idêntico à informação, garantindo que as práticas de formação do preço e de negociação são justas e estão assegurados elevados padrões de gestão empresarial.

Corredor, Ferrer e Santamaria. (2013), por sua vez, avaliam o efeito do sentimento do investidor em quatro mercados bolsistas desenvolvidos: Alemanha, Espanha, França e Grã-Bretanha, concluindo que o sentimento tem uma influência significativa e positiva no retorno, variando de intensidade de mercado para mercado. Posteriormente, Corredor, Ferrer e Santamaria (2015)

---

<sup>1</sup> Bootstrap é um método de reamostragem utilizada para aproximar a distribuição na amostra de um levantamento estatístico. Foi proposto por Bradley Efron em 1979.

## Capítulo I – Enquadramento teórico

analisam o efeito do sentimento nos retornos das ações em três mercados emergentes da Europa central: Hungria, Polónia e República Checa, concluindo que o sentimento tem um efeito significativo negativo sobre os retornos das ações, embora exista uma dispersão de intensidade entre os países.

Dada a relevância que o sentimento do investidor assume no comportamento dos mercados, apresenta-se de seguida, uma pequena resenha para ajudar a contextualizar esta temática no âmbito da teoria financeira.

De acordo com Baker e Wurgler (2006), as finanças clássicas não atribuem qualquer relevo ao sentimento do investidor, argumentando que a concorrência entre investidores racionais, com investimentos diversificados permite a constituição de carteiras eficientes, que conduzem a uma situação de equilíbrio na qual os preços refletem o valor descontado dos fluxos de caixa esperados. Na presença de investidores irracionais, a teoria clássica preconiza que a presença de arbitragistas será suficiente para impedir um desvio significativo nos preços (Baker e Wurgler, 2006). Deste modo, o impacto do sentimento dos investidores nos preços torna-se irrelevante, na medida em que estes tendem para o seu valor fundamental quando os mercados são eficientes. De acordo com Fama (1970) num mercado eficiente os preços refletem na totalidade a informação disponível.

A hipótese dos mercados eficientes, de acordo com Schleifer (2000), tem como suporte três argumentos: *i*) os investidores são racionais e valorizam corretamente os preços dos ativos; *ii*) relativamente aos investidores irracionais, realizam operações aleatórias que ao anularem-se mutuamente não condicionando os preços; *iii*) os arbitragistas racionais anulam o papel que os investidores irracionais exercem sobre os preços. Tendo por base estes argumentos, os preços dos ativos incorporam novas informações de forma quase imediata e, deste modo, o valor de mercado traduz o justo valor.

Do exposto, constatasse que as finanças tradicionais não reconhecem o papel que o sentimento do investidor exerce no comportamento dos mercados. Face a este constrangimento, desenvolve-se uma nova corrente no âmbito da teoria financeira que valoriza o papel que este desempenha, designada por finanças comportamentais.

Entre 1979 e meados da década de 80 as finanças comportamentais assumem particular relevância, procurando colmatar as dificuldades sentidas pelas finanças tradicionais em justificar as anomalias que historicamente caracterizavam o mercado (Barberis e Thaler, 2002). Ritter (2003) refere que as finanças comportamentais utilizam modelos que procuram incorporar o comportamento não racional dos agentes, nomeadamente quando têm em linha de

## Capítulo I – Enquadramento teórico

conta as preferências pessoais ou crenças menos fundamentadas. As finanças comportamentais avaliam o comportamento dos investidores e o modo como este condiciona o mercado e as instituições financeiras (De Bondt, Muradoglu, Shefrin e Staikouras, 2008). Esta abordagem contempla a existência de investidores considerados “normais” que ao contrário dos investidores racionais, não são imunes a erros cognitivos ou a emoções falsas (Statman 2014). A análise e o processo de tomada de decisão são moldados pelas emoções dos agentes, em especial em períodos de forte volatilidade (Nofsinger, 2005). Os investidores transmitem o humor social para o mercado de capitais, incorporando, deste modo, o sentimento na formação dos preços. O mercado de capitais move-se de acordo com o humor social, aumentando em períodos de otimismo, satisfação, confiança e, diminuindo em períodos pessimistas ou conservadores (Nofsinger, 2005).

Um maior otimismo está relacionado à procura de ativos com maior risco, aumento de dívida, fusões e aumento de negócios e, os períodos em que o pessimismo prevalece estão associados a situações opostas. Nofsinger (2005) acredita que o humor social determina a evolução do mercado de capitais e a atividade empresarial, alterando-se o mercado de acordo com o humor social.

Ritter (2003) refere que as finanças comportamentais se estruturam em dois pilares, na psicologia cognitiva dos investidores e no limite da arbitragem. O primeiro refere-se ao modo como as pessoas pensam, existindo uma literatura significativa a documentar os erros cometidos sistematicamente pelos indivíduos relativamente ao modo como pensam: são excessivamente confiantes, atribuem demasiado peso a experiência recente, podendo as suas preferências criar distorções. As finanças comportamentais incorporam estes princípios e usufruem deles em situações futuras. O segundo, o limite da arbitragem, avalia em que medida este se torna efetivo (Ritter 2003). Na presença de desequilíbrio nos preços, fruto de decisões irracionais tomadas pelos agentes, os arbitragistas procuram obter ganhos, conduzindo os preços para um valor de equilíbrio.

Sintetizando, a teoria comportamental tem em conta os aspetos psicológicos individuais, considerando que a conduta de alguns investidores está condicionada por enviesamentos e emoções. Adicionalmente admite a prevalência de limites à atividade arbitragista, pelo que, nestas circunstâncias, o preço dos ativos pode alterar-se relativamente aos seus valores fundamentais, pelo que as rendibilidades podem ser condicionadas por outros fatores para além do risco (De Long, Shleifer, Summers, e Waldmann 1990).

## Capítulo I – Enquadramento teórico

Dada a importância que o sentimento do investidor desempenha na rentabilidade dos títulos, importa identificar instrumentos que permitam quantificá-lo, nomeadamente, através do índice de volatilidade. A volatilidade está presente nos mercados financeiros e associada ao sentimento de incerteza das decisões que se tomam diariamente, pese o facto, de essas decisões terem riscos associados. É nesse contexto que a volatilidade assume preponderância, fornecendo informação importante aos investidores, orientando a tomada de decisão face a um determinado ativo.

A volatilidade está associada à dispersão dos preços dos ativos subjacentes relativamente à sua média, num período de tempo determinado (Ferreira, 2009). Normalmente, esta medida afere-se pelo desvio-padrão anualizado da variação percentual das cotações diárias, semanais, mensais ou por intervalos muito pequenos de tempo, normalmente escalas intradiárias com espaço de tempo irregulares, denominadas frequentemente por dados de alta frequência, expressa sob a forma de percentagem. Esta medida quantifica o risco de um ativo transacionado no mercado financeiro durante um intervalo de tempo, medindo a dispersão dos seus rendimentos e, em última instância do próprio mercado. Verifica-se que quanto maior for o valor do desvio padrão, maior a volatilidade e, maior a incerteza associada ao título.

A volatilidade constitui assim, um instrumento eficaz e de extrema importância para aferir a estabilidade dos mercados e a diversificação dos riscos dos investidores, na medida em que, integra um indicador de risco dos títulos transacionados no mercado financeiro. Este instrumento em muitas circunstâncias expressasse pelo desvio padrão, simbolizado por  $\sigma$ , avaliando os desvios relativamente à média, da seguinte forma:

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n (X - \bar{X})^2}{n - 1}} \quad (1)$$

onde,

$n$  = nº de observações

$X_t$  = logaritmo do quociente entre duas cotações sucessivas:  $\ln (P_t/P_{t-1})$

$\bar{X}$  = média aritmética de  $X_t$

A volatilidade pode ser medida de diferentes formas, sendo possível identificar três tipologias distintas: a volatilidade histórica ou estatística, a volatilidade implícita e a volatilidade previsional. Para além desta classificação, a volatilidade apresenta padrões de comportamento comuns em diferentes mercados, designados na literatura por “factos estilizados”.

## Capítulo I – Enquadramento teórico

As séries temporais no âmbito dos mercados financeiros apresentam características específicas que procuram traduzir um padrão de rendibilidade para os diferentes ativos (ações, títulos, opções, futuros, outros derivados) enquadrando-se todos eles em pelo menos um dos factos estilizados (Ridberg, 2000; Taylor, 1994). Entre os “factos estilizados” mais estudados na literatura encontram-se as *fat tails* na distribuição de rendibilidades, a volatilidade em *clusters*, o efeito alavanca ou de assimetria, a memória longa das sucessões cronológicas financeiras e os movimentos conjuntos (*co-movements*).

A ampla e variada literatura, revela que as distribuições das rendibilidades das ações podem ser leptocúrticas ou *fat tailed*, o que significa que apresentam uma concentração mais elevada nas abas relativamente à distribuição normal. Esta particularidade, também conhecida como excesso de curtose, foi identificada inicialmente por Mandelbrot (1963) e Fama (1963, 1965). As distribuições *fat tailed* podem ter origem em movimentos bruscos pouco frequentes, mas de grande magnitude. O facto de muitas sucessões cronológicas de dados financeiros não se ajustarem à distribuição normal coloca em causa o pressuposto de que as rendibilidades são independentes e identicamente distribuídas (i.i.d.). Peters (1996) refere que uma explicação, geralmente avançada, para a prevalência destas caudas está associada ao facto de a informação ser apresentada de forma aglomerada e não de modo contínuo e linear.

Em meados do século passado, Mandelbrot (1963) e Fama (1965), referem através da identificação de grupos homogéneos na descrição do comportamento das sucessões cronológicas financeiras, a primeira volatilidade em *clusters*. Este fenómeno caracteriza-se pelo facto de, a períodos de grande volatilidade se seguirem períodos de grandes oscilações, de modo semelhante, pequenas alterações nos preços originam alterações de pequena dimensão (Campbell, Lo e MacKinlay, 1997).

O *leverage effect* (efeito de alavanca) ou efeito assimétrico ocorre quando os preços das ações tendem a ser correlacionados negativamente com as variações da volatilidade, ou seja, quando a volatilidade é maior após os choques negativos, relativamente aos choques positivos de idêntica magnitude (Aydogan, 2016). De acordo com Silva, Sáfadi e Castro (2005), observam-se com frequência nos mercados financeiros períodos de intensa volatilidade, após períodos de queda de preços, não sendo sentida de forma tão intensa nos períodos em que os preços se elevam. Do exposto, podemos afirmar que os choques positivos e negativos tendem a gerar impactos distintos na volatilidade.

Os efeitos de memória de longo prazo (*long memory*) detetados pela primeira vez em contextos não-financeira, estão relacionados com um elevado grau de persistência nas observações, isto

## Capítulo I – Enquadramento teórico

é, a volatilidade dos mercados financeiros está influenciada por choques muito distantes que se vão repercutindo ao longo do tempo até ao momento presente (Bollerslev e Mikkelsen, 1996). Por fim, os movimentos conjuntos (*co-movements*) denotam sincronização de comportamentos em diferentes mercados, ou seja, assiste-se a uma tendência para comportamentos similares. Tradicionalmente, tem-se recorrido à correlação para quantificar a dimensão dos movimentos conjuntos e definir o grau de contágio entre os mercados financeiros (Barberis, Shleifer e Wurgler, 2005).

Após a descrição sumária dos factos estilizados da volatilidade importa identificar os principais modelos que permitem aferir a volatilidade.

A modelagem da volatilidade tem sido ao longo dos anos objeto de diferentes estudos, atendendo à dificuldade em observá-la diretamente no mercado e à dificuldade em descrever o seu comportamento e reduzir a incerteza. A definição da volatilidade está associada a movimentos assimétricos durante um período de tempo sem que seja possível prever a sua evolução. Kendall (1953) foi o primeiro autor a interessar-se por esta temática, concluindo que os movimentos eram completamente aleatórios. Bowerman e O'Connell (1979) defendem que a volatilidade, representava uma série de resíduos aleatórios ao longo de uma série temporal, com média zero e variância uniforme, em contexto caracterizados pela redução de componentes e ciclos de sazonalidade.

Posteriormente Grossman e Shiller (1981), Porteba e Summers (1986) e Marsh e Merton (1986) analisam esta questão numa perspetiva distinta, afirmando que a volatilidade assume um papel relevante na influência estocástica do comportamento dos mercados. Para os autores as cotações, na sua maioria, não refletem o valor fundamental da empresa.

Os modelos devem ser capazes de prever, captar e refletir os factos estilizados mais relevantes sobre a volatilidade, tais como o impacto assimétrico das boas e más notícias, a persistência, a reversão e a influência de diferentes variáveis exógenas.

De acordo com Engle (1982) e Bollerslev (1986) a volatilidade pode ser modelada e dividida em volatilidade incondicional (constante) e condicional (com possíveis oscilações ao longo do tempo, podendo ser estudada através de modelos de análise de heterocedasticidade condicional).

Engle (1982) propõem dois modelos para aferir a volatilidade, que tratam de forma simétrica os efeitos de retornos positivos e negativos sobre a volatilidade, designadamente:

## Capítulo I – Enquadramento teórico

- *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (ARCH): neste a variância de uma série temporal altera-se com o tempo, de forma condicionada aos erros de previsão observados no passado;
- *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (GARCH): desenvolvido posteriormente por Bollerslev (1986), permitindo generalizar o tratamento da variância condicionada num período de tempo determinado, dependendo também das variâncias condicionadas observadas no passado e de observações do passado.

Após o desenvolvimento destes modelos, outros surgiram procurando colmatar alguns dos seus constrangimentos. As alterações propostas vão no sentido de melhor traduzir o comportamento dos diversos ativos financeiros, contudo, a sua formulação matemática torna mais complexa a sua implementação.

Posteriormente, Glosten et al. (1993) e Zakoian (1994) desenvolveram uma nova variante do modelo GARCH denominada *Threshold Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (TGARCH). Deste modo, torna-se possível comparar o impacto das “boas notícias” e das “más notícias”, permitindo concluir que estas condicionam a volatilidade futura: nas “más notícias” existe um efeito de alavanca negativo mais intenso relativamente ao das “boas notícias”, revelando a prevalência clara de um efeito assimétrico.

A volatilidade constitui, portanto, um instrumento para aferir o sentimento do mercado e objeto de grande debate em termos teóricos com o intuito de identificar a relação existente entre o sentimento e a volatilidade.

Para Smidt (1968) o sentimento origina situações especulativas em que os investidores tentam antecipar tendências de mercado com base no intuito pessoal, por outro lado, Zweig (1973) refere que o sentimento está relacionado com os efeitos cognitivos dos investidores.

Bentes (2011) identifica duas correntes distintas na relação de causalidade entre o sentimento e a volatilidade: uma que sustenta uma relação de causa e efeito entre sentimento e volatilidade, utilizada para prever as rendibilidades futuras e, outra de sentido oposto.

De Long et al. (1990) encontram-se entre os defensores da primeira corrente, tendo concebido um modelo em que o sentimento de dúvida condiciona as tendências evolutivas do mercado, e não o inverso. Contudo, podem ocorrer situações em que os investidores são muito sensíveis às alterações de sentimento reagindo de forma imediata, bem como, situações em que os investidores são menos sensíveis, reagindo apenas a estímulos fortes, ou *feeling* em relação à evolução do mercado. Por sua vez, Neal e Wheatley (1998) e, Simon e Wiggins (2001),

## Capítulo I – Enquadramento teórico

evidenciaram que o sentimento de mercado pode ser utilizado para prever a volatilidade e as rendibilidades do período seguinte.

No entanto, a revisão da literatura permite ainda identificar um conjunto de estudos, em que se torna difícil reunir consenso em torno dos resultados obtidos. Solt e Statman (1988), Brown e Cliff (2004), Wang, Keswani e Taylor (2006) questionam o modo como se gera o sentimento e procuraram evidenciar que este decorre da volatilidade dos mercados financeiros.

Por sua vez, Fisher e Statman (2000) referem que a relação de causalidade entre o sentimento e volatilidade pode ser significativa e em ambos os sentidos. O estudo do sentimento assume pertinência, pelo que deve ser estudado, na medida em que persiste no tempo e, o otimismo ou pessimismo propaga-se na medida em que um maior número de pessoas compartilha esse sentimento. Acresce, o facto de a arbitragem poder eliminar estratégias lucrativas de curto prazo, no entanto revela-se incapaz de corrigir desvios de longo prazo. Tornando-se assim importante medir esta variável, identificar e quantificar o sentimento do mercado, assim como prever a evolução futura dos movimentos e tendências, surgindo, deste modo, os índices de Sentimento do Mercado, que permitem quantificar os níveis de pessimismo e otimismo presentes em cada momento no mercado.

A literatura identifica um conjunto de indicadores que podem ser utilizados para aferir o sentimento, contudo, tem sido difícil reunir consenso em torno do qual se revela o mais adequado. Genericamente, podem dividir-se os indicadores de sentimento em diretos e indiretos (Brown e Cliff, 2004). Os indicadores diretos resultam de inquéritos onde se procura questionar os indivíduos relativamente às suas expectativas e opiniões sobre a evolução da economia e do mercado financeiro, ou através do recurso a índice de confiança do consumidor. Os indicadores indiretos utilizam variáveis económicas e financeiras para aferir o sentimento do investidor. Diversos estudos (ex: de Fisher e Statman, 2000, Brown e Cliff, 2005; Verma e Soydemir, 2006) recorrem aos inquéritos para aferir o sentimento, por outro lado o índice de confiança do consumidor (ICC), como alternativa aos inquéritos, constitui-se como recurso noutros trabalhos (ex: Charoenrook, 2006, Qiu e Welch, 2006, Lemmon e Portniaguina, 2006; Schmeling, 2009). Qiu e Welch (2006) referem que o ICC está intrinsecamente associado ao sentimento do investidor, na medida em que, os investidores revelam-se otimistas sobre a economia quando partilham o mesmo sentimento relativamente ao mercado de ações e vice-versa. De acordo com Lemmon e Portniaguina (2006) o ICC inclui as componentes racionais e emocionais do sentimento do consumidor, argumentando que a ligação entre o ICC e o sentimento do

consumidor decorre da presença significativa dos investidores individuais nos mercados financeiros.

Relativamente aos indicadores indiretos, diferentes autores (Lee, Shleifer e Thaler, 1991; Hughen e McDonald, 2005) recorrem ao desconto dos fundos de investimentos fechados (CEFD). O número de novas ofertas públicas iniciais (IPOs) constitui outro indicador alternativo e Lee et al. (1991) e, Wang, et al. (2006) adotaram o rácio de volume de negociações *put-call* para o aferir.

Recentemente foram propostos novos índices compostos para medir o sentimento. Glushkov (2006) desenvolveu um índice constituído pelo *spread* do *bull-bear*<sup>2</sup>, prémio de dividendos, desconto de fundo fechado, variação percentual na margem de empréstimos, proporção de vendas à descoberto de especialistas financeiros com as vendas à descoberto total, novos fluxos de caixa líquidos dos fundos mútuos de ações dos EUA, e o número e média dos retornos do primeiro dia em IPOs. Por sua vez, Baker e Wurgler (2006) recorrem ao desconto de fundo fechado, ao volume de transações medido pelo volume de negócios da NYSE, ao número e média dos retornos do primeiro dia em IPOs, participação de ações de novas emissões e, ao prémio de dividendos, para construírem um novo índice

De acordo com Fernandes (2013), torna-se difícil reunir consenso relativamente aos indicadores, que de forma mais adequada, permitam medir o sentimento. Um dos problemas associados à sua construção, está associado ao facto de o indicador do sentimento poder ser apenas um indicador ou constituir uma *proxie* de fatores macroeconómicos já identificados pela literatura (Lee et al. 1991).

Baker e Wurgler (2007) referem que os indicadores podem ter uma componente comum relacionada com o sentimento e com fatores macroeconómicos. Chen, Roll e Ross (1986) referem que as variáveis macroeconómicas condicionam de forma sistemática os preços das ações, identificando as que condicionam a rendibilidade dos ativos sugerindo outras que devem ser retiradas dos indicadores de sentimento como sejam o crescimento anual da produção industrial e o retorno sobre o valor ponderado do índice NYSE (New York Stock Exchange). Para remover os fatores económicos das *proxies*, Baker e Wurgler (2007) realizam regressões para cada *proxie* em função de indicadores macroeconómicos, utilizando os resíduos obtidos da regressão como *proxy* do sentimento.

---

<sup>2</sup> Spread compilado semanalmente pela *Investors Intelligence* (II) categorizando jornais especializados nos mercados financeiros. Semanalmente todas os jornais são lidos na perspetiva de movimentos futuros dos mercados e mercados com *bullish* (perspetiva de subida de preços), *bearish* (perspetiva de descida de preços) e neutro.

## Capítulo I – Enquadramento teórico

Brown e Cliff (2005) e Feldman (2010) adotam uma abordagem diferente ao incorporarem variáveis de controlo na regressão, removendo assim a influência dos fatores macroeconómicos da análise, ao contrário de excluírem diretamente esses fatores.

As variáveis macroeconómicas utilizadas no nosso estudo à semelhança de outros autores são: o índice de produção industrial (Brown e Cliff, 2004; Baker e Wurgler, 2007; Schmeling, 2009; Fernandes, 2013; Corredor et al., 2015; Aydogan, 2016; Khan, 2018), as taxas de juro de curto prazo (Fama e Schwert, 1977; Schmeling, 2009; Baker et al., 2012; Fernandes, 2013; Kumari, 2015; Aydogan, 2016) e a variação mensal do índice de preços ao consumidor (Zouaoui, 2011; Fernandes, 2013; Sayim 2013; Aydogan, 2016).

Em suma, o sentimento do investidor tem influência sobre a volatilidade do mercado, que por sua vez condiciona a evolução do mercado e dos seus retornos. Deste modo, existem dois tipos de indicadores para medir o sentimento do investidor, os indicadores diretos obtidos a partir de inquéritos e do Índice de Confiança do Consumidor e, os indicadores indiretos que utilizam variáveis económicas e financeiras para capturar o sentimento do investidor. Com a ajuda de modelos como o ARCH e GARCH torna-se possível modelar e prever os movimentos da volatilidade do mercado.

## Capítulo II – Dados e Metodologia

Para a realização do estudo recorreu-se a dados de séries temporais com frequência mensal de janeiro de 1988 a maio de 2019 com dois propósitos: *i*) avaliar o efeito do sentimento dos investidores na volatilidade do mercado de ações português, o índice PSI 20 e, *ii*) alargar o seu âmbito comparando-o com o mercado de ações espanhol, o índice IBEX 35. A cotação do índice do PSI 20 e do IBEX 35 foi obtida a partir da base de dados da *Main Economic Indicators* da OCDE (1961). Com o propósito de estudar o efeito do sentimento dos investidores na volatilidade do mercado, utilizou-se uma metodologia semelhante à proposta por Aydogan (2016), suportada no modelo desenvolvido por Glosten et al. (1993) e Zakoian (1994). Com recurso ao índice de confiança dos consumidores<sup>3</sup>, utilizado como uma *proxie* para aferir o sentimento do investidor e de variáveis macroeconómicas, foi efetuada uma regressão linear pelo método dos mínimos quadrados (*Ordinary Least Squares* - OLS) com o intuito de remover o efeito das notícias macroeconómicas na nossa *proxy* de sentimento, purificando-o. Como variáveis macroeconómicas consideraram-se: o índice de produção industrial<sup>4</sup> (para aferir o crescimento económico), as taxas mensais do mercado monetário (nomeadamente as taxas de

---

<sup>3</sup> O índice de confiança dos consumidores proporciona uma indicação do desenvolvimento futuros do consumo e da poupança das famílias tendo por base as respostas sobre sua situação financeira esperada, o sentimento sobre a situação económica geral, o desemprego e capacidade de poupança.

<sup>4</sup> O índice de produção industrial calcula-se para um período de referência e, expressa a alteração do volume da produção. Incorpora à produção de diferentes setores industriais: mineiro, transformador, eletricidade, gás, etc.

juízo de curto prazo<sup>5</sup>) e a inflação (variação mensal do índice de preços ao consumidor<sup>6</sup>). O índice de confiança dos consumidores e as variáveis macroeconómicas foram também retiradas da base de dados da *Main Economic Indicators* da OCDE. A equação que permite estimar o sentimento do investidor purificado é a seguinte:

$$SENT_{i,t} = \alpha + \beta_j \sum_{j=1}^n MACRO_{i,t} + D_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Onde  $SENT_{i,t}$  representa o sentimento do investidor para o país  $i$  (Portugal ou Espanha) no momento  $t$ , ou seja, o índice de confiança dos consumidores,  $MACRO_{i,t}$  expressa os seguintes indicadores macroeconómicos: índice de produção industrial, índice de preço do consumidor e taxas de juízo de curto prazo para o país  $i$  (Portugal ou Espanha) no momento  $t$ ,  $\alpha$  a constante e  $\varepsilon_{i,t}$  o termo de erro. Para analisar o impacto da crise financeira global introduziu-se uma variável *dummy*  $D_t$ , (com valor 1 se o período é de crise e 0 na ausência de crise). A crise financeira global teve início em julho de 2007 (Dungey 2009) e, o fim consensualmente considerado em dezembro de 2009 (Bhimjee, Ramos e Dias, 2016).

Como requisitos prévios à obtenção dos resíduos da equação (2) têm de se verificar alguns pressupostos da estimação OLS em séries temporais, nomeadamente: a estacionariedade, a ausência de autocorrelação e a homocedasticidade, questões abordadas em ponto posterior deste trabalho.

Os resíduos da expressão (2) traduzem o índice de sentimento original ortogonalizado pelas variáveis macroeconómicas e, assim, livres desse efeito. Assim o objetivo da nova medida de sentimento procura capturar o sentimento do investidor, que só é possível medir através do *proxy*. Após estimar o sentimento do investidor recorreu-se ao modelo *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (ARCH) desenvolvido por Engle (1982). O modelo ARCH avalia o impacto de curto prazo dos choques ocorridos no mercado no período anterior sobre a volatilidade corrente. Mais especificamente foi utilizado o modelo *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (GARCH) desenvolvido por Bollerslev (1986), muito referenciados na literatura para testar a volatilidade dos mercados, aferindo a persistência de

---

<sup>5</sup> A taxa de juízo de curto prazo traduz os valores pelos quais os empréstimos a menos de um ano são realizados entre instituições financeiras ou, o valor pelo qual as dívidas governamentais de curta duração são emitidas ou negociadas no mercado.

<sup>6</sup> O índice de preços ao consumidor traduz a variação dos preços de um conjunto de bens e serviços que normalmente são adquiridos por grupos específicos de famílias.

choques ocorridos na volatilidade passada e o seu impacto na volatilidade presente. Este tipo de modelos permite captar factos estilizados como a volatilidade em *clusters* caracterizados pelo facto de a períodos de grande volatilidade se seguirem períodos de grandes oscilações, de modo semelhante, períodos com pequenas alterações nos preços dão origem a oscilações de pequena dimensão (Campbell et al., 1997).

Em muitas circunstâncias observa-se que as notícias positivas e negativas dos mercados, têm diferentes impactos sobre a sua volatilidade. Para compreender os comportamentos assimétricos da volatilidade de acordo com as boas ou más notícias Glosten et al. (1993) e Zakoian (1994) desenvolveram o modelo *Threshold Generalized Autoregressive Conditional Heterocedastic* (TGARCH). Neste estudo o modelo TGARCH apresenta como vantagem a incorporação dos três efeitos arco (ARCH, GARCH e TGARCH) com a especificidade de ser composto por duas equações: *i) mean equation* que define a rentabilidade e, *ii) a da volatilidade*.

A primeira equação tem a seguinte expressão algébrica:

$$Y_t = \alpha_0 + \beta_0 Y_{t-1} + \beta_1 SENT_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\frac{\varepsilon_t}{\Omega} \sim i. i. d. (0, h_t)$$
(3)

$Y_t$  representa a rentabilidade das ações, calculada a partir do quociente entre o logaritmo da cotação recente e a cotação do período anterior, do PSI 20, no momento  $t$ ,  $SENT_{t-1}$  representa o sentimento do investidor, obtido a partir dos resíduos da equação 2, calculado para o momento  $t-1$ .

A segunda equação, a da volatilidade expressa-se da seguinte forma:

$$h_{r,t} = \mu + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \vartheta SENT_{r,t-1}$$
(4)

$h_{r,t}$  traduz a variância condicional do índice do retorno das ações (do PSI20 ou IBEX35) para o país  $r$  (Portugal ou Espanha) no momento  $t$ ,  $SENT_{r,t-1}$  representa os resíduos estimados na expressão 2, que permitiu determinar o sentimento para o país  $r$  (Portugal ou Espanha) no tempo  $t-1$ . A resposta assimétrica perante boas e más notícias, denominado por efeito de alavancagem,

está a ser capturado pela variável  $d_t$ , sendo  $d_t = 1$  se  $\varepsilon < 0$  (más notícias) e 0 em caso contrário ( $\varepsilon \geq 0$  boas notícias). As boas notícias têm um impacto sobre  $\alpha_i$ , e as más notícias em  $\alpha_i + \gamma$ , significando que as más notícias têm um maior efeito sobre a volatilidade quando  $\gamma > 0$ , o que indica a presença do efeito de alavancagem e se  $\gamma \neq 0$  o impacto das notícias torna-se assimétrico. O coeficiente  $\alpha$  representa o efeito ARCH com  $p=1$  (efeito arco de primeira ordem) e o efeito GARCH está expresso pelo  $\beta$  em que  $q=1$  (efeito arco de primeira ordem). O coeficiente  $\vartheta$ , mostra o impacto do efeito desfasado do sentimento do investidor na variância condicional do índice de rentabilidade das ações, após remoção do efeito do vetor das variáveis macroeconómicas.

A estimação do modelo TGARCH obriga a que se verifiquem previamente, com recurso ao *software* STATA 16 os seguintes pressupostos, inerentes a este tipo de modelações heterocedásticas: a estacionariedade das variáveis, a inexistência de autocorrelação dos resíduos, e, por fim, a hipótese da heterocedasticidade. A estacionariedade das variáveis obtém-se quando o valor da variável não está afetado permanentemente pelos termos de erro contidos nas observações passadas, ou seja, não apresentar uma tendência definida. A autocorrelação define-se pelo facto de uma observação num determinado momento estar relacionada com as observações passadas, sendo que o impacto que a autocorrelação pode trazer aos modelos é de as estimativas dos erros padrão e das estatísticas de teste  $t$  não serem válidas, mesmo para amostras grandes, na medida em que a estimativa da variância dos estimadores dos coeficientes será tendenciosa e os resíduos estimados deixam de ser eficientes. Por último a heterocedasticidade ocorre quando a variância dos resíduos não é constante e gera parâmetros não eficientes, originando erro em todas as análises, contudo, para se poder utilizar modelos da família ARCH torna-se necessária a existência de heterocedasticidade na variância dos resíduos.

O pressuposto da estacionariedade verifica-se através do teste amplamente utilizado, o *Augmented Dickey Fuller* (ADF) desenvolvido por Dickey e Fuller (1979). Este teste conhecido como teste de não estacionariedade ou teste de raiz unitária, tem como hipótese nula que a série é não estacionária, e que necessita de ser rejeitado para cumprir o pressuposto.

O pressuposto seguinte é verificar a inexistência de autocorrelação dos erros, uma vez que, caso exista indica que o modelo é inadequado. Para testar a autocorrelação recorre-se a dois testes, o teste de Durbin Watson desenvolvido por Durbin e Watson (1950), com hipótese nula de que não existe autocorrelação, e o segundo teste a realizar para confirmar os resultados do primeiro,

## Capítulo II – Dados e Metodologia

é o teste de Breusch-Godfrey LM, desenvolvido pelos autores Breusch (1978) e Godfrey (1978) em que a hipótese nula também é a de que não existe autocorrelação.

Por último, é preciso analisar se existe ou não heterocedasticidade, para cumprir o pressuposto de existência ou não de homocedasticidade. Com esse propósito são realizados os testes Breusch Pagan proposto e desenvolvido por Breusch e Pagan (1979), que tem por hipótese nula a inexistência de heterocedasticidade e que, portanto, necessita de ser rejeitada, e o teste de White desenvolvido por White (1980), cuja hipótese nula é de existência de variâncias constantes, tal como no teste Breusch Pagan e que também tem de ser rejeitada com o fim de cumprir com o pressuposto da existência de heterocedasticidade.

Depois de verificar os pressupostos descritos e antes de estimar o modelo TGARCH, é necessário verificar se a série temporal em estudo contempla a presença de efeitos ARCH, isto é, verificar se a série temporal tem volatilidade em cluster. Para esse propósito é realizado o teste ARCH-LM que foi desenvolvido pelo autor Engle (1982), cuja hipótese nula é a de não haver efeitos ARCH.

## Capítulo III – Resultados

A estatística descritiva das variáveis em estudo é a que se apresenta na Tabela 1, sendo que a parte superior da Tabela representa as variáveis utilizadas no mercado português e a parte inferior da Tabela representa as variáveis utilizadas no mercado espanhol. Pela observação do valor do erro padrão podemos constatar que as volatilidades dos mercados em estudo se assemelham, uma vez que o valor do log do retorno em ambos os mercados não diferem significativamente.

**Tabela 1: Estatística descritiva da amostra**

Estatística descritiva						
País	Variable	Obs	Mean	Std.Dev.	Min	Max
Portugal	cci	377	99.90377	1.38275	96.3199	102.279
	indprod	377	112.0309	11.8557	91.5487	135.278
	stint	377	5.221057	5.6507	-0.4077	18.254
	cpi	377	3.889914	3.78075	-1.6648	14.6335
	logreturn	376	0.002784	0.04915	-0.2209	0.21039
	sen	373	-3.08E-11	0.05814	-0.1756	0.18815
	e	372	-0.00131	0.0445	-0.2071	0.18001
Espanha	cci_esp	377	99.96457	1.27264	96.4808	101.767
	indprod_esp	377	109.1365	12.4494	89.7731	136.636
	stint_esp	377	4.821987	4.86261	-0.3304	15.979
	cpi_esp	377	3.043779	1.98418	-1.3684	7.39318
	logreturn_esp	376	0.003581	0.04874	-0.1752	0.13704
	sent	373	5.07E-12	0.06626	-0.2354	0.24651
	e	372	-9.73E-04	0.0462	-0.1621	0.12808

Legenda das variáveis: cci= Índice de Confiança do Consumidor, indprod= Índice de produção industrial, stint= Taxas de juro de curto prazo, cpi= Índice de preço do consumidor, logreturn= log dos retornos do PSI 20, sen= Sentimento do consumidor derivado dos resíduos da equação 2 para o mercado português, e= resíduos da equação 4 para o mercado português, cci\_esp= Índice de Confiança do Consumidor Espanhol, indprod\_esp= Índice de produção industrial espanhol, stint\_esp= Taxas de juro de curto prazo espanhol, cpi\_esp= Índice de preço do consumidor espanhol, logreturn\_esp= log dos retornos do IBEX 35, sent= Sentimento do consumidor derivado dos resíduos da equação 2 para o mercado espanhol, e= resíduos das equação 4 para o mercado espanhol.

## Capítulo III.1 – Portugal

Para estudar a influência que o sentimento tem na volatilidade do mercado português é necessário calcular o sentimento como referido na equação 2, cumprindo com os pressupostos da estacionariedade, inexistência de autocorrelação e de inexistência de heterocedasticidade.

O pressuposto da estacionariedade foi testada com o Augmented Dickey Fuller (ADF) (Dickey e Fuller, 1979) nas variáveis seguintes: do índice de confiança do consumidor e dos indicadores macroeconómicos (índice de produção industrial, índice de preço do consumidor e taxas de juro

de curto prazo) concluindo-se que somente a variável do índice de produção industrial era estacionária nos seus níveis, de acordo com a Tabela 2.

**Tabela 2: Teste de Estacionariedade Augmented Dickey Fuller (ADF)**

Teste de Estacionariedade Augmented Dickey Fuller (ADF)		
Variável	Estatística teste	P-value aproximado de MacKinnon
CCI	-0.160	0.9432
CPI	-1.949	0.3093
INDPROD	-3.197	0.0202
STINT	-1.483	0.5420

Nota: Legenda das variáveis: CCI= Índice de Confiança do Consumidor, CPI= Índice de preço do consumidor, INDPROD= Índice de produção industrial, STINT= Taxas de juro de curto prazo.

Para corrigir o não cumprimento do pressuposto da estacionariedade as variáveis foram transformadas nas suas primeiras diferenças temporárias, verificando-se que com este passo todas as variáveis se tornam estacionárias, cumprindo assim o pressuposto da estacionariedade conforme se pode constatar na Tabela 3.

**Tabela 3: Teste de Estacionariedade Augmented Dickey Fuller (ADF)**

Teste de Estacionariedade Augmented Dickey Fuller		
Variável	Estatística teste	P-value aproximado de MacKinnon
d.CCI	-3.941	0.0018
d.CPI	-9.912	0.0000
d.INDPROD	-16.889	0.0000
d.STINT	-4.805	0.0001

Nota: Legenda das variáveis: d.CCI= Primeira diferença temporária do Índice de Confiança do Consumidor, d.CPI= Primeira diferença temporária do Índice de preço do consumidor, d.INDPROD= Primeira diferença temporária do Índice de produção industrial, d.STINT= Primeira diferença temporária das Taxas de juro de curto prazo.

Após se verificar o cumprimento da estacionariedade (unit root) foi necessário testar a presença de autocorrelação recorrendo aos testes de Durbin Watson (Durbin e Watson, 1950) e Breusch-Godfrey LM (Breusch, 1978; Godfrey, 1978), para que o pressuposto seja cumprido é necessário que não exista autocorrelação.

Para realizar o teste utilizou-se a seguinte regressão usando as primeiras diferenças das variáveis, para o cálculo do sentimento:

$$dCCI_j = dCCI_j + dCPI_j + dINDPROD_j + dSTINT_j + dt \quad (5)$$

Finalizado os testes constata-se que existe autocorrelação de acordo com a Tabela 4. O valor da estatística teste de Durbin Watson (Durbin e Watson, 1950) está longe do valor 2, pelo que se rejeita a hipótese nula de não existir autocorrelação. Segundo o teste de Breusch-Godfrey LM (Breusch, 1978; Godfrey, 1978) também se rejeita a hipótese nula da não existência de autocorrelação dado que o p-value < 0.05.

**Tabela 4: Teste de Autocorrelação**

Teste de Autocorrelação		
Teste	Estatística teste	P-value
Durbin Watson	0.3856361	
Breusch-Godfrey LM	252.743	0.0000

Para corrigir o problema da autocorrelação existente foi ajustado um modelo autorregressivo AR(p) (*autoregressive model*) para assim, remover qualquer tipo de autocorrelação, optou-se por um modelo AR (4), ou seja, com 4 defasamentos da variável dependente. A regressão ajustada com o modelo AR (4) é a que se apresenta de seguida:

$$dCCI_j = l(1/4)CCI_j + dCPI_j + dINDPROD_j + dSTINT_j + dt \quad (6)$$

Como se pode verificar na Tabela 5 a aplicação dos defasamentos ajudou a eliminar a autocorrelação existente, uma vez que os valores da estatística teste de Durbin Watson (Durbin e Watson, 1950) estão próximas do 2 não se rejeitando, portanto, a hipótese nula de não existência de autocorrelação. De acordo com o teste de autocorrelação de Breusch-Godfrey LM (Breusch, 1978; Godfrey, 1978) a hipótese nula também não é rejeitada dado que o p-value > 0.05, portanto não existindo autocorrelação.

**Tabela 5: Teste de Autocorrelação**

Teste de Autocorrelação		
Teste	Estatística teste	P-value
Durbin Watson	1.941961	
Breusch-Godfrey LM	3.316	0.0686

Por último, testou-se se existe ou não heterocedasticidade, uma vez que para se realizar a regressão referente ao cálculo do sentimento é necessário cumprir-se o pressuposto de homocedasticidade. Com esse propósito são realizados os testes Breusch Pagan (Breusch e Pagan, 1979), cuja hipótese nula é a de não haver heterocedasticidade, e o teste de White (White, 1980) cuja hipótese nula é de existência de variâncias constantes, que tal como no teste Breusch Pagan não pode ser rejeitada com o fim de cumprir com o pressuposto da homocedasticidade. De acordo com a Tabela 6, em ambos os testes a hipótese nula é rejeitada, existindo, portanto, heterocedasticidade.

**Tabela 6: Teste de Heterocedasticidade**

Teste de Heterocedasticidade		
Teste	Estatística teste	P-value
Breusch-Pagan	19.070	0.0000
White	78.650	0.0007

Para corrigir a presença de heterocedasticidade no modelo utilizou-se um comando específico do STATA que confere robustez às variâncias estimadas e aos erros padrões e assim torna o modelo homocedástico, o comando utilizado foi *vce(robust)* que foi desenvolvido de forma independente por Huber (1967) e White (1980, 1982).

Após todos os pressupostos para realizar uma regressão terem sido cumpridas foi possível obter o sentimento dos investidores, e assim prosseguir para a estimação do modelo da família ARCH para se estudar a influência do sentimento do investidor na volatilidade do PSI 20.

Antes de prosseguir com a estimação do modelo TGARCH, é necessário verificar se são cumpridos os pressupostos da estacionariedade, inexistência de autocorrelação e neste caso específico, a presença de heterocedasticidade pois estamos na presença de modelos autorregressivos e heterocedásticos.

Através do teste Augmented Dickey Fuller (ADF) (Dickey e Fuller, 1979) foi avaliado o pressuposto da estacionariedade nas variáveis seguintes: o logaritmo do retorno do PSI 20, o

logaritmo do retorno do PSI 20 no tempo t-1, e o sentimento do investidor no tempo t-1 (*mean equation*, expressão 3). Concluiu-se que todas as variáveis são estacionárias, de acordo com a Tabela 7, cumprindo-se deste modo com o pressuposto da estacionariedade.

**Tabela 7: Teste de Estacionariedade Augmented Dickey Fuller (ADF)**

Teste de Estacionariedade Augmented Dickey Fuller (ADF)		
Variável	Estatística teste	P-value aproximado de MacKinnon
logreturn	-13.958	0.0000
l.logreturn	-13.929	0.0000
l.sen	-18.626	0.0000

Nota: Legenda das variáveis: logreturn= log dos retornos do PSI 20, l.logreturn= log dos retornos do PSI 20 com um desfasamento, l.sen= Sentimento do consumidor derivado dos resíduos da equação 2 para o mercado português com um desfasamento.

O próximo pressuposto a ser verificado foi o da autocorrelação, efetuando com esse propósito o teste de Durbin Watson (Durbin e Watson, 1950), cuja hipótese nula é a inexistência de autocorrelação, e o teste de Breusch-Godfrey LM (Breusch, 1978; Godfrey, 1978) em que a hipótese nula também é a que não existe autocorrelação. Do que se pode observar na Tabela 8 o resultado obtido em ambos os testes é inexistência de autocorrelação, dado que, segundo o teste Durbin Watson (Durbin e Watson, 1950) não existe autocorrelação uma vez que a sua estatística teste é próxima de 2, não se rejeitando assim a hipótese nula, e através do teste de Breusch-Godfrey LM (Breusch, 1978; Godfrey, 1978) as conclusões são as mesmas, uma vez que o seu p-value >0.05, não se rejeitando portanto a hipótese nula de não haver autocorrelação.

**Tabela 8: Teste de Autocorrelação**

Teste de Autocorrelação		
Teste	Estatística teste	P-value
Durbin Watson	1.993107	
Breusch-Godfrey LM	0.023	0.8801

O último pressuposto a ser testado é o da heterocedasticidade, uma vez que para se realizar modelos da família ARCH é necessário a existência de heterocedasticidade. Com esse propósito são realizados os testes Breusch Pagan (Breusch e Pagan, 1979) e o teste de White (White, 1980), cuja hipótese nula é de não haver heterocedasticidade e que, portanto, necessita de ser rejeitada. Na Tabela 9 são apresentados os resultados dos testes de heterocedasticidade.

**Tabela 9: Teste de Heterocedasticidade**

Teste de Heterocedasticidade		
Teste	Estatística teste	P-value
White	11.26	0.0465

O teste Breusch-Pagan (Breusch e Pagan, 1979) não foi utilizado uma vez que a série temporal não segue uma distribuição normal de acordo com a Tabela 10, sendo a hipótese da distribuição normal rejeitada, pelo que o teste de heterocedasticidade efetuado foi o do teste White (White, 1980), apropriada para modelos que não têm uma distribuição normal (Williams, 2015). Pelos resultados é possível observar que existe heterocedasticidade ao nível de significância de 5%. Podemos então concluir que o pressuposto da presença de heterocedasticidade é cumprida.

**Tabela 10: Teste de Normalidade Shapiro-Wilk**

Teste de Normalidade		
Teste	Estatística test	P-value
Shapiro-Wilk	3.738	0.00009

Depois de validados os pressupostos da estacionariedade, inexistência de autocorrelação e da presença de heterocedasticidade, foi necessário antes de estimar o modelo TGARCH, testar se a série temporal em estudo contempla a presença de efeitos ARCH, isto é, verificar se a série temporal tem volatilidade em *cluster*. Para esse fim realiza-se o teste ARCH-LM (Engle, 1982), cuja hipótese nula é a de não haver efeitos ARCH.

**Tabela 11: Teste ARCH-LM**

Teste ARCH-LM		
lags(p)	Estatística test	P-value
3	14.662	0.00210

Conforme é possível constatar na Tabela 11, a hipótese nula é rejeitada, pelo que, é possível afirmar que o modelo contempla efeitos ARCH o que nos permite executar o modelo TGARCH com o fim de estudar o efeito do sentimento do investidor sobre a volatilidade do PSI 20.

### Capítulo III – Resultados

Com o fim de analisar o impacto do sentimento do investidor sobre a volatilidade do mercado e capturar o efeito assimétrico do impacto das boas e más notícias foi aplicado o modelo TGARCH, usando 3 níveis autorregressivos (AR(3)) obtendo-se os seguintes resultados representados na Tabela 12.

**Tabela 12: Modelo TGARCH (1,1)**

logreturn	Coef.	Std.Err.	z	P> z	[95% Intervalo de confiança.]	
logreturn						
l.logreturn	0.3844076	0.5156812	0.75	0.456	-0.6263089	1.395124
l.sen	0.0566481	0.0382462	1.48	0.139	-0.0183131	0.1316093
cons	0.0036165	0.0039077	0.93	0.355	-0.0040424	0.0112755
ARMA						
ar						
L1.	-0.009791	0.5239949	-0.02	0.985	-1.036802	1.01722
L2.	-0.049139	0.2131856	-0.23	0.818	-0.4669749	0.3686973
L3.	0.0273276	0.1233523	0.22	0.825	-0.2144384	0.2690937
HET						
sen( $\vartheta$ )	-9.250741	4.736036	-1.95	0.051	-18.5332	0.0317196
cons( $\mu$ )	-8.861193	0.5651157	-15.68	0.000	-9.968799	-7.753587
ARCH						
arch( $\alpha$ )	0.1721096	0.0602954	2.85	0.004	0.0539327	0.2902865
tarch( $\gamma$ )	-0.062802	0.0741645	-0.85	0.397	-0.2081617	0.0825578
garch( $\beta$ )	0.7784334	0.0726824	10.71	0.000	0.6359785	0.9208883

Conforme se pode verificar na Tabela 12, o efeito assimétrico do impacto de boas e más notícias na volatilidade não é evidenciado, uma vez que o coeficiente  $\gamma$  não é estatisticamente significativo. A soma dos coeficientes da ARCH e GARCH é de 0.950543 muito próximo de um, o que constitui um indicador de que os choques na volatilidade são persistentes (Aydoğan, 2016). O coeficiente  $\beta$  é positivo e estatisticamente significativo, o que demonstra que existe um efeito GARCH no mercado indicando uma memória longa na variância, isso significa que após um choque a volatilidade se mantém por um período considerável. O coeficiente do sentimento do investidor,  $\vartheta$ , tem um p-value próximo dos 5%, podendo-se considerar que é estatisticamente significativo com valor negativo o que sublinha a maior persistência de choques negativos na variância condicionada (quanto menor o sentimento, maior a volatilidade do retorno do PSI20). O efeito ARCH também se faz sentir através do impacto de curto prazo de choques ocorridos nos mercados no período anterior na volatilidade corrente. Um aumento

do sentimento do consumidor está associado a uma redução na volatilidade. Os resultados suportam a teoria comportamental das finanças, que sugerem que mercados voláteis estão mais propensos a alterações do sentimento do investidor.

## Capítulo III.2 – Espanha

Para se estabelecer um termo comparativo foi efetuado o mesmo estudo para o mercado espanhol, tendo-se calculado o coeficiente do sentimento do investidor de forma semelhante ao utilizado para o mercado português. De seguida são apresentados os procedimentos para o seu cálculo.

Como no cálculo do sentimento do investidor para o mercado português, são necessários cumprir com os pressupostos da estacionariedade, inexistência de autocorrelação e de inexistência de heterocedasticidade.

O pressuposto da estacionariedade foi testada com o Augmented Dickey Fuller (ADF) (Dickey e Fuller, 1979) nas variáveis seguintes: do índice de confiança do consumidor e dos indicadores macroeconómicos (índice de produção industrial, índice de preço do consumidor e taxas de juro de curto prazo) concluiu-se que nenhuma variável era estacionária, conforme se pode verificar pela seguinte Tabela 13.

**Tabela 13: Teste de Estacionariedade Augmented Dickey Fuller (ADF)**

Teste de Estacionariedade Augmented Dickey Fuller (ADF)		
Variável	Estatística teste	P-value aproximado de MacKinnon
CCI_ESP	-0.951	0.7707
CPI_ESP	-1.652	0.4562
INDPROD_ESP	-1.711	0.4253
STINT_ESP	-1.249	0.6524

Nota: Legenda das variáveis: CCI\_ESP= Índice de Confiança do Consumidor Espanhol, CPI\_ESP= Índice de preço do consumidor espanhol, INDPROD\_ESP= Índice de produção industrial espanhol, STINT\_ESP= Taxas de juro de curto prazo espanhol.

Para corrigir o não cumprimento do pressuposto da estacionariedade as variáveis foram transformadas nas suas primeiras diferenças temporais, tal como se procedeu no mercado português, verificando-se que com este passo todas as variáveis se tornam estacionárias,

cumprindo assim o pressuposto da estacionariedade conforme se pode constatar na seguinte Tabela 14.

**Tabela 14: Teste de Estacionariedade Augmented Dickey Fuller (ADF)**

Teste de Estacionariedade Augmented Dickey Fuller (ADF)		
Variável	Estatística teste	P-value aproximado de MacKinnon
d.CCI_ESP	-6.282	0.0000
d.CPI_ESP	-14.221	0.0000
d.INDPROD_ESP	-26.494	0.0000
d.STINT_ESP	-13.762	0.0000

Nota: Legenda das variáveis: d.CCI\_ESP= Primeira diferença temporária do Índice de Confiança do Consumidor Espanhol, d.CPI\_ESP= Primeira diferença temporária do Índice de preço do consumidor espanhol, d.INDPROD\_ESP= Primeira diferença temporária do Índice de produção industrial espanhol, d.STINT\_ESP= Primeira diferença temporária das Taxas de juro de curto prazo espanhol.

Uma vez aferida a estacionariedade (unit root) foi necessário testar a presença de autocorrelação recorrendo para isso aos testes de Durbin Watson (Durbin e Watson, 1950) e Breusch-Godfrey LM (Breusch, 1978; Godfrey, 1978), para que o pressuposto seja cumprido é necessário que não exista autocorrelação.

Para realizar o teste utilizou-se a seguinte regressão para o cálculo do sentimento:

$$dCCI\_ESP_j = dCCI\_ESP_j + dCPI\_ESP_j + dINDPROD\_ESP_j + dSTINT\_ESP_j + dt \tag{7}$$

Finalizado os testes constata-se que existe autocorrelação conforme se pode averiguar pela Tabela 15. O valor da estatística teste de Durbin Watson (Durbin e Watson, 1950) está longe do valor 2, pelo que se rejeita a hipótese nula de não existir autocorrelação. Segundo o teste de Breusch-Godfrey LM (Breusch, 1978; Godfrey, 1978) também se rejeita a hipótese nula da não existência de autocorrelação dado que o p-value < 0.05.

**Tabela 15: Teste de Autocorrelação**

Teste de Autocorrelação		
Teste	Estatística teste	P-value
Durbin Watson	0.4748936	
Breusch-Godfrey LM	231.515	0.0000

### Capítulo III – Resultados

Para corrigir o problema da autocorrelação existente foi ajustado um modelo autorregressivo AR(p) (autoregressive model) para assim remover qualquer tipo de autocorrelação, optou-se por um modelo AR(4) também utilizado no caso português. A regressão ajustada com o modelo AR(4) apresenta-se de seguida:

$$dCCI\_ESP_j = l(1/4)CCI\_ESP_j + dCPI\_ESP_j + dINDPROD\_ESP_j + dSTINT\_ESP_j + dt \quad (8)$$

Como se pode verificar pela Tabela 16, este procedimento ajudou a eliminar a autocorrelação existente, uma vez que os valores da estatística teste de Durbin Watson (Durbin e Watson, 1950) estão próximas do 2 não se rejeitando, portanto, a hipótese nula de não existência de autocorrelação. Segundo o teste de autocorrelação de Breusch-Godfrey LM (Breusch, 1978; Godfrey, 1978) a hipótese nula também não é rejeitada dado que o p-value > 0.05, portanto não existindo autocorrelação.

**Tabela 16: Teste de Autocorrelação**

Teste de Autocorrelação		
Teste	Estatística teste	P-value
Durbin Watson	1.976828	
Breusch-Godfrey LM	0.213	0.6447

Por último, testou-se se existe ou não heterocedasticidade, uma vez que para se realizar a regressão é necessário cumprir o pressuposto de homocedasticidade. Com esse propósito são realizados os testes Breusch Pagan (Breusch e Pagan, 1979), cuja hipótese nula é a de não haver heterocedasticidade, e o teste de White (White, 1980) cuja hipótese nula é de existência de variâncias constantes, que tal como no teste Breusch Pagan (Breusch e Pagan, 1979) não pode ser rejeitada com o fim de cumprir com o pressuposto da homocedasticidade. Como se pode observar na Tabela 17, a hipótese nula é rejeitada no teste White (White, 1980) indicando heterocedasticidade, mas no teste Breusch-Pagan (Breusch e Pagan, 1979) a hipótese nula não é rejeitada, existindo homocedasticidade.

**Tabela 17: Teste de Heterocedasticidade**

Teste de Heterocedasticidade		
Teste	Estatística teste	P-value
Breusch-Pagan	1.67	0.1966
White	84.16	0.0002

Uma vez que num teste é confirmada a presença de heterocedasticidade e para corrigir essa presença de heterocedasticidade no modelo utilizou-se um comando específico do STATA que confere robustez às variâncias estimadas e aos erros padrões e assim torna o modelo homocedástico, o comando utilizado foi desenvolvido de forma independente por Huber (1967) e White (1980, 1982).

Após todos os pressupostos para realizar a regressão estarem cumpridos foi possível obter o sentimento dos investidores, e assim prosseguir para o modelo da família ARCH para estudar a influência do sentimento do investidor na volatilidade do IBEX 35.

Tal como sucedeu com o modelo TGARCH para o mercado português também no mercado espanhol é necessário verificar se são cumpridos os pressupostos da estacionariedade, inexistência de autocorrelação e presença de heterocedasticidade antes de poder prosseguir com a estimação do modelo TGARCH.

Através do teste Augmented Dickey Fuller (ADF) (Dickey e Fuller, 1979) foi testada o pressuposto da estacionariedade nas variáveis seguintes: o logaritmo do retorno do IBEX 35, o logaritmo do retorno do IBEX 35 no tempo t-1, e o sentimento do investidor no tempo t-1. Concluiu-se que todas as variáveis são estacionárias, de acordo com a Tabela 18, cumprindo-se deste modo com o pressuposto da estacionariedade.

**Tabela 18: Teste de Estacionariedade Augmented Dickey Fuller (ADF)**

Teste de Estacionariedade Augmented Dickey Fuller (ADF)		
Variável	Estatística teste	P-value aproximado de MacKinnon
logreturn_esp	-14.559	0.0000
l.logreturn_esp	-14.531	0.0000
l.sent	-19.000	0.0000

O próximo pressuposto a ser testado foi o da autocorrelação, tendo sido realizado com esse intuito o teste de Durbin Watson (Durbin e Watson, 1950), cuja hipótese nula é a inexistência de autocorrelação, e o teste de Breusch-Godfrey LM (Breusch, 1978; Godfrey, 1978) em que a

hipótese nula também é a que não existe autocorrelação. De acordo com os resultados da Tabela 19, em ambos os testes as hipóteses nulas não são rejeitadas. Segundo o teste Durbin Watson (Durbin e Watson, 1950) não existe autocorrelação, uma vez que a sua estatística teste é próxima de 2, não se rejeita assim a hipótese nula, e através do teste de Breusch-Godfrey LM (Breusch, 1978; Godfrey, 1978) as ilações a retirar são as mesmas, uma vez que o seu p-value >0.05, não se rejeitando portanto a hipótese nula de não haver autocorrelação.

**Tabela 19: Teste de Autocorrelação**

Teste de Autocorrelação		
Teste	Estatística teste	P-value
Durbin Watson	1.952082	
Breusch-Godfrey LM	1.133	0.2871

O último pressuposto a ser testado é a heterocedasticidade, uma vez que para se realizar modelos da família ARCH é necessário a existência de heterocedasticidade. Com esse propósito são realizados os testes Breusch Pagan (Breusch e Pagan, 1979) e o teste de White (White, 1980), cuja hipótese nula é não haver heterocedasticidade e que, portanto, necessita de ser rejeitada. Na Tabela 20 são apresentados os resultados dos testes de heterocedasticidade.

**Tabela 20: Teste de Heterocedasticidade**

Teste de Heterocedasticidade		
Teste	Estatística teste	P-value
Breusch-Pagan	9.55	0.0020
White	16.15	0.0064

Como se pode observar pelos resultados, em ambos os testes as hipóteses nulas são rejeitadas, existindo assim heterocedasticidade. Podemos então concluir que o pressuposto da presença de heterocedasticidade é cumprida.

Depois de validados os pressupostos da estacionariedade, inexistência de autocorrelação e da presença de heterocedasticidade, foi necessário testar se a série temporal em estudo contempla a presença de efeitos ARCH, isto é, verificar se a série temporal tem volatilidade em cluster. Com esse propósito foi realizado o teste ARCH-LM (Engle, 1982), cuja hipótese nula é a de não haver efeitos ARCH.

**Tabela 21: Teste ARCH-LM**

Teste ARCH-LM		
lags(p)	Estatística test	P-value
1	13.182	0.0402

Segundo os resultados obtidos na Tabela 21, a hipótese nula é rejeitada e é possível afirmar que o modelo contempla efeitos ARCH o que nos permite executar o modelo TGARCH com o fim de estudar o efeito do sentimento do investidor sobre a volatilidade do IBEX 35.

Existindo o necessário efeito ARCH e tendo cumprido todos os pressupostos prosseguiu-se para a estimação do modelo TGARCH.

**Tabela 22: Modelo TGARCH (1,1)**

logreturn	Coef.	Std.Err.	z	P> z	[95% Confid. Interv.]	
logreturn_esp						
l.logreturn_esp	0.2310829	0.1936875	1.19	0.233	-0.1485376	0.6107034
l.sent	0.1188392	0.037231	3.19	0.001	0.0458679	0.1918105
cons	0.0035615	0.0027001	1.32	0.187	-0.0017305	0.0088536
ARMA						
ar						
L1.	0.0261872	0.1996709	0.13	0.896	-0.3651606	0.417535
HET						
sent(θ)	-9.344329	2.817595	-3.32	0.001	-14.86671	-3.821945
cons(μ)	-7.858267	0.439818	-17.87	0.000	-8.720294	-6.99624
ARCH						
arch(α)	0.2063002	0.0687996	3.00	0.003	0.0714555	0.3411449
tarch(γ)	-0.1842943	0.0756293	-2.44	0.015	-0.332525	-0.0360637
garch(β)	0.6609599	0.1006894	6.56	0.000	0.4636123	0.8583074

Contrariamente ao que aconteceu no mercado português, o efeito assimétrico do impacto de boas e más notícias na volatilidade é evidenciado, uma vez que o coeficiente  $\gamma$  é estatisticamente significativo e tem valor negativo podemos afirmar que existe evidencia de o impacto das notícias ser assimétrico uma vez que  $\gamma \neq 0$ . Concluimos que o impacto de notícias positivas sobre a volatilidade é superior ao das notícias negativas da mesma magnitude, uma vez sendo o  $\gamma$  estatisticamente significativo e negativo, levando-nos a confirmar a existência de efeito de alavancagem. A soma dos coeficientes de ARCH e GARCH é de 0.8672601 o que é muito próximo de um, o que constitui um indicador de que os choques na volatilidade são

## Capítulo III – Resultados

persistentes. O coeficiente  $\beta$  é positivo e estatisticamente significativo, o que demonstra a existência de um efeito GARCH no mercado, tal como tinha acontecido também para o mercado português, indicando uma memória longa na variância, isso significa que após um choque a volatilidade se mantém por um período considerável. O coeficiente do sentimento do investidor,  $\vartheta$ , é estatisticamente significativo e é de valor negativo o que salienta a maior persistência de choques negativos na variância condicionada. Tal como aconteceu com o mercado português, a volatilidade do mercado espanhol também é mais sensível a choques negativos do sentimento do investidor, o que sustenta a presença de efeito de alavancagem.

### **Capítulo III.3 – Estudo comparativo**

De seguida apresenta-se na Tabela 23, em termos comparativos os resultados obtidos neste estudo para o mercado português e espanhol, relativamente aos resultados do estudo realizado por Aydogan (2016), cuja pesquisa incentivou a realização desta dissertação. O nosso estudo tem um âmbito mais alargado, 31 anos (em dados mensais) contra os 11 anos de Aydogan (2016) e abrange o mercado Espanhol e o mercado Português.

**Tabela 23: Tabela elaborado para termos de comparação com os resultados deste estudo comparativamente com dados do estudo realizado por Aydogan, B. (2016)**

	EUA	UK	França	Alemanha	Itália	Espanha	Irlanda	Grécia	Turquia	Portugal	Espanha
$\mu$	0.00015*	0.0000528**	0.003365*	0.000229*	0.0000939*	0.000254*	0.000169*	0.000232**	0.004262*	-8.861193*	-7.858267*
$\alpha$	0.12066	0.04649	0.16784*	0.02976*	0.01628*	0.22412*	0.27893*	0.06649*	0.02133	0.1721096*	0.2063002*
$\beta$	0.69569*	0.89950*	0.93408*	0.90614*	0.98100*	0.92120*	0.98460*	0.92376*	0.97521	0.7784334*	0.6609599*
$\gamma$	0.62473*	0.18004**	0.22781*	0.43320*	0.21944*	0.33228*	0.34802*	0.17900**	0.18304*	-0.062802	-1.184294**
$\vartheta$	0.00924	-0.00059	-0.02269*	-0.03502*	0.00645**	0.00335	0.00381*	-0.0080	0.05340*	-9.250741**	-9.344329*

\*, \*\* Rejeição ao nível de significância de 1 e 5%. Legenda dos coeficientes:  $\mu$ = constante,  $\alpha$ = coeficiente do ARCH,  $\beta$ = coeficiente do GARCH,  $\gamma$ = coeficiente de assimetria do TARCH,  $\vartheta$ = coeficiente de sentimento do investidor.

Comparativamente ao trabalho de Aydogan (2016) é possível verificar que o valor de coeficiente de assimetria (efeito TGARCH),  $\gamma$ , para Portugal não é significativo, porém o valor de  $\gamma$  para Espanha já é significativo corroborando os valores apresentados por Aydogan (2016). Porém o sinal do coeficiente de assimetria de Portugal e Espanha na nossa análise é negativo, contrariamente aos valores obtidos por Aydogan (2016) que apresentam todos valores positivos. Podemos concluir com base no valor de assimetria negativo dos resultados que as notícias positivas sobre a volatilidade têm um impacto superior ao das notícias negativas da mesma magnitude. A diferença verificada nos sinais dos valores do coeficiente de assimetria verificados neste trabalho comparativamente com o trabalho desenvolvido por Aydogan (2016) pode ser explicado por a base de dados utilizada neste estudo contemplar

dados mesmo após a crise da *Segunda-feira negra* que ocorreu em 19 de outubro de 1987 e assim ter dados que refletem a melhoria de estabilidade nos mercados internacionais.

O coeficiente de sentimento do investidor,  $\theta$ , para Portugal e Espanha no nosso estudo é significativo e de valor negativo, indo ao encontro dos valores apresentados por Aydogan (2016) para a Alemanha e França demonstrando que a volatilidade nos países em questão é mais sensível a choques negativos do sentimento do investidor. A interpretação que se pode retirar dos resultados é de que um sentimento do investidor mais pessimista contribui para o aumento da volatilidade. As possíveis causas para o pessimismo dos investidores verificado pode ser justificada com a instabilidade do mercado provocada pela *bolha da internet* que ocorreu entre 1994 e 2000 e dos acontecimentos do dia 11 de setembro de 2001.

Conforme se pode verificar na tabela 23, tanto no presente estudo como no desenvolvido por Aydogan (2016) a soma dos coeficientes de ARCH e GARCH está muito próximo de um para todos os países em análise, o que constitui um indicador de que os choques na volatilidade são persistentes tanto a longo como a curto prazo.

Dado que o estudo realizado nesta dissertação ter um período de análise mais extenso, de janeiro de 1988 a maio de 2019, comparativamente ao trabalho realizado por Aydogan (2016) com um período de análise de janeiro de 2004 a junho de 2015, torna as nossas conclusões mais sólidas, uma vez que contempla mais informação.

Com o intuito de verificar se o efeito ARCH foi devidamente capturado pelo modelo TGARCH, procedeu-se ao teste de ARCH-LM aos resíduos do modelo, e de acordo com a Tabela 24, o valor de p-value  $> 5\%$  para ambos os países, não se rejeitando a hipótese de não haver efeito ARCH, concluindo-se que o modelo TGARCH (1,1) representa adequadamente a assimetria de volatilidade.

**Tabela 24: Teste ARCH-LM**

Teste ARCH-LM		
País	Estatística test	P-value
Portugal	1.237	0.2660
Espanha	0.643	0.4225

Outro teste realizado para aferir se o modelo TGARCH foi bem executado consistiu em analisar se os resíduos dos modelos não têm autocorrelação, realizando-se o teste Durbin Watson (Durbin e Watson, 1950) e o teste Breusch-Godfrey LM (Breusch, 1978; Godfrey, 1978). De acordo com a Tabela 25 podemos concluir que os resíduos do modelo para o mercado português

e espanhol não possuem autocorrelação, atendendo a que, de acordo com o teste Durbin Watson (Durbin e Watson, 1950) não existe autocorrelação uma vez que a estatística teste é próxima de 2, não se rejeitando assim a hipótese nula, à mesma conclusão chegou-se através do teste de Breusch-Godfrey LM (Breusch, 1978; Godfrey, 1978), uma vez que o p-value  $>0.05$  para ambos os mercados, não se rejeitando portanto a hipótese nula de não haver autocorrelação.

**Tabela 25: Teste de Autocorrelação aos resíduos do modelo TGARCH (1,1)**

Teste de Autocorrelação			
País	Teste	Estatística test	P-value
Portugal	Durbin Watson	2.046009	0.6495
	Breusch-Godfrey LM	0.207	
Espanha	Durbin Watson	1.973244	0.8889
	Breusch-Godfrey LM	0.020	

## Capítulo IV – Conclusão

O estudo investiga o impacto do sentimento do investidor na volatilidade do PSI 20 e do IBEX 35, adotando a metodologia preconizada por Aydogan (2016). Com dados do Índice de confiança do consumidor procurou-se capturar o efeito que o sentimento do investidor exerce na volatilidade condicionada, de acordo com estudos realizados por Charoenrook (2006), Qiu e Welch (2006), Lemmon e Portniaguina (2006), Schmeling (2009), Finter et al. (2012), Chang et al. (2012) e Aydogan (2016). Os dados empíricos sustentam que não existe efeito assimétrico de boas e más notícias na volatilidade do PSI 20, porém este efeito prevalece no IBEX 35, concluindo-se que o impacto de notícias positivas sobre a volatilidade é superior ao das notícias negativas da mesma magnitude, confirmando a existência de efeito de alavancagem, corroborando no estudo de Lee et al. (2002) em que o coeficiente de assimetria é de valor negativo, uma vez que, choques positivos causam uma revisão com tendência de diminuição da volatilidade. Idênticos resultados obteve Sudha (2014) que afirma que quando o coeficiente de assimetria é negativo a intensidade da volatilidade tende a ter uma tendência de declínio em vez de subida. Uma possível explicação para que o valor do coeficiente de assimetria seja negativo ao invés de positivo de acordo com os resultados de Aydogan (2016) pode decorrer do facto de o horizonte temporal do nosso estudo ser mais amplo e a base de dados incorporar mais informação.

Relativamente ao PSI 20 e ao IBEX 35 o sentimento do investidor é estatisticamente significativo e de valor negativo indicando que um sentimento do investidor mais pessimista contribui para o aumento da volatilidade, revelando assim que, a volatilidade do mercado português e espanhol é mais sensível a choques negativos do sentimento do investidor o que

## Capítulo IV - Conclusão

sublinha a maior persistência de choques negativos na variância condicionada. Estes resultados corroboram os obtidos por Aydogan (2016) que no seu estudo, refere que os mercados da Alemanha e França também apresentam valores negativos e estatisticamente significativos concluindo que são mais sensíveis a choques negativos do sentimento do investidor. A semelhante conclusão chegou Kumari (2015) quando refere que o pessimismo dos investidores torna os mercados altamente voláteis, assim como Siganos, Vagenas-Nanos e Verwijmeren (2014) referem que existe uma relação negativa entre o sentimento e a volatilidade, por sua vez, Yu e Yuan (2011) mencionam que um aumento no sentimento provoca uma diminuição na volatilidade. Por outro lado, Spyrou (2011) refere que alterações no sentimento não têm qualquer impacto na volatilidade condicional dos retornos.

Os denominados efeitos ARCH são o impacto de curto prazo de choques na volatilidade nos mercados no período anterior que se transmitem na volatilidade corrente, apresentando Portugal e Espanha efeitos ARCH em linha com o estudo efetuado por Aydogan (2016) para a França, Alemanha, Itália, Irlanda, Espanha e Grécia.

A soma dos coeficientes de ARCH e GARCH está muito próximo do valor unitário, o que indica que os choques na volatilidade são persistentes tanto a curto prazo como a longo prazo, em linha com os resultados obtidos por Aydogan (2016).

Uma das principais limitações do estudo decorre de se ter contemplado apenas o mercado português e espanhol no estudo comparativo, apesar do elevado horizonte temporal.

Trabalhos futuros deviam alargar o seu âmbito geográfico e contemplar outros países do espaço da OCDE proporcionando uma maior comparabilidade, utilizar indicadores alternativos para aferir o sentimento do consumidor além do índice de confiança e, incorporar outras variáveis macroeconómicas para determinar o sentimento.

## Referências

- Aydogan, B. (2016). Sentiment dynamics and volatility of international stock markets. *Eurasian Business Review*, 7(3), 407–419.
- Baker, M., e Wurgler, J. (2006). Sentiment and the cross-section of stock returns. *Journal of Finance*, 61, 1645-1680.
- Baker, M., e Wurgler, J. (2007). Investor Sentiment in the Stock Market. *Journal of Economic Perspectives*, 21(2), 129–151.
- Baker, M., Wurgler, J., e Yuan, Y. (2012). Global, local, and contagious investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, 104(2), 272–287.
- Barberis, N., e Thaler, R. (2002). A Survey of Behavioral Finance. NBER Working Paper No. 9222.
- Barberis, N., Shleifer, A., e Wurgler, J. (2005). Comovement. *Journal of Financial Economics*, 75(2), 283–317.
- Bentes, S. (2011). Sobre a Medição da Volatilidade nos Mercados Bolsistas Internacionais: Evidência dos Países do G7. Lisboa: Edições Colibri/Instituto Politécnico de Lisboa.
- Bhimjee, D. C., Ramos, S. B., e Dias, J. G. (2016). Banking industry performance in the wake of the global financial crisis. *International Review of Financial Analysis*, 48, 376–387.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307–327.
- Bollerslev, T., e Ole Mikkelsen, H. (1996). Modeling and pricing long-memory in stock market volatility. *Journal of Econometrics* 73, 151 -184.
- Bowerman, B. L. e O'Connell, R. T. (1979). *Time series and forecasting*, California, Duxbury Press.
- Breusch, T. S. (1978). Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, 17(31), 334–355.
- Breusch, T. S., e Pagan, A. R. (1979). A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica*, 47(5), 1287-1294.
- Brown, G. W., e Cliff, M. T. (2004). Investor sentiment and the near-term stock market. *Journal of Empirical Finance*, 11(1), 1–27.
- Brown, G. W., e Cliff, M. T. (2005). Investor Sentiment and Asset Valuation. *The Journal of Business*, 78(2), 405–440.
- Campbell, J. Y., Lo, A.W., MacKinlay, A.C. (1997). *The econometrics of financial markets*. Princeton, NJ: Princeton University press.
- Chang, Y. Y., Faff, R., Hwang, C.-Y. (2012). Local and global sentiment effects, and the role of legal, trading and information environments. *SSRN Electronic Journal*.

- Charoenruek, A. (2006). Does sentiment matter? Working paper 3301937, Vanderbilt University.
- Chen, N. Roll, R. e Ross, S.A. (1986). Economic Forces and the Stock Market. *The Journal of Business*, 59(3), 383-403.
- Corredor, P., Ferrer, E., e Santamaria, R. (2013). Investor sentiment effect in stock markets: Stock characteristics or country-specific factors? *International Review of Economics and Finance*, 27,572–591.
- Corredor, P., Ferrer, E., e Santamaria, R. (2015). The impact of investor sentiment on stock returns in emerging markets: The case of Central European Markets. *Eastern European Economics*, 53, 328–355.
- De Bondt, W., Muradoglu, G., Shefrin, H., e Staikouras, S. K., (2008). Behavioral finance: Quo vadis? *Journal of Applied Finance*, 18(2), pp.7–18.
- De Long, J. B., Shleifer, A., Summers, L. H., e Waldmann, R. J. (1990). Noise Trader Risk in Financial Markets. *Journal of Political Economy*, 98(4), 703–738.
- Dergiades, T. (2012). Do investors' sentiment dynamics affect stock returns? Evidence from the US economy. *Economics Letters*, 116(3), 404–407.
- Dickey, D. A., e Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Dungey, M. (2009). The tsunami: measures of contagion in the 2007–08 credit crunch. *Cesifo Forum*, 9(4), 33–34.
- Durbin, J., e Watson, G. S. (1950). Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression: I. *Biometrika*, 37(3/4), 409-428.
- Engle, R.F. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987- 1007.
- Fama, E. F. (1963). Mandelbrot and the Stable Paretian Hypothesis. *The Journal of Business*, 36(4), 420-429.
- Fama, E. F. (1965). The Behavior of Stock-Market Prices. *The Journal of Business*, 38(1), 34-105.
- Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Fama, E.F., e Schwert, G.W., (1977). Asset returns and inflation. *Journal of Financial Economics* 5, 115–146.
- Feldman, T. (2010). A More Predictive Index of Market Sentiment. *Journal of Behavioral Finance*, 11(4), 211–223.
- Fernandes, C. M. D. A., Gonçalves, P. M. M. G., e Vieira, E. F. S. (2013). Does sentiment matter for stock market returns? Evidence from a small European market. *Journal of Behavioral Finance*, 14(4), 253-267.

- Ferreira, Domingos. (2009) – Opções Financeiras – Gestão de Risco, Especulação e Arbitragem. 2.<sup>a</sup> ed. Lisboa: Edições Sílabo
- Finter, P., Niessen-Ruenzi, A., e Ruenzi, S. (2012). The impact of investor sentiment on the German stock market. *Journal of Business Economics*, 82(2), 132–163.
- Fisher, K. L., e Statman, M. (2000). Investor Sentiment and Stock Returns. *Financial Analysts Journal*, 56(2), 16–23.
- Fisher, K. L., e Statman, M. (2003). Consumer Confidence and Stock Returns. *The Journal of Portfolio Management*, 30(1), 115–127.
- Glosten, L.R., Jagannathan, R. e Runkle, D.E. (1993). On the relation between value and volatility of nominal excess returns on stock. *Journal of Finance*, 48(5), 1179-1801.
- Glushkov, D. (2006). Sentiment Beta. *SSRN Electronic Journal*.
- Godfrey, L. G. (1978). Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables. *Econometrica*, 46(6), 1293-1301.
- Grossman, S. J. e Shiller, R. J. (1981). The determinants of the variability of stock market prices. *The American Economic Review* 71, 2, Papers and proceedings of the Ninety- Third Annual Meeting of the American Economic Association, 222-227.
- Han, B. (2007). Investor Sentiment and Option Prices. *Review of Financial Studies*, 21(1), 387–414.
- Hofstede, G. (2001). Culture’s Consequences: Comparing Values, Behaviors, Institutions, and Organizations across Nations. *Administrative Science Quarterly*, 48(1), 127-131.
- Horta, P., e Lobão, J. (2018). Global and Extreme Dependence Between Investor Sentiment and Stock Returns in European Markets. *Journal of Behavioral Finance*, 19(2), 141–158.
- Huber, P.J. (1967) The behavior of maximum likelihood estimates under nonstandard conditions. *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*, Volume 1: Statistics, 1(1), 221-233.
- Hughen, J. C., e McDonald, C. G. (2005). Who are the Noise Traders? *Journal of Financial Research*, 28(2), 281–298.
- Kendall, M. G., e Hill, A. B. (1953). The Analysis of Economic Time-Series-Part I: Prices. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 116(1), 11.
- Khan, M., e Ahmad, E. (2018). Measurement of Investor Sentiment and Its Bi-Directional Contemporaneous and Lead–Lag Relationship with Returns: Evidence from Pakistan. *Sustainability*, 11(1):94
- Kumar, A., e Lee, C. M. C. (2006). Retail Investor Sentiment and Return Comovements. *The Journal of Finance*, 61(5), 2451–2486.

- Kumari, J., e Mahakud, J. (2015). Does investor sentiment predict the asset volatility? Evidence from emerging stock market India. *Journal of Behavioral and Experimental Finance* 8, 25-39.
- Lee, C. M. C., Shleifer, A., e Thaler, R. H. (1991). Investor Sentiment and the Closed-End Fund Puzzle. *The Journal of Finance*, 46(1), 75-109.
- Lee, W.Y., Jiang, C.X., e Indro, D.C. (2002). Stock market volatility, excess returns, and the role of investor sentiment. *Journal of Banking & Finance*, 26, 2277–2299.
- Lemmon, M., e Portniaguina, E. (2006). Consumer confidence and asset prices: Some empirical evidence. *Review of Financial Studies*, 19(4), 1499–1529.
- Lux, T. (2011). Sentiment dynamics and stock returns: the case of the German stock market. *Empirical Economics*, 41(3), 663–679.
- Maitra, D., e Dash, S. R. (2017). Sentiment and stock market volatility revisited: A time–frequency domain approach. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 15, 74–91.
- Mandelbrot, B. (1963). The Variation of Certain Speculative Prices. *The Journal of Business*, 36(4), 394-419.
- Marsh, T.A., e Merton, R. (1986). Dividend Variability and Variance Bounds Tests for the Rationality of Stock Market Prices. *American Economic Review*, 76(3), 483-498.
- Neal, R., e Wheatley, S. M. (1998). Do Measures of Investor Sentiment Predict Returns? *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 33(4), 523-547.
- Nelsen, R. B. (1999). *An Introduction to Copulas*. Lecture Notes in Statistics.
- Nelsen, Roger B. (1999). *An Introduction to Copulas*. Springer-Verlag New York, Inc.
- Nofsinger, J. R. (2005). Social Mood and Financial Economics. *Journal of Behavioral Finance*, 6(3), 144–160.
- OCDE (1961). *Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico*. <https://data.oecd.org/> (consultado a 26/07/2019)
- Peters, E.E. (1996). *Chaos and order in the capital markets: a new view of cycles, prices, and market volatility*. John Wiley & Sons.
- Porteba, J.M., e Summers, L.H. (1986). The persistence of volatility and stock market returns. *American Economic Review*, 76, 1142-1151.
- Qiu, L., e Welch, I. (2006) Investment sentiment measures. NBER Working Paper N° 10794.
- Ridberg, T. H. (2000). Realistic Statistical Modelling of Financial Data, *International Statistical Review* 68, 233 – 258.
- Ritter, J., (2003). Investment banking and securities issuance. In: Harris, M., Stulz, R., R. (Eds.), *Handbook of the Economics of Finance*, Constantinites, North-Holland, Amsterdam. (chapter 5).

- Sayim, M., Morris, P., e Rahman, H. (2013). The effect of US individual investor sentiment on industry-specific stock returns and volatility. *Review of Behavioral Finance* 5(1), 58-76.
- Schmeling, M. (2009), Investor sentiment and stock returns: some international evidence, *Journal of Empirical Finance*, 16, 394-408.
- Schneller, D., Heiden, S., Heiden, M., e Hamid, A. (2017). Home is Where You Know Your Volatility - Local Investor Sentiment and Stock Market Volatility. *German Economic Review*, 19(2), 209–236.
- Shleifer, A. (2000). *Inefficient Markets: An Introduction to Behavioral Finance*. Oxford, Oxford University Press.
- Siganos, A., Vagenas-Nanos, E., e Verwijmeren, P. (2014). Facebook's daily sentiment and international stock markets. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 107, 730–743.
- Silva, W. S. da., Sáfadi, T., e Castro Júnior, L. G. de. (2005). Uma análise empírica da volatilidade do retorno de commodities agrícolas utilizando modelos ARCH: os casos do café e da soja. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 43(1), 119–134.
- Simon, D. P., e Wiggins, R. A. (2001). S&P futures returns and contrary sentiment indicators. *Journal of Futures Markets*, 21(5), 447–462.
- Smidt, S. (1968). A New Look at the Random Walk Hypothesis. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 3(3), 235-261.
- Solt, M. E., e Statman, M. (1988). How Useful is the Sentiment Index? *Financial Analysts Journal*, 44(5), 45–55.
- Spyrou, S. I. (2011). Sentiment Changes, Stock Returns and Volatility: Evidence from NYSE, Amex, and Nasdaq Stocks. *SSRN Electronic Journal*.
- Statman, M. (2014). Behavioral finance: Finance with normal people. *Borsa Istanbul Review*, 14(2), 65–73.
- Sudha, S. (2014). Risk-return and Volatility analysis of Sustainability Index in India. *Environment, Development and Sustainability*, 17(6), 1329–1342.
- Taylor, S. J. (1994). *Modelling Financial Time Series*. Chichester: John Wiley & Sons.
- Tsuji, C. (2006). Does investors' sentiment predict stock price changes? With analyses of naive extrapolation and the salience hypothesis in Japan. *Applied Financial Economics Letters*, 2(6), 353–359.
- Verma, R., e Soydemir, G. (2006). The Impact of U.S. Individual and Institutional Investor Sentiment on Foreign Stock Markets. *Journal of Behavioral Finance*, 7(3), 128–144.
- Wang, Y., Li, C., e Lin, C. (2009). The impact of investor sentiment on the futures market, evidence from the Taiwan futures exchange. *International Research Journal of Finance and Economics*, 28, 134–151.
- Wang, Y.-H., Keswani, A., e Taylor, S. J. (2006). The relationships between sentiment, returns and volatility. *International Journal of Forecasting*, 22(1), 109–123.

- White, H. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817-838.
- White, H. (1982). Maximum likelihood estimation of misspecified models. *Econometrica* 50: 1–25.
- Williams, R. (2015). Heteroskedasticity. University of Notre Dame. <https://www3.nd.edu/~rwilliam/stats2/l25.pdf> (consultado a 23/10/2019)
- Wyman, O. e World Federation of Exchanges (2018). Market infrastructures and market integrity: A post-crisis journey and a vision for the future.
- Yu, J., Huang, H.-H., e Hsu, S.-W. (2014). Investor Sentiment Influence on the Risk-Reward Relation in the Taiwan Stock Market. *Emerging Markets Finance and Trade*, 50, 174–188.
- Yu, J., e Yuan, Y. (2011). Investor sentiment and the mean–variance relation. *Journal of Financial Economics*, 100(2), 367–381.
- Zakoian, J.-M. (1994). Threshold heteroskedastic models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18(5), 931–955.
- Zouaoui, M., Nouyrgat, G., e Beer, F. (2011). How Does Investor Sentiment Affect Stock Market Crises? Evidence from Panel Data. *The Financial Review* 46, 723–747.
- Zweig, M. E. (1973). An Investor Expectations Stock Price Predictive Model Using Closed-End Fund Premiums. *The Journal of Finance*, 28(1), 67–78.

