

# Relação unidirecional entre confiança do consumidor e rentabilidade do PSI-20 – Influência do ciclo econômico\*, \*\*

## *The unidirectional relationship between consumer confidence and PSI-20 returns – The influence of the economic cycle*

**Maria Elisabete Duarte Neves**

Instituto Superior de Contabilidade e Administração de Coimbra, Departamento de Finanças, Coimbra, Portugal

**Luís Miguel Aragão Duarte Gonçalves**

Banco BIC Português S. A., Direção Regional Castelo Branco, Coimbra, Portugal

**Mario Joaquim Silva Ribeiro**

Banco Santander Totta, Coimbra, Portugal

**Paulo Jorge Santiago Feiteira**

Garval-SGM, Coimbra, Portugal

**Clara Margarida Pisco Viseu**

Instituto Superior de Contabilidade e Administração de Coimbra, Departamento de Matemática e Informática, Coimbra, Portugal

Recebido em 30.07.2015 – Desk aceite em 23.08.2015 – 5ª versão aprovada em 19.07.2016.

### RESUMO

Este trabalho tem como principal objetivo determinar a relação entre sentimento de mercado e taxas de retorno no principal *benchmark* português e verificar se essa relação é influenciada pelos diferentes ciclos econômicos. Dada a subjetividade inerente à utilização de variáveis que identifiquem o sentimento dos investidores, o Índice de Confiança do Consumidor (ICC) foi utilizado como indicador de referência. Para alcançar o objetivo proposto, foi realizada análise da estacionariedade das séries temporais, correlação de Pearson e causalidade de Granger utilizando o modelo de vetores autorregressivos e, posteriormente, o Método dos Mínimos Quadrados com variáveis macroeconômicas. Os resultados obtidos sugerem uma relação unidirecional dos retornos do mercado de ações na variável sentimento. De fato, em períodos de recessão, o pessimismo dos investidores induz a comportamentos lineares e a relação sentimento-retorno é mais evidente. Assim, este artigo proporcionará duplo interesse; para a comunidade acadêmica, fornecendo base para investigações futuras, e para gestores e investidores, quanto à percepção de que a previsibilidade dos retornos será mais fácil em períodos recessivos.

**Palavras-chave:** mercado financeiro, finanças comportamentais, Índice de Confiança do Consumidor, PSI-20, ciclo econômico.

### ABSTRACT

*The aim of this paper is to determine the relationship between market sentiment and rates of return on the main Portuguese benchmark and verify whether this relationship is influenced by different economic cycles. Given the subjectivity inherent to the use of variables capturing investor sentiment, the Consumer Confidence Index (CCI) was used as a benchmark. To achieve the proposed objective, an analysis of time series stationarity, Pearson correlation, and Granger causality using the autoregressive vectors model was carried out, followed by the Least Squares Method with macroeconomic variables. The results obtained suggest a one-way relationship between stock market returns and the sentiment variable. In fact, in times of recession, investor pessimism induces linear behavior and the sentiment-return relationship is more evident. This article will thus be of interest both to the academic community, in providing a basis for future investigations, and to managers and investors, with regards to the perception that the predictability of returns will be easier in periods of recession.*

**Keywords:** financial markets, behavioral finance, Consumer Confidence Index, PSI-20, economic cycle.

\*Artigo financiado pelos Fundos Europeus Estruturais e de Investimento (FEDER) / Programa Operacional Competitividade e Internacionalização (COMPETE 2020) [Projeto n° 006971 (UID/SOC/04011)], e Fundos Nacionais/Fundação para a Ciência e Tecnologia (UID/SOC/04011/2013).

\*\*Artigo apresentado no XV Congresso Internacional de Contabilidade e Auditoria, Coimbra, Portugal, junho de 2015.

## I INTRODUÇÃO

Ao contrário do que defendem as Finanças Tradicionais, os investidores não são completamente racionais nas suas decisões de investimento (Baker, Ruback, & Wurgler, 2004), realidade que, nas últimas décadas, tem sido estudada de forma detalhada pelas denominadas Finanças Comportamentais. Um dos principais temas abordados por esta teoria é o efeito do sentimento na tomada de decisão de investimento (Hirshleifer, 2001; Malmendier & Geoffrey, 2005).

Shiller (2005) defendeu que a dissonância cognitiva desempenha papel fundamental nas decisões de investimento e que a inclusão de conhecimentos de áreas como a psicologia não deve ser esquecida. Segundo o autor, o efeito da informação positiva e negativa tende a gerar rapidamente um processo multiplicador no mercado por meio de comportamentos “de manada”. Nesta temática, Schmeling (2009) analisou a relação entre o sentimento e os retornos em países com diferentes culturas e concluiu que, naqueles com maior tendência para *herding*, os investidores estavam sujeitos à relação de sentimento-retorno. Do mesmo modo, Blasco, Corredor e Ferreruela (2012), em estudo baseado em mercado com características similares ao português e com proximidade de fronteira – o mercado espanhol – o comportamento de manada entre os investidores foi explorado. Estes autores tinham como principal objetivo determinar os fatores racionais e emocionais e identificar as relações entre eles. Chegaram à conclusão de que há comportamento de manada naquele mercado e que a intensidade deste comportamento depende das rentabilidades passadas, confirmando a existência de fatores racionais e emocionais. É importante salientar, também, que o investidor individual pode ser suscetível de exercer influência sobre o preço das ações devido a alguma irracionalidade e crenças em expectativas de retorno, os designados *noise traders*. Barber, Odean e Zhu (2009), documentaram importante comportamento de manada em investidores individuais. Neste trabalho, demonstraram que o viés psicológico provavelmente contribui para a negociação dos indivíduos de forma muito correlacionada, levando os investidores a comprar sistematicamente ações com melhor desempenho recente. Por outro lado, Serapio, Barbedo e Araújo (2015) analisaram o efeito manada no mercado de ações brasileiro demonstrando que em 30 minutos não há efeito significativo. No entanto, sugeriram a existência do mesmo efeito por meio da avaliação intradiária.

Os pressupostos básicos da teoria de *behavioral finance* sustentam que o investidor tem sentimentos e emoções não racionais que podem afetar o preço dos títulos. Shu (2010), por exemplo, demonstrou empiricamente que o humor dos investidores influencia o preço das ações. Papavassiliou (2014), em seu estudo sobre a Grécia, que assim como Portugal teve ajuda internacional após a crise da dívida pública, demonstrou que os preços de ações e títulos caem durante os períodos de turbulência.

A importância do sentimento nos mercados financeiros pode ainda ser reconhecida no trabalho proposto por Zouaoui, Nouyrigat e Beer (2011), que demonstraram que o impacto do sentimento dos investidores nos mercados de ações é mais pronunciado em países culturalmente mais propensos a comportamento de manada, *overreaction* e baixo envolvimento institucional. Da mesma forma, Bathia e Bredin (2013) estudaram a relação entre o sentimento do investidor e os retornos do mercado de ações dos G7. Utilizando uma série de *proxies* para identificar o sentimento do investidor entre 1995 e 2007, demonstraram a relação negativa entre o sentimento dos investidores e os retornos futuros.

Com relação à introdução do efeito nos diferentes ciclos econômicos, Chung, Hung e Yeh (2012), examinando o poder preditivo do sentimento do investidor nos retornos das ações em estágios recessivos e expansionistas (de acordo com os ciclos de negócios do National Bureau of Economic Research) demonstraram que, em momentos recessivos, o poder preditivo do sentimento é geralmente insignificante. Brown e Cliff (2005), utilizando dados de inquéritos para o sentimento do investidor por meio da Investor's Intelligence (que controla o número de boletins de mercado *bull*, *bear* ou neutros), demonstraram que o sentimento é afetado pelo preço dos ativos e que o mercado fica superavaliado em períodos de otimismo. Kurov (2010) demonstrou que o efeito da notícia sobre o sentimento depende das condições de mercado *bull* ou *bear*. Este autor também identificou que a política monetária em períodos de *bear market* pode ter efeito maior sobre as ações, que são mais sensíveis às mudanças no sentimento dos investidores e às condições do mercado de crédito. Do mesmo modo, López-Salido, Stein e Zakrajsek (2015) enfatizaram a importância do sentimento de mercado de crédito e seus resultados sugerem que a variação dos retornos esperados para os investidores do mercado de crédito pode ser motor importante de flutuações econômicas, i.e, fator-chave do ciclo de negócios. Podemos destacar Bernanke, Gertler e Gilchrist (1999) ou Kiyotaki e Moore (1997) como clássicos na investigação do papel dos mercados financeiros nas flutuações do ciclo de negócios. Da mesma forma, Chordia e Kumar (2002) publicaram interessante artigo sobre a influência da estratégia *momentum* em períodos de expansão.

Em estudo recente, aliando o efeito sentimento aos ciclos econômicos, Garcia (2013) analisou o efeito do sentimento por intermédio de agências de notícias durante os períodos de recessão. Este artigo, para o mercado americano, teve como objetivo estudar o efeito do sentimento dos investidores nos valores das ações entre 1905-2005. Segundo o autor, este foi o primeiro estudo que demonstrou que o sentimento pode ser preditivo do comportamento dos retornos de ações, principalmente durante ciclos econômicos recessivos. A *proxy* de sentimento usada por este autor foi construída

por meio do número de palavras positivas e negativas de duas colunas do New York Times publicadas diariamente entre 1905-2005. Os resultados indicaram que o conteúdo das notícias tem efeito mais pronunciado nos retornos do Dow Jones Industrial Average durante as recessões.

Neste artigo apresentamos, como principais linhas teóricas, em primeiro lugar o artigo de Garcia (2013), cujo objetivo ao qual nos propomos é muito similar; em segundo lugar, o trabalho de Fernandes, Gama e Vieira (2013), por terem utilizado Portugal como amostra e, como *proxy* de sentimento, uma das variáveis que nos propusemos analisar: o Índice de Confiança do Consumidor (ICC). Fernandes et al. (2013) utilizaram o Indicador de Sentimento Econômico e o ICC como *proxies* para o sentimento dos investidores, procurando identificar se aquelas variáveis previam a rentabilidade futura do mercado global de ações e os retornos dos índices industriais em Portugal, entre setembro de 1997 e abril de 2009. Da mesma forma, verificaram se a relação entre sentimento e retorno esperado foi significativamente negativa, mesmo após o controle de fatores macroeconômicos. Eles utilizaram um sistema de equações para verificar a existência deste efeito para um, três, seis e 12 meses, concluindo que o sentimento teve impacto negativo sobre a rentabilidade futura do mercado para previsões no período de um a 12 meses (consistente com o denominado comportamento de *noise trader*).

Neste contexto, o objetivo deste trabalho foi testar empiricamente a existência do efeito não racional na rentabilidade do principal índice português, o PSI-20. Além

desto, objetivamos verificar se esta relação é influenciada por diferentes ciclos econômicos. Para alcançar este objetivo, foram recolhidos dados completos do mercado português relativos à última década, entre 2003-2013. Dada a ausência de dados sobre sentimentos e emoções dos investidores, ao contrário do que ocorre no mercado americano, consideramos o ICC como variável de estudo, já que não há dados publicados no país, em jornais e/ou outros meios de comunicação, sobre sentimentos e emoções dos investidores. Esta alteração implica certas vantagens, sobretudo pelo fato de tratar-se de uma variável quantitativa de fácil tratamento e comparabilidade. Baker e Wurgler (2006) afirmaram que “não há medidas de sentimento do investidor incontestáveis ou definitivas” (p. 1655).

Este trabalho, em abordagem original, estabelece a ligação entre o sentimento e a rentabilidade do mercado português influenciada pelo ciclo econômico ao longo de uma década. Nossos resultados, utilizando a regressão linear após considerar a “estacionariedade” dos dados, demonstram que há relação entre retorno e sentimento e que este efeito é mais intenso nos períodos recessivos.

Este artigo encontra-se dividido da seguinte forma: a Seção 2 apresenta o quadro teórico relativo à literatura existente e às evidências empíricas sobre a influência do sentimento na rentabilidade das ações, incluindo o efeito do ciclo econômico e serão levantadas as hipóteses a contrastar. Na Seção 3 descreve-se a metodologia usada na análise. Na Seção 4 discutem-se os resultados obtidos e na Seção 5 são apresentadas as conclusões.

## 2 TEORIAS E HIPÓTESES

Nesta seção, serão apresentadas as contribuições mais relevantes da literatura prévia na influência do sentimento nos retornos das ações e como esta relação pode ser afetada por diferentes ciclos econômicos.

Alguns autores, como Hansen e Jagannathan (1997) e Hansen e Richard (1987), deram início à discussão do paradigma do preço dos ativos e, mais tarde, Cochrane (2005, 2011) baseou seus trabalhos no conceito de fator estocástico de desconto.

Thaler (1999) afirmou que o entendimento sobre os mercados financeiros é fortalecido pela introdução do elemento humano, no qual se pode enquadrar o estudo do sentimento do investidor. Mishkin (2001) defendeu que as expectativas dos investidores nem sempre são totalmente racionais com relação ao preço dos ativos no mercado de capitais devido a duas razões fundamentais: o esforço para encontrar toda a informação, apesar de esta poder estar totalmente disponível, e o fato de os investidores não estarem conscientes de toda a informação disponível. Daniel, Hirshleifer e Subrahmanyam (1998) demonstraram que uma sequência de boas notícias (ou más) relacionadas com a economia leva as empresas à superavaliação (ou subavaliação). Neal e Wheatley (1998) demonstraram,

por meio de duas medidas de sentimento individual dos investidores, que o sentimento antecipa a rentabilidade. Shefrin (2005, 2008) argumentou que os preços dos ativos refletem a intervenção do investidor. Shefrin (2005) introduziu o conceito de *behavioral adjusted present value*, ao qual adicionou, ao valor atual ajustado, uma componente que adquire os efeitos de um mercado ineficiente. Nestes artigos, Shefrin (2001, 2005) focou-se na denominada *behavioral corporate finance* e argumentou que, além dos conflitos de agência e informação assimétrica, há custos comportamentais que podem ser obstáculos no processo de maximização de valor.

Para Baker e Wurgler (2007), o sentimento do investidor representa uma crença sobre *cash flows* futuros e não pode ser justificada por informações econômicas e financeiras. Estes autores também enfatizaram o fato de o sentimento dos investidores ser de difícil mensuração por tratar-se de uma variável subjetiva. Akhtar, Faff, Oliver e Subrahmanyam (2012) documentaram os efeitos do índice mensal de sentimento do consumidor e o efeito negativo que pode provocar nas ações americanas e no mercado de futuros, principalmente quando o índice é positivo.

É importante salientar que, como alguns autores

concluem que o sentimento pode influenciar a rentabilidade, outros demonstram que a ligação pode ser bilateral. Otoo (1999), por exemplo, verificou a existência de uma forte relação entre as variações da confiança do consumidor e os retornos das ações nos Estados Unidos da América (EUA) e concluiu que os preços das ações influenciam o sentimento do consumidor, mas que o contrário não se verifica. Fisher e Statman (2000) constataram que a causalidade entre retornos das ações e sentimento pode ser significativa em ambos os sentidos. Brown e Cliff (2004) utilizaram grande número de indicadores de sentimento para investigar a relação entre sentimento-retorno e sugeriram evidências de que o sentimento é causado pelos retornos.

Wang, Keswani e Taylor (2006) demonstraram, empiricamente, que as medidas de sentimento usadas em seu estudo são instigadas pela rentabilidade e volatilidade, e não o contrário.

De acordo com os argumentos apresentados, propomos nossa primeira hipótese:

**Hipótese 1: O Sentimento Afeta e/ou é Afetado pela Evolução dos Retornos do Mercado de Ações.**

Otoo (1999) verificou a existência de uma forte relação entre as variações da confiança do consumidor e os retornos das ações nos EUA. Este autor considerou que choques no sentimento do consumidor não têm impacto no preço das ações.

Jansen e Nahuis (2003) elaboraram estudo no qual desagregaram o índice de confiança e concluíram que os agentes econômicos podem usar o preço das ações como indicador da atividade econômica. Indicaram, ainda, que altos níveis de retornos impulsionam a confiança do consumidor.

Fisher e Statman (2003) verificaram a relação positiva entre as variações na confiança do consumidor e os retornos das ações. Quanto maiores os retornos, maior a confiança do consumidor. Por outro lado, Charoenrook (2005) encontrou evidência de que os investidores tornam-se mais otimistas e menos avessos ao risco, indicando que o aumento do sentimento do consumidor pode prever retornos mais baixos. Schmeling (2009) corroborou que, quando o sentimento está em alta, a rentabilidade futura das ações tende a ser menor e *vice-versa*. Também encontrou evidência empírica no fato de o impacto do sentimento no retorno das ações ser maior

nos países com menos “integridade” e ser caracterizado pela cultura “de manada” e de *overreaction*.

Lemmon e Portniaguina (2006) verificaram que a maior parte das variáveis macroeconômicas exibe correlação contemporânea com a confiança do consumidor. Concluíram, desta forma, que a confiança do consumidor pode indicar os retornos das ações.

DeStefan (2004), em trabalho que relacionou a rentabilidade das ações com o ciclo econômico no mercado americano, demonstrou que os retornos variam inversamente com as condições econômicas, sugerindo que os retornos realizados são indicadores fracos para explicar os retornos esperados antes de pontos de viragem no ciclo econômico.

Leger e Leone (2007) observaram alterações sistemáticas na estrutura do risco e presumiram que a confiança dos consumidores capta uma mudança no sentimento do mercado, que pode ser uma evolução no preço das ações.

Tetlock (2007) estudou a influência das palavras negativas nos retornos das ações por meio da análise de uma coluna diária do Wall Street Journal. Este autor demonstrou que para elevados níveis de pessimismo há pressão descendente sobre os preços do mercado seguida pela reversão aos fundamentais; no entanto, para níveis mais baixos de pessimismo, previu volumes de negociação no mercado elevados.

Garcia (2013) usa uma *proxy* de sentimento construída por meio do número de palavras positivas e negativas de duas colunas do New York Times para o século XX e introduziu o fator ciclo econômico para estimar o efeito dos conteúdos noticiados nos retornos das ações em ciclos recessivos e expansionistas. Os resultados indicaram que o conteúdo das notícias tem efeito mais pronunciado nos retornos do Dow Jones Industrial Average durante as recessões, particularmente nos primeiros quatro dias após sua publicação. Este efeito é mais pronunciado às segundas-feiras ou após feriados, uma vez que os investidores têm mais tempo para ler as notícias publicadas durante os finais de semana.

Conforme os estudos apresentados, colocamos a segunda hipótese com o intuito de verificar se o ciclo econômico influencia a relação sentimento-retorno.

**Hipótese 2: o Sentimento é Dependente do Ciclo Econômico.**

## 3 METODOLOGIA

### 3.1 Dados e Variáveis

#### 3.1.1 Dados do PSI-20.

##### 3.1.1.1 A importância e justificção da amostra em estudo.

Nosso estudo tem por base de amostra o PSI-20, o *benchmark* no mercado português. Objetivamos estudar uma pequena economia aberta (Zona Euro) na qual os

choques da economia internacional desempenham papel importante. Em tempo de crise financeira, de dívida pública e de certa desconfiança nos mercados, Portugal tem sido alvo, nestes últimos anos, de muitas críticas internas e externas que justificam o conhecimento mais aprofundado deste mercado. Se a crise financeira que se iniciou em 2008 teve consequências drásticas para Portugal, a crise da dívida pública veio intensificar e provocar mais constrangimentos em relação a investimento e retorno neste mercado. O

anúncio dos planos de investimento público, injeções de capital em instituições financeiras debilitadas e até mesmo a nacionalização de algumas destas instituições como solução de recurso tornaram o país vulnerável no contexto europeu e mundial. Ainda com relação às bolsas de valores, as principais bolsas em todo o mundo registram tendência ascendente iniciada em 2009, ao longo de 2010 – superando os níveis pré-crise – com destaque para o desempenho do índice alemão DAX-30, do índice americano Dow Jones e do índice britânico FTSE 100, que aumentou em 14%, 9% e 9%, respectivamente. O mercado de ações português, por outro lado, com seu índice de referência acumulando perdas de 10,34% ao ano, reflete os efeitos negativos da crise da dívida pública. O início de 2010 parecia promissor, com o PSI-20 registrando pico no início de janeiro; no entanto, os valores registrados, como o exercício findo, revelaram que este foi um ano negativo para os investidores, com 15 empresas do principal índice da NYSE Euronext Lisbon fechando o ano em negativo e apenas cinco empresas acumulando lucros. Por isso, parece oportuna a investigação no tema, dado o interesse global que este país claramente apresenta, sobretudo desde a intervenção da Comissão Europeia, do Banco Central Europeu (BCE) e do Fundo Monetário Internacional (FMI) na avaliação das contas reais de Portugal.

O PSI-20 é referência para vários trabalhos sobre a realidade portuguesa e é composto pelas 20 maiores empresas cotadas em Portugal no que diz respeito à dimensão e liquidez.

Nossos dados referem-se ao período entre o início de janeiro de 2003 e o final de dezembro de 2013, a última década de dados completos a que tivemos acesso. A coleta dos dados foi realizada por meio do *site* da Euronext em 11 de maio de 2014.

É importante mencionar que, para os valores iniciais relativos a este índice, utilizamos os valores de fechamento de cada sessão, os quais careceram de transformação para nosso modelo, conforme abordaremos ao longo do trabalho.

### 3.1.2 Variáveis.

#### 3.1.2.1 Variável dependente – ICC.

As medidas de sentimento podem ser classificadas como medidas explícitas, quando o indicador de sentimento deriva diretamente de inquéritos aos investidores, e medidas implícitas, quando o indicador é obtido a partir de *proxies* indiretas (Fernandes et al. 2013). Para testar as hipóteses propostas utilizamos, como medida de sentimento, indicadores de confiança do consumidor de forma a captar o otimismo ou pessimismo do investidor, tal como nos

estudos de Jansen e Nahuis (2003), Lemmon e Portniaguina (2006), Otoo (1999), Schmeling (2009), Zouaoui et al. (2011), entre outros. Fernandes et al. (2013) utilizaram o mesmo índice aplicado ao mercado português. Vale ressaltar que, tal como refere Fuhrer (1993), quando os consumidores estão confiantes, a economia é estimulada, e quando estão inseguros, a economia se contrai, sendo que se torna necessário encontrar um valor tangível para a confiança. Do mesmo modo, Oest e Franses (2008) referem que os indicadores de confiança refletem o presente e ajudam a tentar verificar o futuro da economia.

Assim sendo, partimos do tratamento do ICC, que será analisado estatisticamente e correlacionado com outras variáveis macroeconômicas do mesmo espaço temporal.

Uma vez que em Portugal não há um índice simples que pudesse ser utilizado como medida de sentimento nem estudos publicados com relevância e antiguidade sobre aquelas medidas utilizadas para análise do mercado americano por Tetlock (2007) ou Garcia (2013), procuramos, por outros meios, decompor um índice de forma a encontrar a nossa variável sentimento. Este índice está harmonizado para vários países da União Europeia e é utilizada pela Direção Geral – Assuntos Econômicos Financeiros Europeus e pelo Instituto Nacional de Estatística de Portugal. Trata-se de índice de base mensal, a partir de 2.100 inquéritos (em Portugal), feito nas duas primeiras semanas de cada mês. Citando Mendicino e Punzi (2013),

o inquérito aos consumidores recolhe informações sobre as intenções de consumo e de poupança das famílias e também avalia a sua perceção da situação económica e financeira geral. O inquérito está concebido em torno de quatro tópicos: situação financeira das famílias, situação económica em geral, poupanças, e grandes aquisições. Cerca de 2.100 consumidores são inquiridos todos os meses em Portugal. Por sua vez, o inquérito à indústria refere-se a uma avaliação das tendências recentes na produção, encomendas e stocks, e a expectativas quanto à produção, preços de venda e emprego nos diferentes sectores. (p. 44)

Para mais detalhes sobre as variáveis a incluir nestes inquéritos, recomenda-se o trabalho de Mendicino e Punzi (2013). O resultado pode variar entre valores de -100 e 100, em resultado da expressão que abaixo se coloca:

$$SER = [\%resposta(++)\times 1,0 + \%resposta(+)\times 0,5] - [\%resposta(-)\times 0,5 + \%resposta(--)\times 1,0]$$

1

Não estão incluídas as respostas dos inquiridos que responderam “não sei” ou “manteve-se”.

Os dados recolhidos têm por base o período entre 2003-2013 por meio da página do Eurostat em 3 de maio de 2014.

### 3.1.2.2 Variáveis independentes.

Nosso índice de sentimento foi construído a partir dos dados do ICC, sendo necessário incluir em nossa base de dados uma ampla referência a variáveis macroeconômicas. A Tabela 1 indica as variáveis e as respectivas fontes de dados.

**Tabela 1** Variáveis e fonte de dados

Variáveis	Fonte
<b>Variáveis macroeconômicas</b>	
Variação do PIB real	Eurostat (17 de abril de 2014)
Consumo privado	INE (17 de abril de 2014)
Taxa de desemprego	INE (11 de maio de 2014)
Taxa de inflação	INE (18 de abril de 2014)
Euribor (3 meses)	Quandl (18 de abril de 2014)
OTs e OTs Portuguesas (10 anos)	Eurostat (11 de Maio de 2014)
<b>Dados do PSI-20</b>	
Retornos do PSI-20	Euronext (11 de maio de 2014)

**Nota.** PIB = produto interno bruto; INE = Instituto Nacional de Estatística; OTs = Obrigações do Tesouro.

Fonte: Elaborada pelos autores.

## 3.2 Procedimentos de Análise

### 3.2.1 Estacionariedade dos retornos logarítmicos do PSI-20.

Com o tratamento dos dados pretendemos compreender qual a relação entre sentimento e retorno e se esta é ou não independente do ciclo econômico. Esta última pretensão nunca foi abordada em nenhum trabalho realizado para a realidade portuguesa, o que torna nosso trabalho original e contemporâneo. O longo e recente período analisado permite visualizar diferenças em períodos recessivos e expansionistas e simultaneamente, por ser atual, os níveis de evolução social e tecnológica podem ser considerados nas conclusões.

Para alcançar este objetivo começamos analisando os dados relativos aos retornos do PSI-20. A partir dos dados de

fechamento de cada sessão encontramos a média aritmética mensal utilizada como base para analisar a estacionariedade da série. Com base nas médias mensais obtidas, recorreremos ao cálculo dos retornos logarítmicos mensais, abordagem que nos permitiu a normalização dos dados, essencial para a análise estatística pretendida.

A utilização do *software* EViews 7.0 permitiu a análise da série temporal conforme se apresenta no Anexo 1, comprovando-se, para o nível de significância de 5%, que a série é estacionária. A análise do correlograma da série, com recurso ao teste Ljung e Box, permitiu concluir que até a 26ª observação tem-se valor p inferior a 5%, levando-nos a concluir pela rejeição da hipótese da não existência de autocorrelação. Terminamos a análise utilizando um teste para escolher o modelo verdadeiro mais adequado, o teste de Akaike, e assim estimada nossa melhor equação:

$$r_t = 0,001518 + 0,300181r_{t-1} \quad 2$$

### 3.2.2 Estacionariedade dos dados relativos ao ICC.

Os dados relativos ao ICC são fornecidos em uma base mensal e são negativos para todo o período de análise considerado. Por isso, foi necessário trabalhar com dados normalizados e dinâmicos, já que se pretendia analisar o comportamento da evolução do índice, e não seus resultados absolutos.

Para trabalharmos apenas com dados positivos, uma vez que o índice varia entre -100 e 100, acrescentamos, aos valores mensais recolhidos, o valor de 100. Esta transformação

implicaria que o índice pudesse variar entre 0 e 200, no entanto não tendo qualquer efeito de enviesamento para nossa análise.

Assim, começamos por calcular a média aritmética para cada um dos trimestres da década. A partir destes valores, para analisar a dinâmica do índice de forma normalizada, foi necessário obter as variações logarítmicas do índice a partir dos dados médios trimestrais anteriormente calculados. Por meio do mesmo método enviado para análise da estacionariedade dos retornos logarítmicos do PSI-20,

analisamos as variações logarítmicas do ICC e, para o nível de significância de 5%, concluímos que a série temporal é estacionária (Anexo 2).

Depois desta verificação, utilizou-se novamente o teste de Akaike para determinar o nosso melhor modelo, dado pela seguinte equação:

$$r_t = 0,001875 + 0,197203r_{t-1} \quad 3$$

### 3.2.3 Tratamento das variáveis macroeconômicas.

Todas as variáveis macroeconômicas utilizadas foram transformadas de forma a terem a mesma base trimestral.

Desta forma, uma vez que um dos objetivos deste trabalho foi compreender o impacto que os diferentes ciclos econômicos têm na relação sentimento-retorno, tornou-se necessário identificar cada período no período em análise. Assim, com base na definição de recessão europeia, consideramos recessão como o período no qual se verificam, por três ou mais períodos consecutivos, quebras no produto interno bruto (PIB) real. Concluímos, desde o início, que no período em análise foi possível registrar três períodos de recessão (os 3 primeiros trimestres de 2003, o período entre o 4º trimestre de 2008 e o 4º trimestre de 2009, assim como o período entre o 1º trimestre de 2011 e o 3º trimestre de 2013). Registraram-se, também, três períodos de expansão (entre o 4º trimestre de 2003 e o 3º trimestre de 2008, todo o ano de 2010 e o último trimestre de 2013).

índice de sentimento com base nas variações do ICC. Para a estimativa de nosso modelo recorreremos primeiramente à análise que anteriormente foi realizada com o modelo de Akaike, o qual recomendava o uso de defasagem temporal de uma trimestralidade, levando-nos à utilização dos dados do período (t), mas também do trimestre anterior (t-1).

A estimativa deste modelo parte de um modelo de regressão linear no qual:

- A variável dependente considerada é a do ICC transformado;
- As variáveis independentes do modelo de regressão inicial: a variação trimestral do PIB<sub>t</sub>, a variação logarítmica trimestral do consumo privado (CP<sub>t</sub>), a variação percentual da taxa de desemprego em cada trimestre (DES<sub>t</sub>), a variação trimestral da inflação (INF<sub>t</sub>), a variação trimestral da Euribor (E3M<sub>t</sub>) e a variação trimestral das Obrigações do Tesouro (OTs) português a cada 10 anos (OT<sub>t</sub>), no mercado secundário. Incluímos ainda as mesmas variáveis PIB e consumo privado relativas ao período t-1 por não serem estacionárias.

## 3.3 Modelo Empírico

### 3.3.1 Determinação do índice de sentimento.

Depois de normalizados os dados, foi possível estimar o

Apresenta-se, assim, nosso modelo base:

$$ICC_t = a + \alpha \times PIB_t + \beta \times CP_t + \gamma \times DES_t + \delta \times INF_t + \zeta \times E3M_t + \eta \times OT_t + \theta \times PIB_{t-1} + \lambda \times CP_{t-1} + \rho ICC_{t-1} + \varepsilon \quad 4$$

Após esta abordagem, obtivemos nosso modelo de regressão linear, o que nos permitiu estimar o ICC esperado, que é determinante para aferir o índice de sentimento.

Ajustado o modelo de regressão linear apenas com as variáveis relevantes ao modelo, foi possível determinar a seguinte equação:

$$\widehat{ICC} = 4,98 + 1,83PIB_t - 2,05PIB_{t-1} + 0,92ICC_{t-1} \quad 5$$

Para determinarmos o índice de sentimento consideramos que as motivações que determinam as variações do ICC são

compostas da seguinte forma:

$$ICC = \text{motivações racionais (dados macroeconômicos)} + \text{motivações não racionais (sentimentais)} \quad 6$$

Este pressuposto permitiu-nos concluir que o índice de sentimento em cada período será dado pelo resíduo não explicado pela via racional, ou seja, pela diferença entre

o valor observado do ICC e o valor esperado por meio do modelo de regressão linear que incorpora a vertente racional.

### 3.3.2 Análise estatística para o período completo (2003-2013).

Depois de determinado o índice de sentimento necessário para nossa análise, foi necessário normalizar os retornos logarítmicos do PSI-20. O retorno calculado teve por base a diferença logarítmica entre os valores de  $t$  e de  $t-1$ .

Após este processo, foi considerado para o modelo de regressão linear:

- ◆ Variável dependente: retornos logarítmicos entre trimestres;
- ◆ Variável independente: índice de sentimento (diferença trimestral entre ICC observado e ICC estimado).

Em uma primeira abordagem podemos concluir que o índice de sentimento permite explicar cerca de 18% da evolução dos retornos logarítmicos trimestrais.

Uma vez que um dos objetivos deste trabalho é verificar se o retorno do PSI-20 afeta e/ou é afetado pelo efeito do sentimento, recorremos ao teste de Granger para determinar se as variáveis são independentes, interdependentes ou se há dependência, mas apenas em um único sentido, entre as variáveis.

Neste teste utilizamos, em um primeiro momento, a

divergência temporal de apenas um trimestre (lag1), o que nos permitiu concluir que o sentimento não afeta diretamente o retorno logarítmico do PSI-20, mas é influenciado por este. Estabelece-se, assim, a relação unilateral entre as variáveis (Anexo 3).

Após esta análise, procuramos verificar se o efeito que o retorno do PSI-20 provocava no sentimento tinha efeito meramente de curto prazo ou se, por outro lado, permanecia ao longo do tempo. Fizemos a mesma análise enunciada anteriormente, mas utilizando a divergência de até um ano (lag4). Os resultados demonstraram que o efeito dos retornos do PSI-20 no sentimento vai diluindo-se com o tempo e que, com nível de significância de 5%, teríamos de concluir que as variáveis foram independentes para a defasagem de um ano. Devido aos resultados obtidos com o método de Granger, para quantificarmos a relação entre variáveis refizemos nosso modelo de regressão linear, considerando:

- ◆ Variável dependente: índice de sentimento (diferença trimestral entre ICC observado e ICC estimado);
- ◆ Variável independente: retornos logarítmicos entre trimestres.

Dos resultados obtidos e discutidos na Tabela 3 podemos escrever o modelo estimado para todo o período considerado:

$$\widehat{\text{Sentimento}} = 0,367604 + 45,09953 \times \text{retorno} \quad 7$$

Deve-se observar que esta transformação não implica qualquer alteração no valor do coeficiente de determinação obtido, o que permite concluir que o retorno do PSI-20 explica cerca de 18% da evolução do ICC.

### 3.2.3 Análise estatística para os períodos de expansão.

Tal e como havíamos referido, para analisarmos a diferenciação existente na relação entre retorno e sentimento para períodos de crise e para períodos de expansão, tomamos por referência os dados relativos à evolução do PIB real, o que nos permitiu concluir que há três períodos de recessão e três períodos de expansão para o intervalo temporal analisado.

Desta forma isolamos, inicialmente, os períodos de expansão para compreender como as variáveis se relacionam

e, acima de tudo, verificar se o efeito da relação se mantém idêntico ao que concluímos quando consideramos todo o período.

### 3.2.4 Análise estatística para os períodos de recessão.

O objetivo deste trabalho foi verificar, à semelhança de Garcia (2013), o estudo essencial no desenvolvimento do nosso modelo, se o efeito do sentimento do investidor concentrava-se em períodos recessivos e, por este motivo, a análise passou a isolar os valores relativos aos períodos de recessão econômica, conforme já havíamos realizado para os momentos de expansão.

Com os dados assim tratados, estimamos o modelo de regressão linear para os períodos de recessão da amostra que resumimos na seguinte expressão:

$$\widehat{\text{Sentimento}} = 0,443191 + 49,39723 \times \text{retorno} \quad 8$$

## 4 RESULTADOS

Apresentar-se-ão, em primeiro lugar, os resultados do modelo de regressão linear que inclui o conjunto de variáveis

macroeconômicas na variação do ICC. Os principais resultados podem ser verificados na Tabela 2.



**Tabela 2** Resultados da estimativa dos modelos de regressão

	<i>Modelo (4)</i>	<i>Modelo (5)</i>
Constante	5,414041 (0,4846)	4,98044 (0,4427)
PIB	1,602275 (0,0995)	1,83177 (0,0067)
PIB (-1)	-1,835849 (0,0113)	-2,053130 (0,0014)
CP	-7,803843 (0,7032)	-
CP (-1)	-3,962725 (0,8583)	-
DES	-0,304108 (0,8506)	-
E3M	1,571564 (0,4534)	-
INF	-0,679223 (0,5350)	-
OT	-0,576616 (0,5051)	-
ICC (-1)	0,919158 (0,0000)	0,91651 (0,0000)
R-quadrado	0,863178	-
R-quadrado ajustado	0,825862	-
Estatística F	23,13205	-
Probabilidade (estatística F)	0,000000	-

**Nota.** CP = consumo privado; DES = taxa de desemprego; E3M = variação trimestral da Euribor; ICC = Índice de Confiança do Consumidor; INF = variação da inflação; OT = Obrigações do Tesouro; PIB = produto interno bruto.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Na primeira coluna da Tabela 2, concluímos que a variável ICC defasada de 1 período, bem como a variável PIB defasada de 1 período, são estatisticamente relevantes para níveis de significância de 5% e 10% (os valores de prova associados à significância individual são 0,0000 e 0,0113, respectivamente). Pelo valor da estatística F (23,13205) concluímos que as variáveis independentes são, em conjunto, estatisticamente significativas, influenciando a variável dependente para nível de significância de 5%. Os resíduos do modelo foram analisados tendo-se verificado que se comportam como um ruído branco (o valor de prova do teste de Breusch-Godfrey de correlação serial é 0,64).

Como se pode observar na segunda coluna da Tabela 2, o modelo (5) é globalmente adequado (o valor da

estatística F é 77,31434 e o valor de prova é 0) e as variáveis independentes são estatisticamente significativas para os níveis de significância usuais (1%, 5% e 10%). O coeficiente de determinação indica que 85,6% da variação do ICC é explicada pelas variáveis presentes no modelo. Para validar o modelo analisaram-se os resíduos tendo-se verificado que se comportaram como ruído branco (o valor de prova do teste de Breusch-Godfrey de correlação serial é 0,41).

Com o objetivo de verificar a influência do sentimento no retorno do PSI-20 e atendendo aos diferentes ciclos econômicos, a Tabela 3 apresenta os resultados dos modelos definidos na secção anterior para os três períodos: o período completo, de expansão e de recessão.

**Tabela 3** Resultados da estimativa dos modelos de regressão

	Período completo	Período expansão	Período recessão
Constante	0,36760 (0,79690)	0,51461 (0,78870)	0,44319 (0,84960)
RET	46,699530 (0,0050)	27,773120 (0,2341)	49,397230 (0,0209)
R-quadrado	0,180809	0,060957	0,307422
R-quadrado ajustado	0,160330	0,020129	0,201250
Estatística F	8,828683	1,493011	6,658212
Probabilidade (estatística F)	0,004998	0,234126	0,020900

**Nota.** RET = Retorno do PSI-20.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Na Tabela 3 podemos verificar, para o período completo, que o retorno do PSI-20 explica cerca de 18% da evolução do ICC.

Com o auxílio do EViews estimamos um modelo de regressão linear com os dados relativos aos momentos de expansão (segunda coluna, Tabela 3). Para o nível de significância de 5% inferimos que não há relação entre retorno do PSI-20 e evolução do índice de sentimento. Constatamos que a capacidade preditiva do modelo passa a ser residual (o valor do coeficiente de determinação é 0,060957).

Conclui-se que, em momentos de expansão, a influência provocada pelos retornos do principal índice português não tem um impacto significativo na percepção da confiança e, por conseguinte, no sentimento.

Com relação à terceira coluna da Tabela 3, a análise criteriosa dos resultados obtidos permite concluir que a capacidade preditiva do modelo aumenta para 30% e que, para o nível de significância de 5%, se aceita a hipótese de os retornos logarítmicos trimestrais do PSI-20 influenciarem a evolução do índice de sentimento.

Tal como Blasco et al. (2012), que estudaram o mercado espanhol, nosso modelo sugere que há fatores de influência na rentabilidade do mercado português não explicados pelos conhecimentos racionais. Dadas as dificuldades de existência de dados completos para períodos longos, próprias de um *small market*, como o português, parece-nos interessante o resultado obtido, indicando de forma inequívoca que o investidor não é totalmente racional em suas decisões.

De fato, pela leitura de nossos resultados, pode-se verificar a existência da relação unilateral evidenciando que o sentimento é afetado pela rentabilidade e que o contrário não se verifica. Este resultado permite-nos verificar que a primeira hipótese foi corroborada. Resultado semelhante foi

obtido, por exemplo, por Wang et al. (2006). Nossa evidência empírica sugere, ainda, que o efeito da variação dos retornos do mercado de ações no sentimento da população é quase imediato, uma vez que se dá no período imediatamente seguinte e não perdura de forma imutável no tempo, sendo que, no horizonte temporal de um ano, seu efeito é residual. Este resultado é similar ao obtido por Jansen e Nahuis (2003).

Com relação à hipótese 2, a leitura dos dados permite-nos corroborar a hipótese proposta, ou seja, o sentimento depende do ciclo da economia, sendo que a divisão da amostra em ciclos recessivos e expansionistas mostrou-se oportuna e com resultados diferentes, tal como sugerido na maioria da literatura apresentada, como por exemplo, Chung et al. (2012) ou Garcia (2013).

Finalmente, nossos resultados demonstram, em concordância com as conclusões do estudo de Garcia (2013), que a relação entre retorno e sentimento é mais intensa para períodos recessivos. Este autor sugere que, em momentos de expansão, a vertente racional assume maior preponderância. Portanto, seguindo Garcia (2013), nosso estudo demonstrou que a previsibilidade dos retornos será mais fácil em períodos recessivos.

Nossos resultados também estão de acordo com os sugeridos por Kurov (2010), embora seu estudo estivesse baseado na política monetária, que mostrou que o efeito da notícia sobre o sentimento depende das condições de mercado *bull* ou *bear*, sendo que a política monetária em períodos de *bear market* pode ter efeito maior sobre as ações que são mais sensíveis às mudanças no sentimento dos investidores.

Tendo como alicerce as denominadas finanças comportamentais, alguns trabalhos científicos têm demonstrado um comportamento não totalmente racional, especialmente face à situação de perda potencial presente

nos momentos de recessão. Nosso estudo demonstra exatamente que o investidor português não é totalmente racional, podendo adotar, em sua percepção de evolução da realidade econômica e de mercado, fatores de ordem sentimental conforme se alterem estes ciclos econômicos.

Observa-se, assim, que a influência no sentimento em períodos de crise é mais acentuada, o que indica que suas decisões nestes períodos assumem um componente menos racional, provavelmente mais emotivo, conforme o que se denomina de *herding behavior*. Salienta-se a conformidade nos resultados obtidos em Neves, Proença e Martins (2015),

que demonstraram, para o mercado português, que as ações estão mais correlacionadas em períodos de recessão, levando a melhor efeito de coesão entre as empresas com comportamentos lineares, provavelmente devido à reação mais pessimista dos investidores.

Nosso trabalho focou-se em uma realidade específica, como a portuguesa, e para um período de especial integração da economia na realidade europeia, sendo que a generalização das conclusões aqui referidas carece de análise frente a outras realidades utilizando outras variáveis e índices de sentimento.

## 5 CONCLUSÕES

No início desta investigação propusemo-nos a estudar a relação entre os retornos observados num *small market* europeu pertencente à Zona Euro e a componente de decisão que não se justifica com pressupostos racionais, de acordo com o ciclo econômico. O objetivo traduziu-se em compreender se há comportamento de aversão ao risco e maior afastamento da explicação clássica, racional das decisões do investidor, em períodos de crise.

Ao abordarmos a realidade portuguesa constatamos, desde o início, que as diferenças face ao mercado americano, o mais amplamente estudado, são evidentes. O principal índice do mercado de ações português agrega apenas 20 empresas, sendo que a dispersão entre títulos registrada no mercado americano não se verifica. Se para a análise americana é possível analisar um período de 100 anos com base em informações de agências de notícias, para Portugal a informação disponível restringe-se às últimas décadas e não há uma coluna jornalística de referência capaz de reproduzir, de forma eficaz, a informação do sentimento do investidor. Com as características do mercado de ações português, nosso primeiro desafio foi encontrar um indicador que permitisse identificar, de forma aproximada, o sentimento do investidor, para que depois fosse possível interpretar a forma como variava de acordo com o ciclo econômico. Na análise realizada, uma das primeiras conclusões indica um pessimismo generalizado da população portuguesa, uma vez que, mesmo quando os indicadores macroeconômicos sugerem a melhoria da situação econômica, o índice continua em valores negativos.

Ao longo de nossa análise, na determinação da componente de sentimento, foi possível concluir que a componente não racional tem influência determinante na evolução do índice.

Antes de incorporarmos a questão do ciclo econômico, importava verificar se a evolução dos retornos acionistas era causa ou efeito do sentimento. Para isso recorremos ao método de *Granger*, que nos levou a concluir tratar-se de um efeito unidirecional dos retornos no sentimento.

Concluiu-se, portanto, que a existência de uma variação nos retornos das ações possa ser entendida como determinante para as expectativas econômicas dos portugueses. Ainda que apenas uma pequena percentagem da população seja de fato investidora, a circulação da informação tem impacto determinante para a compreensão geral dos efeitos econômicos daí decorrentes. Finalmente, nossos resultados demonstram que, em períodos recessivos, a relação sentimento-retorno é mais forte, sendo quase insignificante em períodos expansionistas; portanto a previsibilidade dos retornos será mais fácil em períodos recessivos.

As limitações desta investigação estão fundamentalmente relacionadas à definição de um índice de sentimento tal e como há, por exemplo, na realidade americana, por meio da Investor Intelligence. Ainda com relação às dificuldades encontradas, é importante destacar que a periodicidade da divulgação de dados não é uniforme, o que implicou em uma abordagem de aproximação face aos valores observados, com recurso a médias aritméticas que podem conduzir a enviesamentos nos resultados.

Para investigações futuras, propomo-nos a realizar uma abordagem comparativa com outras realidades, nomeadamente de outros países europeus, de forma a permitir a generalização dos resultados alcançados, fundamentalmente na Zona Euro. Da mesma forma, conforme Schmeling (2009) ou Zouaoui et al. (2011), que demonstraram que o impacto do sentimento no retorno das ações é maior nos países com maior propensão a cultura de manada e de *overreaction*, seria oportuno verificar as diferenças e/ou semelhanças nos mercados da Zona Euro separando os que foram intervencionados por instituições internacionais depois da crise.

O novo paradigma será combinar as finanças comportamentais com a teoria clássica (De Bondt, Muradoglu & Staikouras 2008) para que, no futuro, possa ser possível a combinação da teoria do preço dos ativos com os pressupostos comportamentais e teorias das finanças clássicas.

## Referências

- Akhtar, S., Faff, R., Oliver, B., & Subrahmanyam, A. (2012). Stock salience and the asymmetric market effect of consumer sentiment news. *Journal of Banking and Finance*, 36(12), 3289-3301.
- Baker, M., & Wurgler, J. (2006). Investor sentiment and the cross-section of stock returns. *Journal of Finance*, 61, 1645-1680.
- Baker, M., & Wurgler, J. (2007). Investor sentiment in the stock market. *Journal of Economic Perspectives*, 21, 129-151.
- Baker, M., Ruback, R., & Wurgler, J. (2004). Behavioral corporate finance: a survey. *The National Bureau of Economic Research*. Recuperado de <http://www.nber.org/papers/w10863>.
- Barber, B. M., Odean, T., & Zhu, N. (2009). Systematic noise. *Journal of Financial Markets*, 12(4), 547-569.
- Bathia, D., & Bredin, D. (2013). An examination of investor sentiment effect on G7 stock market returns. *The European Journal of Finance*, 19(9), 909-937.
- Bernanke, B., Gertler, M., & Gilchrist, S. (1999). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. In J. B. Taylor, M. Woodford, *Handbook of macroeconomics* (pp. 1342-1393). North-Holland, Amsterdam: EconPapers.
- Blasco, N., Corredor, P., & Ferreruela, S. (2012). Market sentiment: a key factor of investors' imitative behaviour. *Accounting and Finance*, 52(3), 663-689.
- Brown, G., & Cliff, M. (2004). Investor sentiment and near-term stock market. *Journal of Empirical Finance*, 11, 1-27.
- Brown, G., & Cliff, M. (2005). Investor sentiment and asset valuation. *Journal of Business*, 78(2), 405-440.
- Charoenrook, A. (2005). Does sentiment matter?, unpublished manuscript. The Owen Graduate School of Management, Vanderbilt University. Recuperado de <http://apps.olin.wustl.edu/workingpapers/pdf/2008-12-003.pdf>.
- Chordia, T., & Kumar, S. L. (2002). Momentum, business cycle, and time-varying expected returns. *Journal of Finance*, 57(2), 985-1019.
- Chung, S. L., Hung, C. H., & Yeh, C. Y. (2012). When does investor sentiment predict stock returns? *Journal of Empirical Finance*, 19(2), 217-240.
- Cochrane, J. H. (2005). Financial markets and the real economy. The National Bureau of Economic Research. Recuperado de <http://www.nber.org/papers/w11193>.
- Cochrane, J. H. (2011). Understanding policy in the great recession: some unpleasant fiscal arithmetic. *European Economic Review*, 55, 2-30.
- Daniel, K., Hirshleifer, D., & Subrahmanyam, A. (1998). Investor psychology and security market under- and overreactions. *Journal of Finance*, 53, 1839-1886.
- De Bondt, W., Muradoglu, G., & Staikouras, S. K. (2008). Behavioral finance: quo vadis? *Journal of Applied Finance*, 19, 7-21.
- DeStefan, M. (2004). Stock returns and the business cycle. *The Financial Review*, 39, 527-547.
- Fernandes, C., Gama, P., & Vieira, E. (2013). Does sentiment matter for stock market returns? Evidence from a small European market. *Journal of Behavioral Finance*, 14, 253-267.
- Fisher, K., & Statman, M. (2000). Investor sentiment and stock returns. *Financial Analysts Journal*, 56, 16-23.
- Fisher, K., & Statman, M. (2003). Consumer confidence and stock returns. *The Journal of Portfolio Management*, 30, 115-127.
- Fuhrer, J. (1993). What role does consumer sentiment play in the U.S. macroeconomy? *New England Economic Review*, Jan, 32-44.
- Garcia, D. (2013). Sentiment during recessions. *The Journal of Finance*, LXVIII, 1267-1300.
- Hansen, L. P., & Jagannathan, R. (1997). Assessing specification errors in stochastic discount factor models. *The Journal of Finance*, 52(2), 557-590.
- Hansen, L. P., & Richard, S. F. (1987). The role of conditioning information in deducing testable restrictions implied by dynamic asset pricing models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 55, 587-613.
- Hirshleifer, D. (2001). Investor psychology and asset pricing. *Journal of Finance*, 61, 1533-1597.
- Jansen, W. J., & Nahuis, N. J. (2003). The stock market and consumer confidence: European evidence. *Economic Letters*, 79, 89-98.
- Kiyotaki, N., & Moore, J. (1997). Credit cycles. *Journal of Political Economy*, 105(2), 211-248.
- Kurov, A. (2010). Investor sentiment and the stock market's reaction to monetary policy. *Journal of Banking and Finance*, 34(1), 139-149.
- Lopez-Salido, D., Stein, J. C., & Zakrajsek, E. (2015). Credit-market sentiment and the business cycle, unpublished manuscript. Recuperado de [http://scholar.harvard.edu/files/stein/files/credit\\_market\\_sentiment\\_and\\_the\\_business\\_cycle\\_final.pdf](http://scholar.harvard.edu/files/stein/files/credit_market_sentiment_and_the_business_cycle_final.pdf).
- Leger, L. A., & Leone, V. (2007). Changes in the risk structure of stock returns. *Consumer confidence and the dotcom bubble*. Department of Economics, Loughborough University. Recuperado de [https://ideas.repec.org/p/lbo/lbowps/2007\\_15.html](https://ideas.repec.org/p/lbo/lbowps/2007_15.html).
- Lemmon, M., & Portniaguina, E. (2006). Consumer confidence and assets prices: some empirical evidence. *The Review of Financial Studies*, 19, 1499-1528.
- Malmendier, U., & Geoffrey, T. (2005). Does overconfidence affect corporate investment? CEO overconfidence measures revisited. *European Financial Management*, 11, 649-659.
- Mendicino, C., & Punzi, M. T. (2013). Confiança e atividade econômica: o caso de Portugal, Banco de Portugal. *Boletim Económico, Inverno*, 43-53.
- Mishkin, F. (2001). *The economics of money, banking, and financial markets. The Addison-Wesley Series in Economics* (6a. ed.). Mishawaka, IN: Prentice Hall
- Neal, R., & Wheatley, S. (1998). Do measures of investor sentiment predict returns? *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 33(4), 523-547.
- Neves, E., Proença, C., & Martins, P. (no prelo). Interdependence or reaction when the background is the financial crisis: the case of Portuguese stock market. *International Journal of Economic Perspectives*.
- Oest, R., & Franses, P. (2008). Measuring changes in consumer confidence. *Journal of Economic Psychology*, 29, 255-275.
- Otoo, M. (1999). *Consumer sentiment and the stock market. Finance and Economics Discussion Series*. Board of Governors of the Federal Reserve System. North-Holland, Amsterdam: EconPapers..
- Papavassiliou, V. G. (2014). Cross-asset contagion in times of stress. *Journal of Economics and Business*, 76, 133-139.
- Schmeling, M. (2009). Investor sentiment and stock returns: some international evidence. *Journal of Empirical Finance*, 16, 394-408.
- Serapio, S. J., Barbedo, H. C., & Araújo, S. G. (2015). Is there herd effect on stocks with high liquidity of the Brazilian market? *Journal of Financial Innovation* 1(2), 77-90.
- Shefrin, H. (2001). Behavioral corporate finance. *Journal of Applied Corporate Finance*, 14(3), 113-126.
- Shefrin, H. (2005). *Behavioral corporate finance*. New York, NY: McGrawHill.
- Shefrin, H. (2008). Risk and return in behavioral SDF based asset pricing models. *Journal of Investment Management*, 6, 1-19.
- Shiller, R. (2005). *Irrational exuberance* (2a ed.), New York, NY: Doubleday.
- Shu, H. (2010). Investor mood and financial markets. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 76(2), 267-282.
- Tetlock, P. (2007). Giving content to investor sentiment: the role of media in the stock market. *Journal of Finance*, 62, 1139-1168.
- Thaler, R. (1999). The end of behavioral finance. *Financial Analysts Journal*, 55, 12-17.
- Wang, Y., Keswani, A., & Taylor, S. J. (2006). The relationships between sentiment, returns, and volatility. *International Journal of Forecasting*, 22(1), 109-123.
- Zouaoui, M., Nouyrgat, G., & Beer F. (2011). How does investor sentiment affect stock market crisis? Evidence from panel data. *The Financial Review*, 46(4), 723-747.

## Endereço para correspondência:

**Maria Elisabete Duarte Neves**

Instituto Superior de Contabilidade e Administração de Coimbra, Departamento de Finanças

Quinta Agrícola, Bencanta – 3040-316

Coimbra – Portugal

E-mail: mneves@iscac.pt

## ANEXOS

### Anexo 1 Estacionariedade da série temporal do PSI-20

Autocorrelação e Akaike  
Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Variable	C	RT(-1)		
t-statistic	0,25487	-8,18235		
Prob.	0,79920	0,0000		
Adjusted R-squared	0,338295		S.D. dependent var	0,056754
S.E. of regression	0,046167		Akaike info criterion	-3,297854
Sum squared resid	0,272814		Schwartz criterion	-3,253738
Log likelihood	216,3605		Hannan-Quinn criterion	-3,279928
F-statistic	66,95087		Durbin-Watson stat	1,973828
Prob (F-statistic)	0,000000			

### Teste de Ljung-Box - Ausência de Autocorrelação

Lag	AC	PAC	Q-Stat	Prob
6	-0,035	-0,121	26,240	0,000
8	-0,017	-0,051	26,571	0,001
10	-0,043	0,000	26,982	0,003
12	-0,098	-0,108	28,398	0,005

Akaike  
Dependent variable: RT

Variable	C	AR(1)		
Coefficient	0,001518	0,320181		
Prob.	0,79930	0,0002		
t-Statistic	0,254837	3,853716		
Sample (adjusted):	2003M3 2013M4			
Included observations:	103 after adjustments			
R-squared	0,103962		Mean dependent var	0,001218
Adjusted R-squared	0,096962		S.D. dependent var	0,048582
S.E. of regression	0,046167		Akaike info criterion	-3,297854
Sum squared resid	0,272814		Schwartz criterion	-3,253738
Log likelihood	216,3605		Hannan-Quinn criterion	-3,279928
F-statistic	14,85113		Durbin-Watson stat	1,973828
Prob (F-statistic)	0,000183			

AR	AKAIKE
1	-3,297854
2	-3,277438
3	-3,281873
4	-3,278402
5	-3,266479
6	-3,258284
7	-3,235320
8	-3,212935

**Anexo 2** Estacionariedade da série temporal do Índice de Confiança do Consumidor  
Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Variable	C	LN_ICC(-1)		
t-Statistic	0,12238	-5,03970		
Prob.	0,90320	0,0000		
R-squared	0,382517		Mean dependent var	0,005327
Adjusted R-squared	0,367456		S.D. dependent var	0,101224
S.E. of regression	0,080506		Akaike info criterion	-2,155572
Sum squared resid	0,265731		Schwartz criterion	-2,073656
Log likelihood	48,34481		Hannan-Quinnn criterion	-2,125364
F-statistic	25,39858		Durbin-Watson stat	1,821260
Prob (F-statistic)	0,000010			

Akaike  
Dependent variable: LN\_ICC

Variable	C	AR(1)		
Coefficient	0,001875	0,197203		
Prob.	0,90340	0,2228		
t-Statistic	0,122157	1,237973		
Sample (adjusted):	2003Q2 2013Q4			
Included observations:	43 after adjustments			
R-squared	0,036033		Mean dependent var	0,000567
Adjusted R-squared	0,012522		S.D. dependent var	0,081015
S.E. of regression	0,080506		Akaike info criterion	-2,155572
Sum squared resid	0,265731		Schwartz criterion	-2,073656
Log likelihood	48,34481		Hannan-Quinnn criterion	-2,125364
F-statistic	1,532577		Durbin-Watson stat	1,82126
Prob (F-statistic)	0,222768			

AR	AKAIKE
1	-2,155557
2	-2,131529
3	-2,065491
4	-2,001288
5	-1,962983
6	-1,884350
7	-1,820096
8	-1,761570

**Anexo 3** *Teste de Granger*  
 Pairwise Granger Casualty Tests (Lag 1)

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob
RET does not Granger Cause V_RES	41	6,45089	0,0153
V_RES does not Granger Cause RET		0,08475	0,7725