



UNIVERSIDADE DE ÉVORA

Departamento de Gestão

Mestrado em Gestão

Especialização em Finanças

**O EFEITO SORRISO DA VOLATILIDADE: UMA ANÁLISE DO PSI
20 E DE ONZE DAS EMPRESAS QUE O CONSTITUEM**

Dissertação de Mestrado sob a orientação do Professora Doutora Isabel Vieira
Universidade de Évora



Anabela Miranda Batista Correia

Évora, Dezembro de 2009

UNIVERSIDADE DE ÉVORA

Departamento de Gestão

Mestrado em Gestão

Especialização em Finanças

**O EFEITO SORRISO DA VOLATILIDADE: UMA ANÁLISE DO PSI
20 E DE ONZE DAS EMPRESAS QUE O CONSTITUEM**

Dissertação de Mestrado sob a orientação do Professora Doutora Isabel Vieira
Universidade de Évora

186602

Anabela Miranda Batista Correia

Évora, Dezembro de 2009

Ao meu filho,
Rafael Correia.

Agradecimentos

Este espaço é dedicado a todos aqueles que contribuíram para a realização desta dissertação. Agradecer é sempre uma tarefa complicada, pois existe o receio de nos esquecermos de alguém a quem deveríamos ter agradecido e não o fizemos. A todos eles, aqui deixo o meu sincero agradecimento. Em todo o caso, não quero deixar de agradecer às seguintes pessoas que, de uma forma ou de outra, contribuíram para a realização deste trabalho.

Em primeiro lugar, um agradecimento especial, à minha orientadora, Professora Doutora Isabel Vieira por toda a motivação, disponibilidade e desempenho superior na orientação desta dissertação.

Ao Professor Doutor Domingos Ferreira, agradeço toda a força, incentivo e disponibilidade, que conduziram à concretização desta etapa.

Aos meus colegas de mestrado, Ana Dias, Filipa, Patrícia e Pedro, pela partilha de todos os momentos, os difíceis e os inesquecíveis. Aos meus colegas do ISCAL (Instituto Superior de Contabilidade e Administração de Lisboa), em especial à Susana Duarte, pelo apoio, ajuda e compreensão.

Um especial obrigado e pedido de desculpas é ainda devido à minha família, em especial ao meu filho Rafael, pela paciência e compreensão demonstrada face à atenção que não lhes pude dispensar enquanto realizava este trabalho.

Resumo

A volatilidade das cotações dos activos financeiros está directamente relacionada com o respectivo retorno e a sua análise constitui uma das ferramentas estatísticas mais importantes para os agentes económicos que actuam nos mercados accionistas. É útil a observação dos comportamentos assimétricos da volatilidade, exibidos principalmente em períodos de intensa volatilidade associados a fases de quebra de preços, mas também à persistência de choques positivos e negativos, geradores de efeitos diferenciados sobre a volatilidade. Os efeitos da assimetria podem ser satisfatoriamente captados por modelos de tipo ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*) e, em especial, pelo EGARCH (*Exponential Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*). Este último é utilizado no presente estudo, onde se analisam os efeitos da volatilidade no PSI 20, e em onze títulos que o compõe, entre Janeiro de 1996 e Junho de 2009. Os modelos assimétricos evidenciam o efeito alavancagem na amostra estudada, sugerindo que os retornos negativos estão mais associados aos aglomerados de volatilidade, ou seja, que as “más notícias” têm maior impacte na volatilidade do que as “boas notícias”.

Palavras-chave: ARCH, EGARCH, Volatilidade.

The volatility smile effect: an analysis of the PSI 20 and of eleven of its companies

Abstract:

The volatility of assets prices is directly related to their return and its analysis is a fundamental tool for all agents operating in equity markets. It is especially useful the observation of volatility's asymmetric behavior, mainly displayed in periods of high volatility during bear markets, and of the persistence of positive and negative shocks generating distinct effects on volatility. The effects of asymmetry can be captured by ARCH type models (Autoregressive conditional heteroscedasticity) and, in particular, by the EGARCH (Exponential Autoregressive conditional heteroscedasticity). The latter is used in this study where the volatility of the PSI 20 and of eleven of its titles is analyzed between January 1996 and June 2009. The estimated models uncovered the asymmetric leverage in the assessed sample of data, suggesting that negative returns are more associated with clusters of volatility, i.e. that "bad news" have a greater impact on volatility than "good news".

Keywords: ARCH, EGARCH, volatility.

Índice

LISTA DE FIGURAS.....	IX
LISTA DE GRÁFICOS	X
LISTA DE ABREVIATURAS.....	XII
LISTA DE ABREVIATURAS.....	XII
1. INTRODUÇÃO	1
PARTE I.....	4
2. ENQUADRAMENTO TEÓRICO.....	4
2.1 CONCEITO DE VOLATILIDADE.....	4
2.2 TIPOS DE VOLATILIDADE	7
2.3 A VOLATILIDADE E OS EFEITOS DE ASSIMETRIA: OS “SORRISOS” DA VOLATILIDADE.....	9
2.3.1 Modelos de Volatilidade Estocásticos.....	9
2.3.2 Modelos de Volatilidade Determinísticos	10
2.4 ESTUDOS EMPÍRICOS SOBRE A VOLATILIDADE E ASSIMETRIA DOS ACTIVOS FINANCEIROS	11
PARTE II	19
3. METODOLOGIA	19
3.1 MODELO ARCH	20
3.2 MODELO GARCH	23
3.3 MODELOS QUE INCORPORAM O EFEITO DE ASSIMETRIA.....	27
3.3.1 EGARCH (p,q).....	28
3.3.2 TARCH (p,q).....	29
PARTE III.....	31
4. DADOS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS.....	31
4.1 DADOS.....	31
4.2 ESTATÍSTICA DESCRITIVA.....	32

PARTE IV	40
5. RESULTADOS EMPÍRICOS	40
5.1 ANÁLISE DO EFEITO SORRISO ENTRE JANEIRO DE 1996 E JUNHO DE 2009	41
5.2 ANÁLISE DO EFEITO SORRISO NOS PERÍODOS EM QUE O MERCADO SOBE: JANEIRO DE 1996 A 24 DE MARÇO DE 2000 E 10 DE OUTUBRO DE 2002 A 9 DE OUTUBRO DE 2007	43
5.3 ANÁLISE DO EFEITO SORRISO NOS PERÍODOS EM QUE O MERCADO DESCE: 27 DE MARÇO DE 2000 A 9 DE OUTUBRO DE 2002 E 10 DE OUTUBRO DE 2007 A 30 DE JUNHO DE 2009	45
CONCLUSÕES, LIMITAÇÕES E SUGESTÕES	47
BIBLIOGRAFIA	50
ANEXO.....	56
ANEXO A – QUADROS DAS ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS	57
ANEXO B – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO EGARCH(1,1), PARA O PERÍODO TOTAL, ENTRE JANEIRO DE 1996 E JUNHO DE 2009	70
ANEXO C – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO EGARCH (1,1), PARA O PERÍODO EM QUE O MERCADO SOBE, DE JANEIRO DE 1996 A 24 DE MARÇO DE 2000 E 10 DE OUTUBRO DE 2002 A 9 DE OUTUBRO DE 2007	77
ANEXO D – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO EGARCH (1,1), PARA O PERÍODO EM QUE O MERCADO DESCE, DE 27 DE MARÇO DE 2000 A 9 DE OUTUBRO DE 2002 DE 10 DE OUTUBRO DE 2002 A 9 DE OUTUBRO DE 2007	90

Lista de Figuras

FIGURA 1 - VOLATILIDADE SIMÉTRICA	25
FIGURA 2 - VOLATILIDADE ASSIMÉTRICA À DIREITA	26
FIGURA 3 - VOLATILIDADE ASSIMÉTRICA À ESQUERDA	26

Lista de Gráficos

GRÁFICOS Nº1 E Nº 2 – EVOLUÇÃO DAS COTAÇÕES E DOS RENDIMENTOS DO ÍNDICE PSI 20 ENTRE JANEIRO DE 1996 E JUNHO DE 2009	33
GRÁFICOS Nº3 E Nº4 – EVOLUÇÃO DAS COTAÇÕES E DOS RENDIMENTOS DO BCP ENTRE JANEIRO DE 1996 E JUNHO DE 2009	33
GRÁFICOS Nº5 E Nº 6 – EVOLUÇÃO DAS COTAÇÕES E DOS RENDIMENTOS DO BPI ENTRE JANEIRO DE 1996 E JUNHO DE 2009	33
GRÁFICOS Nº7 E Nº 8– EVOLUÇÃO DAS COTAÇÕES E DOS RENDIMENTOS DO BES ENTRE JANEIRO DE 1996 E JUNHO DE 2009	34
GRÁFICOS Nº9 E Nº10– EVOLUÇÃO DAS COTAÇÕES E DOS RENDIMENTOS DA CIMPOR ENTRE JANEIRO DE 1996 E JUNHO DE 2009	34
GRÁFICOS Nº11 E Nº12– EVOLUÇÃO DAS COTAÇÕES E DOS RENDIMENTOS DA JERÓNIMO MARTINS ENTRE JANEIRO DE 1996 E JUNHO DE 2009	34
GRÁFICOS Nº13 E Nº14 – EVOLUÇÃO DAS COTAÇÕES E DOS RENDIMENTOS DA MOTA ENGIL ENTRE JANEIRO DE 1996 E JUNHO DE 2009	35
GRÁFICOS Nº15 E Nº16– EVOLUÇÃO DAS COTAÇÕES E DOS RENDIMENTOS DA PORTUCEL ENTRE JANEIRO DE 1996 E JUNHO DE 2009	35
GRÁFICOS Nº17 E Nº18– EVOLUÇÃO DAS COTAÇÕES E DOS RENDIMENTOS DA PORTUGAL TELECOM ENTRE JANEIRO DE 1996 E JUNHO DE 2009.....	35
GRÁFICOS Nº19 E Nº20– EVOLUÇÃO DAS COTAÇÕES E DOS RENDIMENTOS DA SEMAPA ENTRE JANEIRO DE 1996 E JUNHO DE 2009	36
GRÁFICOS Nº21 E Nº 22– EVOLUÇÃO DAS COTAÇÕES E DOS RENDIMENTOS DA SONAE ENTRE JANEIRO DE 1996 E JUNHO DE 2009	36
GRÁFICOS Nº23 E Nº 24– EVOLUÇÃO DAS COTAÇÕES E DOS RENDIMENTOS DA SONAE INDÚSTRIA ENTRE JANEIRO DE 1996 E JUNHO DE 2009	36

Lista de Quadros

QUADRO Nº 1 – RESULTADOS DA PESQUISA DE ASSIMETRIA DA VOLATILIDADE PARA O PERÍODO ENTRE JANEIRO DE 1996 E JUNHO DE 2009	41
QUADRO Nº 2 – RESULTADOS DA PESQUISA DE ASSIMETRIA DA VOLATILIDADE PARA OS PERÍODOS EM QUE O MERCADO SOBE: JANEIRO DE 1996 A 24 DE MARÇO DE 2000 E 10 DE OUTUBRO DE 2002 A 9 DE OUTUBRO DE 2007	44
QUADRO Nº 3– RESULTADOS DA PESQUISA DE ASSIMETRIA DA VOLATILIDADE PARA OS PERÍODOS EM QUE O MERCADO SOBE: JANEIRO DE 1996 A MARÇO DE 2000 E 10 DE OUTUBRO DE 2002 A 9 DE OUTUBRO DE 2007	46

Lista de Abreviaturas

ARCH	Autoregressive Conditional Heteroscedasticity
ARIMA	Autoregressive Integrated Moving Average
ARMA	Autoregressive Moving Average
EGARCH	Exponential General Autoregressive Conditional Heteroscedasticity
EUA	Estados Unidos da América
GARCH	Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity
TARCH	Threshold Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

1. Introdução

A volatilidade das cotações é uma característica relevante dos mercados financeiros. Embora não sendo directamente observável, ao contrário do que sucede com a rendibilidade, é relativamente mais difícil proceder à sua estimação e previsão e, pelo que são necessários métodos mais sofisticados, que variam em função dos objectivos da investigação. Esta variável tem sido objecto de vários estudos empíricos, na maioria abordando questões relacionadas com a estimativa, inferência estatística e especificação de modelos. Tais análises têm contribuído para melhorar a compreensão da volatilidade, em particular, mas também para resolver questões relacionadas com a medida da incerteza, em geral.

A análise da volatilidade é uma ferramenta muito importante para a análise financeira, interessando, em termos teóricos e práticos, a todos os agentes que, directa ou indirectamente, intervêm nos mercados financeiros. Teoricamente, a volatilidade de um activo representa a variação dos preços em relação à sua média durante um determinado período de tempo e, no caso das acções, está normalmente associada a factores relacionados com o desempenho das empresas e dos mercados. No primeiro caso, são importantes as “boas notícias” (rendimentos acima do esperado) e as “más notícias” (rendimentos abaixo do esperado) quanto a aspectos organizacionais, administrativos e económico-financeiros. No segundo, são relevantes os indicadores da conjuntura económica, como as taxas de inflação, de juros ou de câmbio.

Boa parte dos estudos empíricos analisa os mercados financeiros em períodos de grande volatilidade, que habitualmente acontecem quando os preços dos activos sofrem quebras

acentuadas. Podem também existir grandes acréscimos de volatilidade em mercados que entram em aceleração. Os impactos positivos e negativos sobre os preços tendem assim a gerar efeitos distintos, embora incertos, sobre a volatilidade. Tais assimetrias na volatilidade são designadas por “efeitos de alavanca” e podem ser captadas por modelos econométricos capazes de tratar a heteroscedasticidade condicional autoregressiva, habitualmente designados por modelos *Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* (ARCH), ou os mais genéricos modelos *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* (GARCH).

O objectivo desta dissertação é analisar o comportamento da volatilidade, avaliando nomeadamente a existência dos chamados “sorrisos”, do índice PSI20 e das onze empresas que se mantiveram nesse índice no período compreendido entre Janeiro de 1996 e Junho de 2009. Para tal, numa primeira fase iremos realizar testes ao período total, e posteriormente vamos dividir o período em quatro sub-períodos que correspondem às subidas e descidas do mercado. Nesse sentido os sub-períodos em análise são respectivamente: Janeiro de 1996 a 24 de Março de 2000 e 10 de Outubro de 2002 a 9 de Outubro de 2007 que se associam a períodos de subida, e dois sub-períodos de descida que são respectivamente de 27 de Março de 2000 a 9 de Outubro de 2002 e de 10 de Outubro de 2007 a 30 de Junho de 2009. Este trabalho, que utiliza como ferramenta estatística o modelo *Exponential General Autoregressive Conditional Heteroskedastic* (EGARCH), acrescenta valor no âmbito das análises de volatilidade financeira, não só porque examina uma amostra original, mas também porque avalia um período de tempo até agora não explorado. É assim possível complementar resultados de estudos anteriores e, simultaneamente, investigar momentos fundamentais na história dos mercados de capitais, como é o caso dos períodos de turbulência que se verificaram

após a eclosão da crise do *subprime*, em 2007. A originalidade da amostra consubstancia-se igualmente na utilização das cotações de onze empresas do PSI 20, conjuntamente com o próprio índice de mercado. Esta análise da volatilidade investiga também o impacto das “boas notícias” e das “más notícias” no padrão de variação das cotações.

O trabalho, que se inicia com estas considerações introdutórias, prossegue organizado da seguinte forma. Na parte I, procede-se ao enquadramento teórico, destacando o conceito de volatilidade, os tipos de volatilidade e os estudos empíricos que analisaram a volatilidade e o efeito de assimetria. Na parte II, apresenta-se a metodologia utilizada no estudo empírico. Na parte III, descrevem-se e analisam-se os dados, bem como as estatísticas descritivas. Na parte IV, são relatados os resultados empíricos obtidos com a aplicação do programa informático E-Views 6.0. Na V e última parte, apresentam-se as principais conclusões deste estudo, as respectivas implicações e equacionam-se desenvolvimentos para investigação futura.

PARTE I

2. Enquadramento Teórico

Este capítulo apresenta o referencial teórico que orienta a análise empírica posteriormente desenvolvida. Inicia-se com a definição do conceito e a apresentação de vários tipos de volatilidade, a que se segue uma análise dos efeitos assimétricos da mesma, concluindo com uma breve revisão das análises empíricas mais relevantes para o trabalho a desenvolver.

2.1 Conceito de Volatilidade

Um dos grandes desafios da teoria financeira é o estudo das decisões de investimento, analisadas na óptica da rendibilidade esperada e dos riscos incorridos. A decisão do investidor relativamente aos montantes a aplicar no mercado accionista, é uma escolha sobre um padrão de distribuição de probabilidade de diferentes tipos de investimento. As preferências dos investidores são diferentes no que concerne às distribuições de probabilidades e decisões de investimento. Os investidores racionais procuram maximizar a utilidade esperada, o que se traduz numa decisão óptima de investimento. Sob condições de incerteza, a racionalidade e a avaliação são essenciais para a tomada de decisões (Bernstein, 1992). O conceito de risco tem muitas vezes uma conotação negativa, mas em termos financeiros, relaciona-se com a rendibilidade, ainda que em contexto de incerteza. O risco está associado à probabilidade de se obter um resultado

diferente do esperado. Num investimento, a remuneração que o investidor espera obter de um dado activo está relacionada com o seu risco. Podemos avaliar o risco através de uma medida estatística, como o desvio padrão, que mede os desvios relativamente à média e que é tecnicamente designada por volatilidade. A volatilidade mede a variabilidade dos rendimentos de um activo durante um determinado período e é normalmente utilizada para quantificar o risco de deter o activo durante um determinado período de tempo.

Desde a publicação do trabalho pioneiro de Markowitz (1959), que a volatilidade desempenha um papel crucial nos processos de tomada de decisões financeiras. Neste sentido, Bollerslev, Chou e Kroner (1992, p.46) afirmam que a “volatilidade é uma variável-chave para a maioria dos instrumentos financeiros e que exerce um papel central em diversas áreas de finanças”. Inicialmente, diversos estudos sobre mercados accionistas baseavam-se no pressuposto de que se poderia considerar a volatilidade dos rendimentos como um factor constante no tempo. Tal visão simplista foi ultrapassada, mas não existe ainda consenso sobre o modelo mais adequado para o cálculo da volatilidade. Alguns autores, como é o caso de Merton (1980), defendem a necessidade de desenvolver modelos mais precisos na estimação da variância, capazes de ter em conta erros de estimativas passadas.

O desenvolvimento da econometria aplicada às finanças tem permitido aos gestores de carteiras e aos investidores melhorar a sua capacidade de previsão da volatilidade dos activos. Instrumentos eficazes e exactos de medida e de previsão da volatilidade são essenciais para a implementação de estratégias de negócio e de gestão do risco, bem como para a valorização de instrumentos derivados, técnicas de cobertura de risco, de

constituição de carteiras e para outras decisões financeiras. Os modelos de volatilidade heteroscedástica, devem ser capazes de possibilitar a previsão, captação e reflexão dos factos mais relevantes que influenciam a volatilidade dos rendimentos, como sejam a persistência, reversão à média, impacto assimétrico das “boas notícias” e “más notícias” e a influência de variáveis exógenas.

Inicialmente, os modelos de sucessões cronológicas eram utilizados para análise descritiva ou para controlo dinâmico. Nos anos 70, estes modelos foram entrando em desuso e começaram a surgir os modelos *Autoregressive Moving Average* (ARMA) como técnicas de modelação dos parâmetros das sucessões cronológicas financeiras. No universo de modelos ARMA, os métodos mais utilizados foram os *Autoregressive Integrated Moving Average* (ARIMA). Os modelos ARIMA de Box-Jenkins (1970) são os mais aplicados e assentam em algumas premissas relativamente rígidas, como a estacionariedade e a variância constante das séries cronológicas, admitindo apenas a variabilidade da média ao longo do tempo.

Para colmatar as limitações dos modelos até então desenvolvidos, Engle (1982) propôs um novo modelo de processos estocásticos designado como modelo ARCH, segundo o qual a variância de uma série temporal altera-se com o tempo de forma condicionada aos erros de previsão observados no passado. O modelo ARCH surge como uma alternativa às distribuições leptocúrticas na modelação do excesso de curtose, na maioria das distribuições empíricas de dados monetários e financeiros, e pretende responder à evidência empírica de que a volatilidade não é constante. Posteriormente, Bollerslev (1986) generalizou o tratamento da variância condicional através do modelo GARCH, segundo o qual a variância num determinado momento depende dos erros de

previsão e das variâncias condicionadas observados no passado (Alexander 2002; Brooks, 2002). Glosten, Jagannathan e Runkle (1993) e Zakoian (1994) apresentam o modelo *Threshold Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* (TARCH). Vários têm sido os estudos realizados e novas variantes dos modelos originais ARCH e GARCH têm surgido. Na sua maioria aferiram que os modelos GARCH podem proporcionar estimativas mais fidedignas para os parâmetros da amostra (*in sample*) caso se utilize um adequado instrumento de medida da volatilidade e, conseqüentemente, boas previsões de volatilidade fora da amostra (*out-of-sample*), como demonstraram Anderson e Bollerslev (1998) e Barndorff-Nielsen e Shephard (2001).

2.2 Tipos de Volatilidade

Como referido anteriormente, a volatilidade mede a variabilidade dos preços de um activo durante um determinado período de tempo e é normalmente utilizada para quantificar o risco de deter um activo durante o período em causa. Neste sentido, a volatilidade pode ser quantificada segundo três formas: volatilidade histórica, volatilidade implícita e volatilidade previsional.

A volatilidade histórica refere-se à volatilidade de um activo financeiro medida com base nos seus rendimentos históricos. Em termos estatísticos é medida pelo desvio padrão, ou pela variância, dos retornos e é normalmente utilizada como medida do risco total de um activo financeiro. No passado, a volatilidade histórica foi a medida utilizada para estimar a volatilidade futura. Actualmente, existe evidência favorável à utilização

de volatilidades previsionais, obtidas através de modelos de séries temporais mais sofisticados, que conduzirão a resultados mais robustos e mais precisos. Existem algumas questões sobre a utilização da volatilidade histórica que dizem respeito, por um lado, à incorporação ou não de ponderadores que atribuem maior peso aos acontecimentos mais próximos e, por consequência, menor peso aos mais remotos. Por outro lado, os valores a utilizar também colocam problemas aos analistas. Não é líquido, por exemplo, que seja mais adequado utilizar apenas cotações de fecho das sessões ou se, alternativamente, devem também ser utilizadas as cotações de abertura máximas ou mínimas (Ferreira, 2009).

Outra forma de volatilidade é a volatilidade implícita, que está incorporada nos preços de determinados activos, nomeadamente nas opções. O apuramento da volatilidade implícita exige um modelo, como o proposto por Black e Scholes (1973), onde a volatilidade é um dos parâmetros. Salienta-se o facto de ser possível aferir várias volatilidades implícitas para um mesmo activo subjacente. Todavia, existe a possibilidade de se proceder a arbitragens de volatilidade que tendencialmente minimizam essas diferenças. A análise da volatilidade ao longo do tempo sugere que esta exhibe persistência, ou seja, em alturas de volatilidade baixa tende a continuar baixa, e em alturas de volatilidade elevada tende a continuar elevada. Os “sintomas” da volatilidade estão em regra relacionados com o tipo de mercado, isto é, volatilidades baixas estão normalmente associadas a mercados calmos e em subida, volatilidades elevadas são geralmente associadas a mercados nervosos e em queda.

Um dos grandes desafios que os especialistas enfrentam prende-se com a estimativa da volatilidade futura ou previsionais, que é outro tipo de volatilidade. Quanto mais incerto

estiver o mercado, maior é a variação de preços e, conseqüentemente, maior a variação dos rendimentos. Neste sentido, a gestão adequada do risco de uma carteira de investimentos exige uma boa capacidade de previsão dos preços dos activos no mercado, cuja qualidade aumenta com o intervalo de tempo considerado.

2.3 A volatilidade e os efeitos de assimetria: os “sorrisos” da volatilidade

Os dados que constituem as séries temporais financeiras são normalmente de elevada frequência e a sua volatilidade apresenta determinados padrões vulgarmente designados por clusters. Os clusters representam episódios de elevada e baixa volatilidade e são utilizados na previsão da mesma. Na sua grande maioria, as séries temporais financeiras são não estacionárias, apresentam um elevado grau de persistência a choques e uma volatilidade não condicionada que varia ao longo do tempo. Na análise de uma série temporal estão implícitos os modelos de volatilidade estocásticos e determinísticos.

2.3.1 Modelos de Volatilidade Estocásticos

Os modelos estocásticos estão muitas vezes associados a teorias económicas e financeiras que assumem a premissa da eficiência dos mercados. Nestes modelos, os valores futuros das variáveis não podem ser correctamente antecipados tendo por base a informação conhecida. As distribuições dos rendimentos dos activos financeiros apresentam uma maior concentração de valores nos extremos (*fat tails*) do que na

distribuição normal. Os modelos de volatilidade estocástica podem ser consistentes com o fenómeno das *fat tails* introduzido por Mandelbrot (1963) e por Fama (1965) e podem constituir uma resposta para a assimetria das distribuições dos rendimentos.

2.3.2 Modelos de Volatilidade Determinísticos

Nos modelos de volatilidade determinísticos estão incluídos os modelos de variância constante, árvore binomial implícita, ARCH/GARCH e de momentos exponencialmente ponderados. No modelo de elasticidade constante de Cox-Ross (1976), a volatilidade é proporcional ao preço das acções elevado a uma potência, mas apresenta sinais de enviesamento. Rubinstein (1994) apresenta uma especificação da volatilidade com base em procedimentos numéricos binomiais. No seu trabalho, o autor refere que a volatilidade depende do preço do activo obtido das opções transaccionadas em todos os preços de exercício disponíveis. Importante também foi o trabalho de Dumas, Fleming e Whaley (1996, 1998) que demonstra um bom desempenho do modelo Black e Scholes (1973) relativamente aos modelos determinísticos. Os modelos ARCH utilizados na análise da volatilidade consideram um tipo específico de volatilidade determinística e utilizam a informação relativa aos preços históricos. A designação autoregressivo relaciona-se com a persistência temporal da volatilidade, enquanto a referência à heteroscedasticidade condicionada descreve a dependência da volatilidade presente em relação ao nível de volatilidade histórica.

2.4 Estudos empíricos sobre a volatilidade e assimetria dos activos financeiros

Um dos pressupostos iniciais da teoria financeira é a normalidade das taxas de rendibilidade dos activos financeiros. Contudo, na década de 60, Mandelbrot (1963) constata a existência de uma maior massa de probabilidade nas abas e no centro da distribuição das variações logarítmicas dos preços dos activos financeiros analisados, comparativamente com a distribuição normal. As séries financeiras temporais apresentam tendencialmente uma concentração (curtose) mais elevada em torno da média do que a distribuição normal. Neste sentido, o autor propôs um conjunto de distribuições leptocúrticas, alternativas à distribuição normal (designada de distribuição de Pareto estável), para contemplar as variações dos preços dos activos financeiros. Fama (1965) reforça os estudos de Mandelbrot (1963) ao constatar que a distribuição de Pareto estável com expoente inferior a dois é mais robusta para descrever as variações no logaritmo do preço das acções do que a distribuição normal.

Apesar de vários autores terem constatado que os momentos das distribuições de ordem superior a dois podiam variar ao longo do tempo (por exemplo Mandelbrot (1963) e Fama (1965)), só na década de 80 surgem os primeiros modelos que descrevem este fenómeno. O grande interesse por parte dos investigadores da modelização da variância condicional nas séries temporais financeiras possibilitou o desenvolvimento de um grande número de modelos que têm por base o modelo ARCH de Engle (1982). Neste sentido, os modelos ARCH são utilizados pelos especialistas com o intuito de fornecer uma estimativa da série temporal para a variância condicional das variáveis relevantes e

constituem uma alternativa às distribuições leptocúrticas na modelização do excesso de curtose.

O modelo ARCH foi introduzido por Engle (1982), e generalizado por Bollerslev (1986 e 1987), entre muitos outros. Engle (1982) propôs um modelo de processos estocásticos designado de ARCH. Este modelo foi desenvolvido para captar o efeito das variações da volatilidade de uma série temporal onde a variância condicional é função linear quadrada de erros passados, bem como de possíveis variáveis exógenas. A variância condicional no momento t é uma função positiva do erro quadrado do último período, isto é, um ARCH (1), que é uma representação simples do modelo ARCH. O modelo ARCH é utilizado para fornecer possíveis parametrizações de heteroscedasticidade. Em muitas aplicações, o modelo ARCH (q) requer um q com defasamentos muito longos, o que dificulta a sua aplicação. Neste sentido, e como alternativa permitindo uma maior flexibilidade na estrutura de defasamento, surge o modelo ARCH generalizado, desenvolvido por Bollerslev (1986).

Bollerslev (1986) generaliza o modelo ARCH, onde a variância condicional passa a ser uma função não apenas do erro quadrado do último período, mas também da sua variância condicional. O modelo GARCH permite que nos resultados não seja evidenciado o excesso de concentração em torno da média, muito embora não consiga resolver a questão da assimetria da distribuição, nomeadamente no que se refere a índices do mercado de capitais que apresentam elevadas assimetrias. Constata-se no modelo GARCH um enviesamento das séries temporais assimétricas.

Ao longo das últimas décadas, várias têm sido as aplicações dos modelos ARCH e GARCH à rendibilidade dos índices accionistas. French, Schwert e Stambaugh (1987) analisam a relação entre o rendimento das acções e a volatilidade do mercado accionista com base em duas abordagens estatísticas. No seu estudo utilizam o rendimento diário das acções do índice S&P entre Janeiro de 1928 e Dezembro de 1984. Encontraram evidência de que o prémio de risco do mercado é positivamente correlacionado com a volatilidade prevista da rendibilidade dos títulos, sempre que se utiliza o modelo GARCH-M. Chou (1988), num estudo ao mercado accionista dos E.U.A. (Estados Unidos da América), analisa a persistência da volatilidade e as mudanças do prémio de risco no período entre 1962 e 1985, utilizando o modelo GARCH. Conclui que a persistência de volatilidade na rendibilidade das acções é tão robusta que os dados não podem rejeitar um processo específico não estacionário e que o modelo GARCH-M é mais fiável do que o modelo dos quadrados utilizado nos trabalhos empíricos de Pindyck (1984), Poterba e Summers (1986) e French, Schwert, e Stambaugh (1987). Akgiray (1989) analisa a volatilidade mensal do índice accionista do mercado norte-americano Dow Jones Industrial Average, e encontra evidência empírica de superioridade dos modelos GARCH, comparativamente com os modelos ARCH, nomeadamente no modelo exponencial e nos modelos de médias históricas.

Foram entretanto desenvolvidas novas extensões do modelo ARCH. Engle, Lilien e Robins (1987) introduzem o modelo ARCH-M, que permite a utilização da variância condicional como determinante da média, o que tem implicações directas na estimativa da rendibilidade esperada da carteira. Neste estudo, o modelo ARCH-M foi aplicado a três produtos da dívida pública americana: dois de curto prazo (bilhetes de tesouro a seis e a dois meses) e um de longo prazo (obrigações de empresas a vinte anos, com *rating*

Aaa). As conclusões suportam a robustez do modelo ARCH-M e sugerem a instabilidade do prémio de risco nos activos analisados. Mais tarde, Beller e Nofsinger (1998) testam a sazonalidade da volatilidade do rendimento das acções utilizando o modelo ARCH-M e concluem que a rendibilidade anormal no mês de Janeiro não está relacionada com um maior risco sistemático, o que contraria a habitual relação entre risco e rendimento e sugere a existência de ineficiências de informação no mercado analisado.

Depois de “desenvolvidos” os modelos não tomavam em consideração a problemática da assimetria. No entanto, Nelson (1991) desenvolve um modelo não linear denominado de GARCH exponencial, comumente designado de EGARCH, para resolver o problema das distribuições assimétricas. Este modelo de heteroscedasticidade condicional revelou-se muito robusto para índices de acções, tendo sido adoptado em várias ocasiões.

Num estudo da rendibilidade de vários índices diários sectoriais do mercado accionista de Kuala Lumpur, Chong, Ahmad e Abdullah (1999) analisam o desempenho dos modelos GARCH e outras derivações destes modelos, concluindo que o modelo EGARCH apresenta o melhor desempenho. Resultados contrários são obtidos por Gokan (2000) que constata que o modelo GARCH apresenta melhor desempenho comparativamente com o EGARCH. Gokcan (2000) compara o modelo linear GARCH (1,1) e o modelo não linear EGARCH usando a rendibilidade mensal das acções de sete mercados emergentes, entre Fevereiro de 1988 e Dezembro de 1996. Constata que o modelo GARCH (1,1) tem um desempenho superior ao modelo EGARCH, mesmo quando as séries de rendibilidades do mercado apresentam uma distribuição assimétrica.

Koulakiotis, Papasyripoulos e Molyneux (2006) usam dados semanais de fecho dos índices dos mercados accionistas da Austrália, Canadá, França, Itália, Japão, Reino Unido, Estados Unidos e Alemanha, entre Janeiro de 1980 e Outubro de 1987, para analisar a relação entre a rendibilidade das acções e a sua volatilidade. No seu estudo utilizam os modelos GARCH-M e EGARCH-M para testar o efeito das “boas notícias” e das “más notícias” no impacte da volatilidade da rendibilidade esperada das acções. Concluem que o modelo GARCH-M tem algumas limitações e fornece resultados inconclusivos, comparativamente com o modelo EGARCH-M que fornece resultados mais precisos no que respeita à relação entre a rendibilidade das acções e a volatilidade. Concluem ainda que a relação entre a rendibilidade das acções nos mercados analisados é pouco robusta.

Os modelos assimétricos de volatilidade, anteriormente referidos, não incorporavam o efeito de alavancagem (correlação negativa entre a rendibilidade presente e a volatilidade futura). Glosten, Jagannathan, e Runkle (1993) e Zakoian (1994), em estudos independentes, propõem um modelo que incorpore o efeito de alavancagem, designado por modelo TARCH, e por vezes também TGARCH.

O primeiro estudo, de Glosten, Jagannathan, e Runkle (1993), incide sobre o mercado norte-americano e analisa a relação entre a rendibilidade e a volatilidade condicionada utilizando vários modelos GARCH. Os autores concluem que, quando utilizam o modelo modificado GARCH-M, a rendibilidade esperada e a volatilidade estão negativamente relacionadas. Esta evidência empírica resulta do facto de a volatilidade do retorno dos activos financeiros reagir de forma diferente a “boas notícias” ou a “más notícias”. A influência exercida por eventos negativos sobre a volatilidade é superior à

influência causada por eventos positivos. Outros estudos vêm igualmente reforçar os resultados empíricos obtidos por Glosten, Jagannathan, e Runkle (1993). Engle e Ng (1993) investigam o mercado de ações do Japão no período entre 1980 e 1988. Utilizam vários modelos com o objectivo de capturar o impacto de eventos sobre a volatilidade e concluem que, entre todos, o modelo proposto por aqueles autores é o que apresenta melhor desempenho. Também Brailsford e Faff (1996), ao examinar vários modelos de previsão de volatilidade no mercado de ações da Austrália, obtêm evidência favorável à utilização do modelo TAR(1,1). Franses e Van Dijk (1996) comparam os modelos GARCH, QGARCH e TAR(1,1)¹ na previsão da volatilidade semanal de índices bolsistas europeus (Alemão, Espanhol, Holandês, Italiano e Sueco) e concluem que os modelos GARCH são mais robustos que os GARCH não lineares. Brooks (1998), num estudo comparativo, utiliza os modelos ARCH, EGARCH e TAR(1,1) para prever a volatilidade diária do rendimento das ações transaccionadas na Bolsa de Nova Iorque, no período entre 1968 e 1988 e conclui que, na sua maioria, os modelos prevêem volatilidades superiores às verificadas. Sugere no entanto que, em termos de erro absoluto médio e erro quadrático médio, os modelos utilizados apresentam um bom desempenho. À semelhança de Brooks (1998), também Ferreira (2009) realiza um estudo comparativo dos modelos ARCH, EGARCH e TAR(1,1), procurando encontrar o modelo que apresenta melhor desempenho para prever a volatilidade do índice de ações S&P 500, dos Estados Unidos da América no período entre 31 de Dezembro de 1980 e 1 de Abril de 2005, num total de 6115 observações de cotações. O período de análise é dividido em três sub-períodos, em que se apresenta um primeiro período denominado de *in sample* e um segundo e terceiro períodos designados de *out-of-sample*. Do primeiro sub-período a que correspondem um total de

¹ Na secção da metodologia serão explicados em detalhe cada um destes modelos.

5264 observações de rendimentos, conclui-se que o modelo que melhor descreve a volatilidade do índice de acções S&P 500 é o EGARCH (1,1). O segundo sub-período, em que é efectuada uma análise e previsão da volatilidade do índice S&P 500 para uma amostra de 500 observações, permite aferir que o modelo mais adequado em termos previsionais é o modelo TARCh (1,1). Os resultados obtidos no terceiro sub-período de testes, para uma amostra de 849 observações, contrariam os resultados do segundo sub-período, aferindo que o modelo mais adequado para prever a volatilidade é o modelo EGARCH (1,1).

Estes resultados reforçam resultados anteriores, por exemplo de Black (1976), que constatou a existência duma correlação negativa entre a rendibilidade presente e a volatilidade futura, isto é, um efeito de assimetria ou de alavancagem. As conclusões de Glosten, Jagannathan, e Runkle (1993) são posteriormente confirmadas por Zakoian (1994) que utiliza a mesma abordagem, para um período.

São escassos, e relativamente recentes, os estudos que analisam o mercado português. Relativamente ao mercado bolsista, as análises existentes examinaram apenas o índice PSI 20, não estendendo a investigação às empresas que o constituem. Fonseca (2001) estuda a não-estacionaridade das taxas de rendibilidade dos Bilhetes do Tesouro durante a década de 1990, concluindo que o modelo ARCH-M revela um bom poder explicativo no processo seguido pelo prémio de risco destes activos. Ferreira (2002), refere que os modelos GARCH ajustados a dados diários são bastante úteis na previsão da volatilidade para horizontes de curto e de longo prazo mas, quando se trata de previsões ex-post em horizontes alargados, a sua utilidade é reduzida. Martins, Couto e Costa (2002) aplicam os modelos ARCH à volatilidade do prémio de risco do mercado

accionista português, no período de 1993 a 2001, com dados diários e mensais. Constatam que o modelo GARCH apresenta melhor desempenho comparativamente aos modelos ARCH e EGARCH e que as rendibilidades diárias apresentam melhor desempenho do que as mensais. Caiado (2004) utiliza os modelos GARCH, GARCH-M, EGARCH e TARCH para analisar a volatilidade da rendibilidade diária e semanal do mesmo índice, entre Janeiro de 1995 e Novembro de 2001. Os resultados que obtêm suportam a existência de volatilidade assimétrica, mas apenas na análise da rendibilidade diária.

A escassez de estudos que analisam a volatilidade do mercado accionista português motivou a realização do estudo que será desenvolvido na parte III desta dissertação. Na sua maioria, os estudos realizados baseiam-se apenas no índice do mercado accionista português (PSI 20), e não alargam a análise às empresas que o compõe. Nesse sentido e com base nos modelos utilizados no estudo de Ferreira (2009), o nosso objectivo é analisar o “*efeito sorriso*” no mercado accionista português, utilizando o modelo EGARCH (1,1). Para além da análise do “*efeito sorriso*”, este estudo distingue-se de outros anteriormente realizados na medida em que analisa a relação entre o “*efeito sorriso*” e os períodos de subida e descida do mercado.

PARTE II

3. Metodologia

Muitas séries financeiras não apresentam média constante, evidenciando períodos relativamente tranquilos seguidos de outros de elevada volatilidade. Um modelo de volatilidade deve ter boa capacidade de previsão e reflectir os episódios mais relevantes da variação das cotações, em especial o impacte assimétrico das “boas notícias” e das “más notícias”, bem como a influência de diversas variáveis exógenas. Contudo, muitos modelos econométricos apresentam problemas estatísticos resultantes da não constância da variância e do facto de, muitas vezes, este não ser objecto de estudo. Para ultrapassar estes problemas foram desenvolvidos modelos ARCH, que incorporam o comportamento estatístico da variância.

Nesta secção são apresentados os modelos tipo ARCH com maior relevância para o estudo desenvolvido, com destaque para as versões ARCH, GARCH, EGARCH e TARARCH. Dos modelos apresentados, apenas o modelo EGARCH (1,1) será adoptado no estudo empírico desenvolvido na parte IV. Esta escolha justifica-se pelo facto de, tal como é referido no ponto 2.4, os estudos empíricos que comparam os vários modelos terem concluído que as diferenças entre eles não são muito significativas mas, consistentemente, o modelo EGARCH (1,1) apresenta melhores resultados. Neste sentido, e como o nosso objectivo é estudar o efeito sorriso, e não estabelecer comparações entre os diferentes modelos, utilizaremos apenas o modelo EGARCH.

3.1 Modelo ARCH

Nos anos 70 começam a ser utilizados modelos ARMA, que surgem como sucessores dos modelos de séries temporais utilizados para análise descritiva ou para controlo dinâmico. Nestes modelos, o valor mais recente numa série cronológica é uma função linear dos seus próprios valores passados e dos valores correntes e passados de um processo de ruído branco (*white noise*), que podem ser designados por inovações (Ferreira, 2009). Esta abordagem apresenta duas limitações. Uma decorre do facto de se tratar de modelos lineares, o que limita a sua aplicação, sendo usados muitas vezes sem que se imponham restrições á priori aos parâmetros relativos dos termos autoregressivos e de médias móveis (Gouriéroux, 1997). A segunda limitação resulta do facto das sucessões cronológicas apresentarem algumas formas de dinâmica não-linear, nomeadamente a forte dependência da variabilidade instantânea das sucessões em relação ao seu passado.

Os modelos ARCH podem ser considerados como uma forma especial de sucessões cronológicas não-lineares que resolve algumas das limitações anteriormente referidas, possibilitando um estudo mais exaustivo do comportamento dinâmico das cotações dos activos financeiros. Os modelos ARCH constituem uma alternativa às distribuições leptocúrticas na modelação do excesso de curtose, que muitas vezes caracteriza as distribuições empíricas de dados monetários e financeiros, sugerindo que a volatilidade e a componente aleatória do modelo não são constantes. Na sua generalidade, estes modelos apresentam abas mais longas e pesadas do que a distribuição normal, facto que resulta, segundo Ghose e Kroner (1995), da dinâmica da variância condicionada. Depois do aparecimento dos modelos ARCH, contrariou-se a ideia defendida por Mandelbrot

(1963) de que o excesso de curtose das distribuições empíricas estava relacionado com a existência de uma distribuição leptocúrtica fixa ao longo do tempo, afirmando que poderia resultar de uma distribuição condicionada em que a variância se altera ao longo do tempo.

O modelo ARCH, desenvolvido por Engle (1982), permite que a variância condicionada, σ_t^2 , varie ao longo do tempo como função linear dos quadrados de erros passados, mantendo constante a variância não condicionada. Em termos formais:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \mu_{t-i}^2 \quad (1)$$

onde,

$$\mu_t = \varepsilon_t \sigma_t ; E[\varepsilon_t] = 0 ; \text{Var}[\varepsilon_t] = 1 ; \text{Cov}[\varepsilon_t ; \mu_{t-i}] = 0$$

Com ε_t independentes e identicamente distribuídos, e independentes de μ_{t-i} ($i \in \mathbb{Z}$)

Para o modelo ser bem definido, e a variância condicional ser positiva, as restrições paramétricas devem satisfazer as condições $\alpha_0 > 0$ e $\alpha_i \geq 0$, $i = 1, 2, \dots, q$.

A ordem do processo (q) determina a persistência temporal de um choque, condicionando a variância dos erros nos períodos subsequentes. Assim, σ_t^2 segue um

processo de tipo ARCH (q). A definição de σ_t^2 , acima explicitada, mostra que a variância condicionada é uma função estocástica do seu passado e, conseqüentemente, os modelos ARCH assentam numa parametrização endógena e dinâmica da variância. Isto é, a variância presente depende linearmente da variância histórica e as variações num período são geralmente sucedidas por variações idênticas em períodos subsequentes, independentemente do sinal, resultando nos chamados *clusters* de volatilidade (Diebold, 1988). Continua a admitir-se que a variância não condicionada é constante.

Segundo Bera e Higgins (1993), quanto maior for o valor de q , mais longos tenderão a ser os episódios de volatilidade.

Ferreira (2009) sintetiza algumas das limitações dos modelos ARCH padrão:

- Estão orientados para as séries cronológicas dos rendimentos mas as decisões financeiras dependem também de outras variáveis;
- Assumem a existência de meios envolventes bastante estáveis e não contemplam acontecimentos associados a turbulência, nomeadamente as “boas notícias” e as “más notícias”;
- A evolução dos preços é modelada com base no conhecimento comum, incorporando preços históricos e não levando em consideração informações particulares de alguns intervenientes.

3.2 Modelo GARCH

A evidência empírica mostra que habitualmente é necessário estimar modelos ARCH de ordem elevada, para contemplar a dinâmica da variância condicional, o que é muito exigente em termos da dimensão das amostras estudadas. O modelo ARCH Generalizado (GARCH) de Bollerslev (1986) responde a esta necessidade, pois permite a captação de movimentos persistentes na volatilidade dos activos, sem que seja necessário estimar um grande número de parâmetros, permitindo também a inclusão de componentes auto-regressivos (AR) e de médias móveis (MA). Em algumas situações, o grau de desfasamento q é elevado e a variabilidade observada em períodos históricos influencia a variância condicionada no momento presente.

No modelo GARCH ou GARCH (p,q) , a variância condicionada é parametrizada como uma função linear dos quadrados dos erros e das variâncias condicionadas históricas. O modelo GARCH (p,q) pode ser definido como:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \mu_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (2)$$

onde,

p – grau do processo GARCH

q - grau do processo ARCH

$$\mu_t = \varepsilon_t \sigma_t$$

Com as seguintes restrições de desigualdade impostas para assegurar a não negatividade da variância condicionada:

$$\alpha_0 > 0; \alpha_i \geq 0, i = 1, 2, \dots, q; \beta_j \geq 0, j = 1, 2, \dots, p.$$

A equação (2) expressa a dependência da variabilidade dos rendimentos no período corrente em função da volatilidade dos períodos históricos. Na determinação dos graus p, q associa-se o modelo GARCH aos mesmos princípios do processo ARMA de Box-Jenkins (1970), enquanto que os graus p, q são identificadas através da função de autocorrelação do quadrado dos erros. O modelo GARCH (1,1) é o mais simples e também o mais utilizado em séries financeiras. Neste caso a variância é dada por:

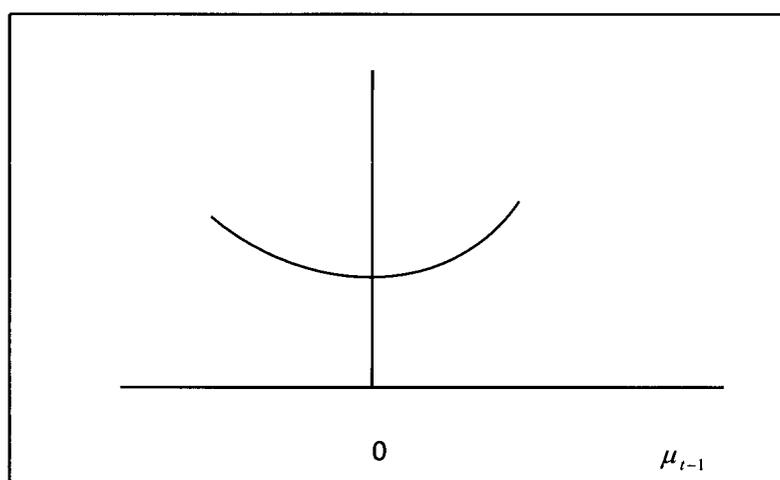
$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \mu_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2, \quad (3)$$

Uma vez que a variância é positiva, os coeficientes de regressão devem ser também positivos, mantendo-se a estacionaridade da variância se: $\alpha_1 + \beta_1 < 1$. A variância condicionada dos rendimentos expressa na equação anterior resulta: da componente constante (α_0), da componente ARCH ($\alpha_1 \mu_{t-1}^2$) e da componente GARCH ($\beta_1 \sigma_{t-1}^2$). A soma dos coeficientes α_1 e β_1 relaciona-se com a influência da variabilidade do período anterior sobre o valor corrente da variabilidade e assume normalmente valores próximos de um.

A utilização do modelo GARCH tem algumas desvantagens, sendo a mais relevante o facto de não modelar o efeito de assimetria observado frequentemente quando se verificam diferenças de volatilidade no caso das “boas notícias” e das “más notícias”. Fisher Black (1976), e mais tarde Nelson (1991), constataram que, quando se verifica um decréscimo nos rendimentos acompanhado de um acréscimo na volatilidade superior à volatilidade induzida por um acréscimo nos rendimentos, estamos perante um efeito assimétrico, também designado por efeito de alavanca ou efeito do prémio de risco.

A volatilidade pode assumir diferentes padrões, dos quais se destacam a volatilidade simétrica, a volatilidade assimétrica à direita e a volatilidade assimétrica à esquerda. Nas figuras que se seguem são apresentados os padrões de volatilidade em resposta ao sinal μ_{t-1} .

Figura 1 - Volatilidade Simétrica

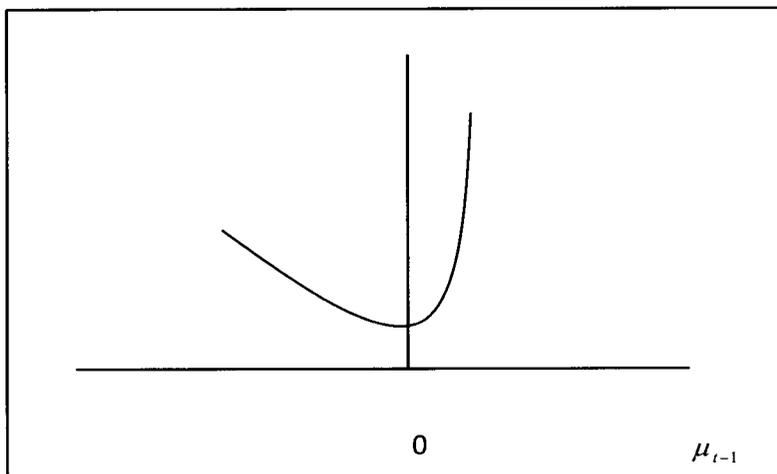


Fonte: Ferreira (2009)



A figura anterior, mostra-nos que neste caso a volatilidade depende apenas da magnitude de μ_{t-1} . Também neste caso se verifica o “efeito sorriso”.

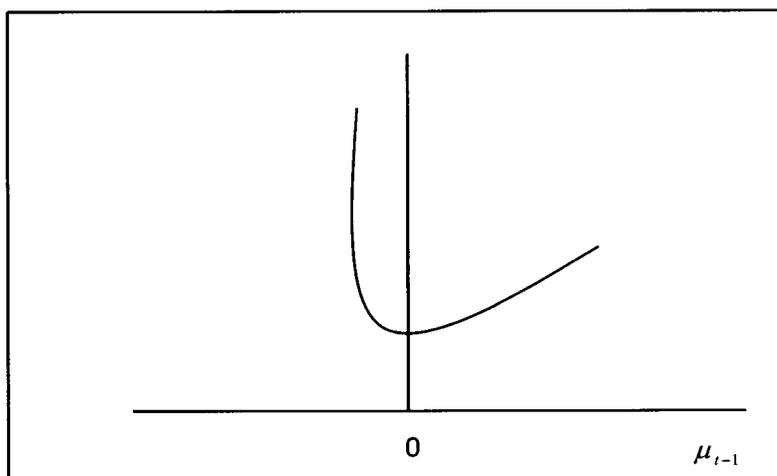
Figura 2 - Volatilidade Assimétrica à Direita



Fonte: Ferreira (2009)

De acordo com a figura anterior, a influência na volatilidade é mais robusta quando μ_{t-1} é positivo, ou seja, quando o mercado sobe.

Figura 3 - Volatilidade Assimétrica à Esquerda



Fonte: Ferreira (2009)

Contrariamente ao que sucede quando a volatilidade é assimétrica à direita, na assimetria à esquerda, a influência na volatilidade é mais robusta quando μ_{t-1} é negativo, isto é, quando o mercado desce.

Nos casos em que existe efeito de assimetria, é improvável que variações (positivas ou negativas) nos rendimentos do activo subjacente tenham o mesmo impacto na volatilidade. Neste sentido, Nelson (1991) identifica e apresenta algumas das limitações do modelo GARCH, como por exemplo a não existência do efeito assimétrico ou a imposição de não negatividade aos parâmetros do modelo. A existência de uma estrutura assimétrica para a volatilidade gera distribuições enviesadas e, conseqüentemente, o “efeito sorriso” para os preços previsionais. Contudo, como já referido anteriormente o “efeito sorriso” não se verifica apenas quando existe assimetria, também se verifica quando não existe assimetria.

3.3 Modelos que incorporam o efeito de assimetria

Os modelos até aqui apresentados são pouco robustos e têm algumas limitações relevantes. Por exemplo, não captam o efeito das “boas notícias” e das “más notícias”, nem a forma como estas podem influenciar a volatilidade. Rydberg *et al.* (2000) mostram que as “más notícias” geram um maior aumento na volatilidade do que “boas notícias”. Do ponto de vista teórico, e apesar de vários estudos terem analisado o problema, ainda não há consenso sobre como explicar esse tipo de comportamento por parte dos investidores. Outra limitação é o facto de os modelos apresentarem dificuldades na interpretação da persistência da variância condicional. A imposição de

restrições de não negatividade para o parâmetro α gera problemas na estimação e, em alguns casos, faz com que a variância perca o seu carácter aleatório e inconstante. Quando o erro do processo que gera a variância aumenta no período t , a variância aumenta para todos os períodos subsequentes. Deste modo, α tem que ser positivo para que a variância seja positiva, com probabilidade 1, em todos os períodos, sendo esta uma limitação adicional do modelo.

Apesar do modelo GARCH conseguir captar a concentração da volatilidade, a denominada *volatility clustering*, Nelson (1991) teceu-lhe algumas críticas, como a necessidade de um elevado número de restrições sobre os parâmetros para garantir uma variância positiva ou o facto do modelo não captar o efeito assimétrico das inovações sobre a volatilidade. Com o objectivo de incorporar o efeito de assimetria, foram desenvolvidos outros modelos, com destaque para o EGARCH (p,q) e o TARCH (p,q).

3.3.1 EGARCH (p,q)

A correlação entre a rendibilidade das acções e as mudanças na sua volatilidade pode ser negativa, pois há evidência de que as “más notícias” podem aumentar a volatilidade enquanto as “boas notícias” a podem diminuir (Nelson, 1991). Neste sentido, Nelson (1991) propõe um modelo não-linear alternativo, o modelo EGARCH (p,q), para captar o efeito da assimetria e minimizar o problema das restrições sobre os parâmetros. Neste modelo, a variância condicionada, σ_t^2 , é uma função assimétrica dos valores passados de μ_t , ou seja:

$$\ln \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \ln \sigma_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \frac{|\mu_{t-i}|}{\sigma_{t-i}} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \frac{\mu_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \quad (4)$$

O efeito assimétrico é capturado pelo coeficiente γ e o efeito de alavanca é dado pelo seu valor negativo. Assim, as “más notícias” podem ter um impacto diferente na volatilidade futura, quando comparadas com as “boas notícias”. Se $\gamma < 0$, as “más notícias” aumentam a volatilidade dos retornos. Se $\gamma > 0$, as “boas notícias” diminuem a volatilidade dos retornos. Nos casos em que $\gamma = 0$, haverá ausência de assimetria na volatilidade dos retornos. O coeficiente β indica a persistência das “boas notícias” e das “más notícias” na volatilidade.

3.3.2 TARARCH (p,q)

Um modelo mais simples para captar o comportamento assimétrico da volatilidade nas séries financeiras foi apresentado por Glosten, Jagannathan e Runkle (1993) e mais tarde implementado por Zakoian (1994). Este modelo é denominado por TARARCH ou GJR GARCH (p,q). O modelo TARARCH é um caso particular do modelo ARCH não-linear onde:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \ln \mu_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{k=1}^q \delta_{t-k} \gamma_k \mu_{t-k}^2 \quad (5)$$

δ_{t-k} é a variável dummy, que assume o valor 1 caso os erros no momento $t-k$ sejam negativos, e o valor 0 nas restantes situações.

O modelo TARCH implica que as “boas notícias” no momento t têm um impacto na volatilidade em $t+1$ igual a α multiplicado pelo quadrado dos resíduos ($\alpha * (\text{res})^2$). No caso das “más notícias”, o impacto é igual a $(\alpha+\gamma)$ multiplicado pelo quadrado dos resíduos ($(\alpha+\gamma) * (\text{res})^2$). Nos casos em que γ é positivo, a presença do efeito de alavanca implica que as “más notícias” tenham um maior impacto que as “boas notícias”.

PARTE III

4. Dados e estatísticas descritivas

Neste ponto são descritos os dados utilizados e as estatísticas descritivas que auxiliam a compreensão da volatilidade do Índice PSI 20 e dos onze títulos cotados que têm permanecido na composição do índice ao longo do período em análise.

4.1 Dados

Utilizam-se na análise as cotações diárias de fecho do Índice PSI20 e de onze dos seus títulos cotados, observados no período em análise: Janeiro de 1996 a 30 de Junho de 2009. O índice PSI20 (Portuguese Stock Index) é a referência para o mercado de capitais português, bem como da Euronext Lisboa, pois é composto pelas maiores empresas portuguesas presentes no mercado de capitais. É constituído pelas vinte acções mais significativas, em termos de dimensão e de liquidez, do conjunto das empresas admitidas à negociação no mercado português de acções. Este índice é relativamente recente, tendo sido criado em 1993.

Além do índice PSI 20, são também analisados onze títulos cotados do mesmo índice: BCP, BPI, BES, Cimpor, Jerónimo Martins, Mota Engil S.G.P.S., Portugal Telecom S.G.P.S., Portucel, Semapa, Sonae S.G.P.S e Sonae Indústria. Esta escolha justifica-se pelo facto de serem os únicos a manter-se no Índice PSI20 ao longo do período estudado. Os dados foram recolhidos na base de dados da metastock, disponível no site

clubeinvest.com, em 7 de Julho de 2009. Foi necessário proceder a ajustamentos devido à existência de valores omissos (*missing values*). Assim, todas as empresas em análise têm o mesmo número de dados em cada ano. Para calcular os *missing values* calculou-se uma média aritmética simples em que:

$$\text{Missing value } N = (\text{valor de } N-1 + \text{valor de } N+1) / 2$$

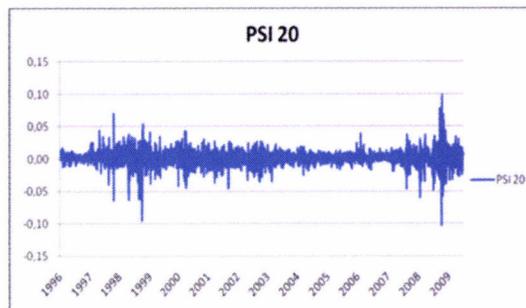
Com base na cotação diária de fecho das acções foram calculadas as rendibilidades diárias, as variâncias (com o objectivo de determinar o risco dos títulos cotados) e as covariâncias (com o objectivo de determinar o grau de associação entre as acções).

4.2 Estatística Descritiva

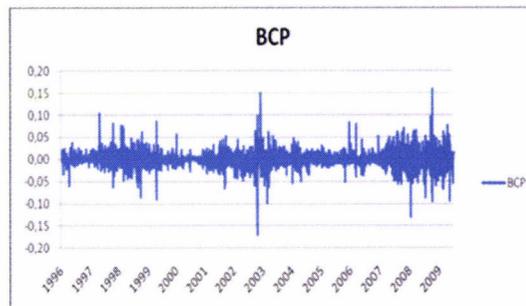
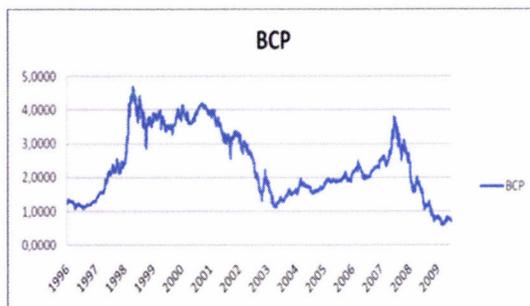
Seguidamente são apresentados os gráficos que permitem analisar a volatilidade de cada um dos títulos para o período total. Os gráficos das cotações são realizados com base nas cotações de fecho de cada um dos activos em análise. Aplicando a diferença do logaritmo do preço ao activo em análise obtemos uma série de retornos diários a que correspondem os gráficos dos rendimentos. Com base nos rendimentos foram obtidos os quadros das estatísticas descritivas. São tecidos alguns comentários às estatísticas descritivas mais importantes².

² Em anexo apresentam-se os quadros referentes às estatísticas descritivas do PSI 20 e dos onze títulos analisados para o período total (Janeiro de 1996 a Junho de 2009), e para cada um dos sub-períodos.

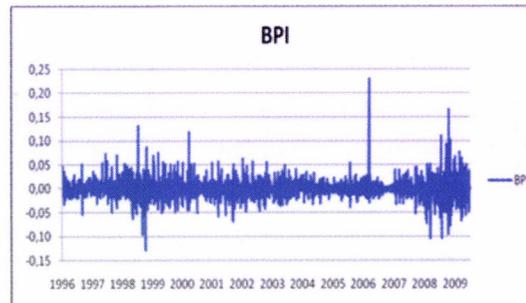
Gráficos nº1 e nº 2 – Evolução das cotações e dos rendimentos do Índice PSI 20 entre Janeiro de 1996 e Junho de 2009



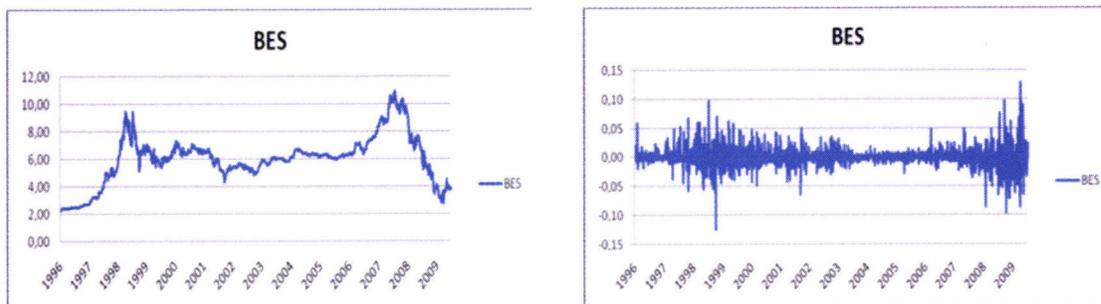
Gráficos nº3 e nº4 – Evolução das cotações e dos rendimentos do BCP entre Janeiro de 1996 e Junho de 2009



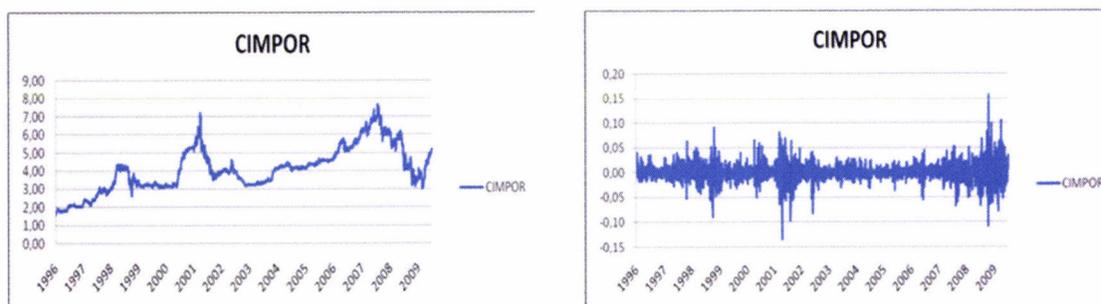
Gráficos nº5 e nº 6 – Evolução das cotações e dos rendimentos do BPI entre Janeiro de 1996 e Junho de 2009



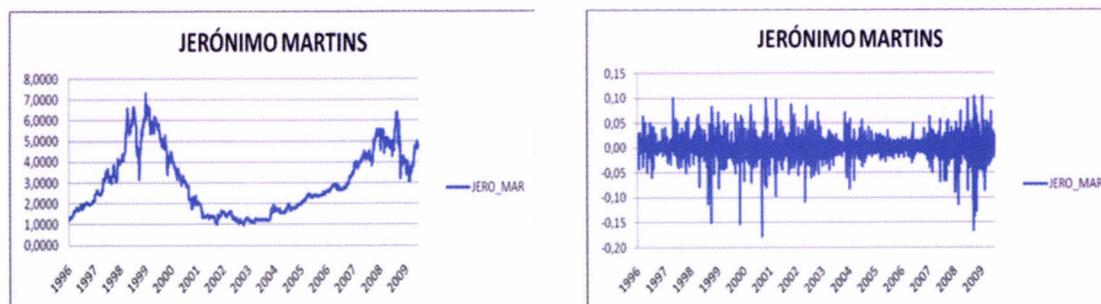
Gráficos nº7 e nº 8– Evolução das cotações e dos rendimentos do BES entre Janeiro de 1996 e Junho de 2009



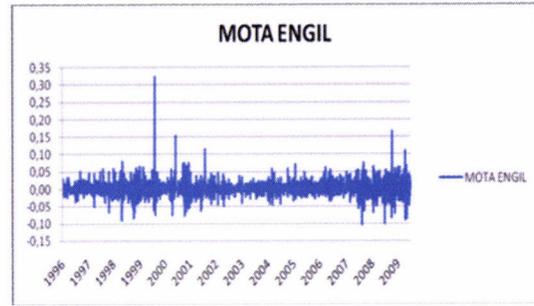
Gráficos nº9 e nº10– Evolução das cotações e dos rendimentos da Cimpor entre Janeiro de 1996 e Junho de 2009



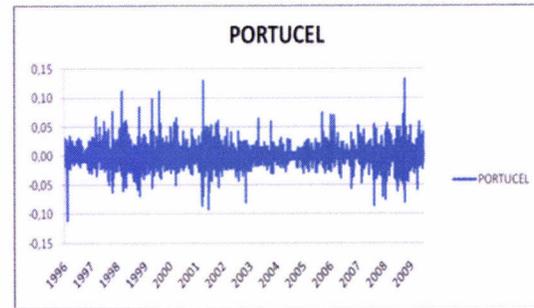
Gráficos nº11 e nº12– Evolução das cotações e dos rendimentos da Jerónimo Martins entre Janeiro de 1996 e Junho de 2009



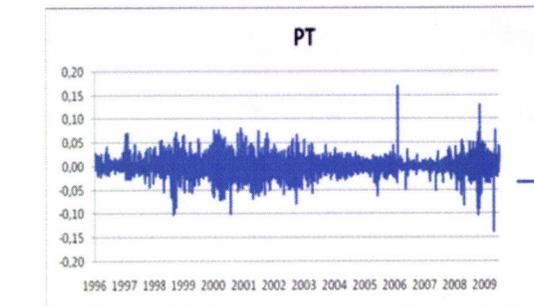
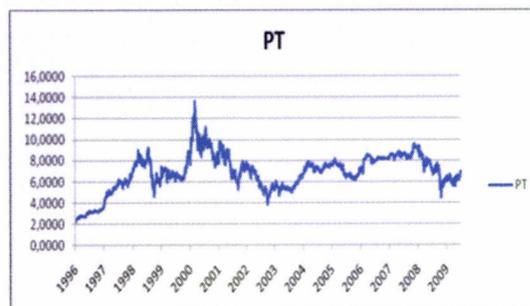
Gráficos nº13 e nº14 – Evolução das cotações e dos rendimentos da Mota Engil entre Janeiro de 1996 e Junho de 2009



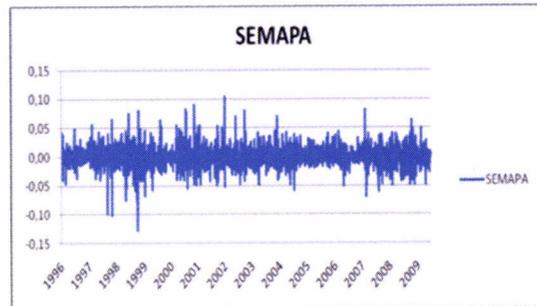
Gráficos nº15 e nº16– Evolução das cotações e dos rendimentos da Portucel entre Janeiro de 1996 e Junho de 2009



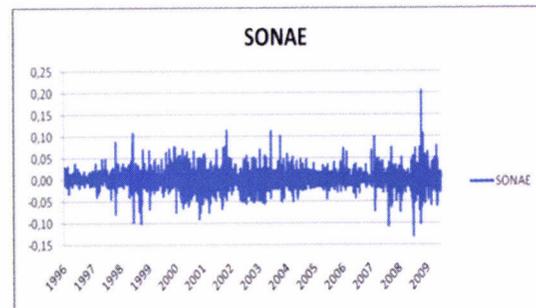
Gráficos nº17 e nº18– Evolução das cotações e dos rendimentos da Portugal Telecom entre Janeiro de 1996 e Junho de 2009



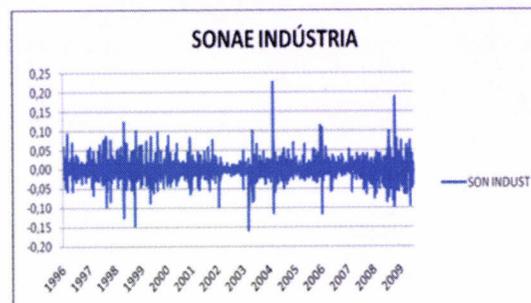
Gráficos nº19 e nº20– Evolução das cotações e dos rendimentos da Semapa entre Janeiro de 1996 e Junho de 2009



Gráficos nº21 e nº 22– Evolução das cotações e dos rendimentos da SONAE entre Janeiro de 1996 e Junho de 2009



Gráficos nº23 e nº 24– Evolução das cotações e dos rendimentos da SONAE Indústria entre Janeiro de 1996 e Junho de 2009



A simples análise visual das séries de cotações no período em análise, nomeadamente do índice PSI 20, sugere que estas sofreram algumas oscilações substanciais, períodos de subida e períodos de descida, o que nos permite dividir a série nos quatro sub-períodos seguintes:

1º sub-período – de Janeiro de 1996 a 24 de Março de 2000

2º sub-período – de 27 de Março de 2000 a 9 de Outubro de 2002

3º sub-período – de 10 de Outubro de 2002 a 9 de Outubro de 2007

4º sub-período – de 10 de Outubro de 2007 a 30 de Junho de 2009

Os períodos de subida e descida dos mercados ficaram associados a alguns factores ocorridos nos mercados mundiais, como sejam: o colapso do Dot Com Bubble, os ataques do 11 de Setembro, os escândalos contabilísticos em algumas empresas americanas, nomeadamente a Enron e a WorldCom.

A análise dos gráficos da evolução dos rendimentos sugere que as séries temporais apresentam agrupamentos de volatilidade. Comparando os gráficos das cotações e dos rendimentos de cada um dos activos, conclui-se que a volatilidade dos rendimentos aumenta quando ocorrem quedas nas cotações dos activos.

Para além da rendibilidade (média) e da volatilidade (desvio padrão), para a análise dos mercados financeiros, são essenciais outras medidas estatísticas de análise: a assimetria e a curtose. Utilizou-se o EXCEL para, relativamente ao período em análise, avaliar a rendibilidade, volatilidade, assimetria e curtose do índice PSI 20 e dos títulos das onze empresas do mesmo índice.

Relativamente às estatísticas descritivas e como se pode observar nos quadros que se apresentam em anexo, a análise dos mesmos sugere que a média amostral dos rendimentos diários apresenta-se negativa quando o mercado desce e positiva quando o mercado sobe, esta evidência ocorre para todos os activos em análise com excepção da Cimpor. Da análise da média amostral para o período total podemos aferir que esta se apresenta positiva para todos os activos em análise com excepção do BCP e da Sonae Indústria.

Uma distribuição é assimétrica quando a média é diferente da moda e da mediana, podendo a assimetria ser enviesada à esquerda ou à direita, como verificamos anteriormente. A assimetria é tanto maior quanto mais afastadas estiverem a média, a moda e a mediana. Em condições de normalidade a assimetria é igual a zero. Calcula-se a assimetria como se explicita a seguir:

$$\text{Assimetria X} = \frac{E\left[\left(X - \bar{X}\right)^3\right]}{E\left[\left(X - \bar{X}\right)^3\right]^{3/2}}$$

Relativamente ao coeficiente de assimetria, este apresenta valores negativos e positivos tanto na análise do período total como dos sub-períodos nos activos em análise. Nos casos em que o coeficiente é negativo estamos perante assimetria negativa (enviesada à esquerda), e em períodos em que o coeficiente é positivo estamos perante assimetria positiva (enviesada à direita).

A curtose pode ser considerada como uma medida de achatamento da distribuição:

$$\text{Curtose } X = \frac{E\left[\left(X - \bar{X}\right)^4\right]}{E\left[\left(X - \bar{X}\right)^2\right]^2}$$

A curtose também pode ser referenciada pelo seu excesso. Contudo, de acordo com estudos empíricos, as sucessões cronológicas de activos financeiros como as acções tendem a apresentar valores negativos para a assimetria (assimetria enviesada à esquerda) e excesso de curtose.

Da análise do coeficiente de curtose dos activos para o período total e para os sub-períodos, constatamos que este é bastante elevado. O excesso de curtose presente em todos os títulos origina a possibilidade de estes apresentarem “*fat tails*”, isto é, indica que a probabilidade de eventos extremos é superior à ditada pela distribuição normal e simultaneamente, de que pode existir dependência não-linear temporal.

PARTE IV

5. Resultados Empíricos

Neste ponto são estimados os modelos GARCH, em particular o modelo EGARCH (1,1), com o objectivo de analisar a volatilidade do Índice PSI 20 e dos onze títulos cotados no referido índice. O modelo EGARCH foi desenvolvido por Nelson (1991), para resolver o problema das distribuições assimétricas. Este modelo de heteroscedasticidade condicional revelou-se muito robusto para índices de acções, neste sentido será o modelo escolhido para estimar o efeito de assimetria neste estudo. Os coeficientes p e q foram escolhidos tendo por base estudos comparativos de alguns autores (Caiado, 2004), que demonstram que os coeficientes $p=1$ e $q=1$ apresentam melhor desempenho. O modelo EGARCH (1,1) para além de incorporar o efeito de assimetria é o modelo que melhor se adapta ao estudo em questão devido ao elevado número de observações em análise.

Utilizando o software Eviews 6.0. foram obtidos os resultados³ que se apresentam nos pontos seguintes sob a forma de quadros resumo para o período total e para os sub-períodos. Destes, importa analisar o valor da probabilidade (p), testar se é estatisticamente significativo ($p < 0,05$) e do coeficiente estimado RES/SQR (Resíduos/SQR) que afere acerca da assimetria e do efeito de alavanca.

³ Os *outputs* do software podem ser analisados em pormenor nos anexos que se encontram na parte final deste trabalho.

5.1 Análise do *efeito sorriso* entre Janeiro de 1996 e Junho de 2009

O período de análise (Janeiro de 1996 a Junho de 2009) caracteriza-se pela existência de muitas subidas e descidas nas cotações do índice e das acções em análise. A sua volatilidade é estudada recorrendo à estimativa de um modelo EGARCH (1,1) para o período total da amostra. Seguidamente apresenta-se um quadro resumo dos resultados da pesquisa de assimetria para o modelo EGARCH (1,1), do índice PSI e dos onze títulos que o compõe.

Quadro nº 1 – Resultados da pesquisa de assimetria da volatilidade para o período entre Janeiro de 1996 e Junho de 2009

	Coefficiente RES/SQR	Probabilidade
PSI 20	-0,055936	0,0000
BCP	-0,067094	0,0000
BPI	-0,023050	0,0106
BES	-0,016612	0,0004
Cimpor	-0,004930	0,4466
Jerónimo Martins	-0,034729	0,0000
Mota Engil	-0,027456	0,0000
Portucel	-0,035397	0,0003
Portugal Telecom	-0,029156	0,0000
Semapa	-0,023551	0,0000
Sonae	-0,035854	0,0000
Sonae Indústria	-0,046998	0,0000

Da análise dos *outputs* apresentados no quadro anterior podemos concluir numa primeira análise que o coeficiente estimado neste modelo é estatisticamente significativo ($p < 0,05$) para o PSI 20 e para todos os títulos em análise, com excepção da Cimpor.

No resultado do processo de estimação do modelo EGARCH (1,1) o coeficiente estimado RES/SQR apresenta-se negativo para todos os títulos em análise, o que vem confirmar a robustez tanto do efeito assimétrico (*efeito sorriso*) como do efeito de alavanca. O valor associado a este coeficiente é estatisticamente significativo ($0,000 < 0,05$).

Podemos então aferir que na análise do período em questão as “más notícias” têm maior impacto do que as “boas notícias”.

Pelo facto de o período total em análise ter sido um período muito rico, devido às elevadas subidas e descidas nas cotações das acções, é interessante analisar o comportamento nos períodos em que o mercado sobe e nos períodos em que o mercado desce. Neste sentido aplicando a mesma metodologia apresentam-se seguidamente os resultados obtidos para os períodos de subida e descida do mercado.

5.2 Análise do *efeito sorriso* nos períodos em que o mercado sobe: Janeiro de 1996 a 24 de Março de 2000 e 10 de Outubro de 2002 a 9 de Outubro de 2007

No Quadro nº2 apresentam-se os resultados do processo de estimação dos modelos EGARCH (1,1) para os períodos de subida do mercado, ou seja, de Janeiro de 1996 a 24 de Março de 2000 e de 10 de Outubro de 2002 a 9 de Outubro de 2007.

Da análise do referido quadro podemos aferir que em termos globais se verifica o efeito de assimetria nos períodos em análise (coeficiente $C4 \neq 0$) bem como o efeito de alavanca para a maioria dos activos em análise nos períodos em que o mercado sobe (coeficiente $C4 < 0$) o que significa que as “boas notícias” têm menor impacto na volatilidade que as “más notícias”.

Nos casos em que não existe efeito de alavancagem (coeficiente $C4 > 0$), podemos aferir que a resposta da volatilidade em resposta às “más notícias” é menor comparativamente com as “boas notícias”. Esta situação verifica-se no período entre 10 de Outubro de 2002 a 9 de Outubro de 2007 para os seguintes activos: BPI, BES, Mota Engil e Semapa.

Podemos então aferir que as “boas notícias” têm menor impacto na volatilidade que as “más notícias”.

Quadro nº 2 – Resultados da pesquisa de assimetria da volatilidade para os períodos em que o mercado sobe: Janeiro de 1996 a 24 de Março de 2000 e 10 de Outubro de 2002 a 9 de Outubro de 2007

	Período de Janeiro de 1996 a 30 de Junho de 2009		Período de Janeiro de 1996 a 24 de Março de 2000		Período de 10 de Outubro de 2002 a 9 de Outubro de 2007	
	Coefficiente RES/SQR	Probabilidade	Coefficiente RES/SQR	Probabilidade	Coefficiente RES/SQR	Probabilidade
PSI 20	-0,055936	0,0000	-0,039281	0,0016	-0,030671	0,0209
BCP	-0,067094	0,0000	-0,029736	0,0049	-0,119099	0,0000
BPI	-0,02305	0,0106	-0,014026	0,4413	0,115397	0,0000
BES	-0,016612	0,0004	-0,038209	0,0085	0,104851	0,0037
Cimpor	-0,00493	0,4466	-0,000007	0,995	-0,029123	0,0768
Jerónimo Martins	-0,034729	0,0000	-0,086978	0,0002	0,013971	0,1111
Mota Engil	-0,027456	0,0000	-0,052575	0,0001	0,04597	0,0227
Portucel	-0,035397	0,0003	0,020179	0,1762	0,033344	0,0789
Portugal Telecom	-0,029156	0,0000	-0,022217	0,0592	-0,062783	0,0000
Semapa	-0,023551	0,0000	-0,042706	0,0117	0,03339	0,0166
Sonae	-0,035854	0,0000	-0,02562	0,0094	0,003979	0,7071
Sonae Indústria	-0,046998	0,0000	-0,019684	0,4637	-0,048171	0,0002

5.3 Análise do *efeito sorriso* nos períodos em que o mercado desce: 27 de Março de 2000 a 9 de Outubro de 2002 e 10 de Outubro de 2007 a 30 de Junho de 2009

No Quadro nº3 evidenciam-se os resultados do processo de estimação dos modelos EGARCH (1,1) para os períodos de descida do mercado, isto é entre Janeiro de 1996 a Março de 2000 e 10 de Outubro de 2002 a 9 de Outubro de 2007.

Da análise do quadro resumo podemos aferir que em termos globais se verifica o efeito de assimetria nos períodos em análise (coeficiente $C4 \neq 0$) bem como o efeito de alavanca para a totalidade dos activos, com excepção da Mota Engil, em análise nos períodos em que o mercado sobe (coeficiente $C4 < 0$) o que significa que as “boas notícias” têm menor impacto na volatilidade que as “más notícias”.

A observação do quadro leva-nos a concluir que nos sub-períodos em análise o efeito de alavanca é superior quando comparado com o período total, o que permite aferir que as “más notícias” têm maior impacto na volatilidade que as “boas notícias”.

Quadro nº 3– Resultados da pesquisa de assimetria da volatilidade para os períodos em que o mercado desce: 27 de Março de 2000 a 9 de Outubro de 2002 e 10 de Outubro de 2007 a 30 de Junho de 2009

	Período de Janeiro de 1996 a 30 de Junho de 2009		Período de 27 de Março de 2000 a 9 de Outubro de 2002		Período de 10 de Outubro de 2007 a 30 de Junho de 2009	
	Coefficiente RES/SQR	Probabilidade	Coefficiente RES/SQR	Probabilidade	Coefficiente RES/SQR	Probabilidade
PSI 20	-0,055936	0,0000	-0,118431	0,0000	-0,154703	0,0000
BCP	-0,067094	0,0000	-0,204565	0,0000	-0,118625	0,0018
BPI	-0,02305	0,0106	-0,155571	0,0000	-0,06502	0,0430
BES	-0,016612	0,0004	-0,106654	0,0000	-0,026519	0,3226
Cimpor	-0,00493	0,4466	-0,027741	0,4951	-0,114803	0,0000
Jerónimo Martins	-0,034729	0,0000	0,016587	0,7263	-0,204628	0,0000
Mota Engil	-0,027456	0,0000	0,180651	0,0000	-0,104074	0,0052
Portucel	-0,035397	0,0003	-0,130411	0,0000	-0,113738	0,0000
Portugal Telecom	-0,029156	0,0000	-0,061343	0,0000	-0,091446	0,0000
Semapa	-0,023551	0,0000	-0,05837	0,0236	-0,046088	0,1772
Sonae	-0,035854	0,0000	-0,059593	0,0000	-0,078389	0,0003
Sonae Indústria	-0,46998	0,0000	-0,059953	0,1368	-0,035847	0,2628

Conclusões, Limitações e Sugestões

A análise empírica da volatilidade das cotações dos activos financeiros é um exercício frequente na literatura financeira. A volatilidade de um activo representa a variação dos preços em relação à sua média, medida num determinado período de tempo e, no caso das acções, está normalmente associada a factores relacionados com o desempenho das respectivas empresas e mercados. Boa parte dos estudos empíricos publicados analisa o comportamento dos mercados financeiros em períodos de grande volatilidade, habitualmente associados a fases de quebra acentuada dos preços dos activos, embora também possam existir grandes acréscimos de volatilidade quando os mercados entram em aceleração. Os impactes positivos e negativos sobre os preços tendem a gerar efeitos distintos, embora incertos, sobre a volatilidade, designados por “efeitos de alavanca”. Estes podem ser captados por modelos econométricos capazes de tratar a heteroscedasticidade condicional autoregressiva, habitualmente designados por modelos ARCH, ou os mais genéricos modelos GARCH. Ao contrário do que sucede com a rendibilidade, a volatilidade não é directamente observável, sendo difícil proceder à sua estimação e previsão, pelo que são necessários métodos mais sofisticados, que variam em função dos objectivos da investigação.

A análise da volatilidade é uma ferramenta muito importante para a análise financeira, interessando, em termos teóricos e práticos, a todos os agentes que, directa ou indirectamente, intervêm nos mercados financeiros. Nesta dissertação analisamos o comportamento da volatilidade do índice PSI20 e das onze empresas que nele se mantiveram no período compreendido entre Janeiro de 1996 e Junho de 2009. Este foi um período especialmente volátil tendo sido dividido para efeitos de análise em quatro

sub-períodos: Janeiro de 1996 a 24 de Março de 2000 e 10 de Outubro de 2002 a 9 de Outubro de 2007, que se associam a períodos de subida, e dois sub-períodos de descida, respectivamente de 27 de Março de 2000 a 9 de Outubro de 2002 e de 10 de Outubro de 2007 a 30 de Junho de 2009. Com esta divisão pretendeu-se avaliar se são as “boas” ou as “más notícias” que têm maior impacte na volatilidade. A originalidade do estudo desenvolvido materializa-se na amostra estudada, tendo sido analisados períodos de tempo até então não explorados, bem como o índice PSI 20 e algumas das empresas que nele se têm mantido ao longo do tempo, e que até aqui tinham sido deixadas de fora em análises centradas apenas no total do índice.

O modelo estatístico estimado sugere que, na análise do período total, as “más notícias” têm maior impacto na volatilidade e que se verifica o “efeito sorriso” para o PSI 20 e para os títulos das empresas que o compõe, com excepção apenas da Cimpor. Também o modelo EGARCH (1,1) quando aplicado aos sub-períodos permite aferir que períodos de descida dos mercados denotam maior volatilidade do que períodos de subida, evidenciando que as “más notícias” têm maior impacto que as “boas notícias”. Estes resultados são especialmente relevantes para os gestores de carteira pois sugerem que no mercado português, e à semelhança do que acontece em outros mercados, o risco dos investimentos aumenta em mercados em baixa. Dados os resultados obtidos, a assimetria evidenciada pelas cotações analisadas faz com que seja relativamente difícil recuperar nos bons momentos as perdas ocorridas nos maus, o que aumenta substancialmente os custos de permanência no mercado em fases de descida de preços. Por outro lado, a assimetria também sugere que os agentes que actuam em consonância com a “estratégia de contrários”, que consiste em comprar quando os preços estão relativamente baixos e vender quando ficam relativamente elevados, dispõem de mais

tempo para tomar decisões de compra do que para decisões de venda, pois é nos períodos de quebra que o risco de tomar uma decisão errada aumentam substancialmente.

O estudo ora desenvolvido pode ser melhorado, principalmente se a amostra estudada for alargada para permitir a comparação do comportamento de outros índices, relevantes para a tomada de decisão de investidores portugueses. De facto, a análise comparativa das volatilidades dos mais importantes índices a nível internacional pode dar uma ideia do potencial da diversificação territorial, ou até sectorial, que é especialmente importante no contexto actual, uma vez que a literatura financeira é contraditória a este respeito.

Bibliografia

Andersen, T. G. , Bollerslev , T. (1998), ARCH and GARCH Models, in Encyclopedia of Statistical Sciences, New York: John Wiley and Sons Inc., 2.

Akgiray, V. (1989), Conditional Heteroscedasticity in time series of stock returns: evidence and forecasts, *Journal of Business*, 62, 55-80.

Aggarwal, R., Inclan, C. and Leal, R. (1999), Volatility in Emerging Stock Markets, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 34, 33-55.

Barndorff-Nielsen, O. E., (1997), Normal Inverse Gaussian Distribution and Stochastic Volatility Modelling, *Scandinavian Journal of Statistics*, 24, 1-13.

Barndorff-Nielsen, O. E., Shephard, N. (2001), Econometric Analysis of Realised Volatility and its Use in Estimating Levy Based on Non-Gaussian, Type Stochastic Volatility Models, Nuffield College Working Paper, Oxford University.

Bekaert, G. and Harvey, C. R. (1997), Emerging Equity Market Volatility, *Journal of Financial Economics*, 43, 29-77.

Beller, K., Nofsinger, J.R (1998), On Stock Return Seasonality Conditional Heteroskedasticity, *The Journal of Financial Research*, 229-246.

Bera, A., Higgins, M. (1993), ARCH Models: Properties, Estimation and Testing, *Journal of economic Surveys*, 7, 305-366.

Bernstein, J. I. (1992), Information Spillovers, Margins, Scale and Scope: With an Application to Canadian Life Insurance, *Scandinavian Journal of Economics*, Blackwell Publishing, 94, 95-105.

Black, F. (1973), The Pricing of Options and Corporate Liabilities, *Journal of Political Economy*, 81, 637-654.

Black, F. (1976), Studies of Stock Market Volatility Changes, *Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section*, 177-181.

Bollerslev, T. (1986), Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, *Journal of Econometrics*, 31, 309-328.

Bollerslev, T. (1987), A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return, *Review of Economics and Statistics*, 69, 542-547.

Bollerslev, T., Chou, Ray Y., Kroner, Kenneth, F., (1992), ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence, *Journal of Econometrics*, 52, 5-59.

Box, G., Jenkins, G. (1970), *Time Series Analysis, Forecasting and Control*, Holden Day, San Francisco.

Brooks, Chris (1998), Predicting Stock Index Volatility: Can Market Volume Help?, *Journal of Forecasting*, 17, 59-80.

Chou, R.Y. (1988), Volatility Persistence and Stock Valuations: Some Empirical Evidence Using GARCH, *Journal of Applied Econometrics*, 3, 279-294.

Edwards, S. and Susmel, R. (2003), Interest Rate Volatility and Contagion in Emerging Markets: Evidence from the 1990s, *Review of Economics and Statistics*, 85, 328-348.

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

Engle, R., Ng, V., (1993), Measuring and Testing the Impact of News on Volatility, *Journal of Finance*, 48, 1749-1777.

Engle, R. F., Ito, T. and Lin, W.-L. (1990), Meteor-Showers or Heat Waves? Heteroskedastic Intro-Daily Volatility in the Foreign Exchange Market, *Econometrica* 58(3), 525-542.

Engle, R., Lilien, D. and Robins, R. (1987), Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: the ARCH-M Model *Econometrics*, 55, 391-407.

Fama, E. (1965), The Behavior of Stock Market Prices, *Journal of Business*, 38, 34-105.

Ferreira, M.A. (2001), Testing Models of the Spot Interest Rate Volatility, Working Paper, University of Winconsin-Madison.

Ferreira, M.A. (2002), Forecasting Spot Interest Rate Volatility, Working Paper, University of Winconsin-Madison.

Ferreira, D. (2009), Operações Financeiras: Gestão de Risco, Especulação e Arbitragem, Edições Silabo, 2ª Edição.

French, K. R., Schwert, G. W. and Stambaugh, R. F. (1987), Expected Stock Returns and Volatility, Journal of Financial Economics, 19, 3-29.

Fonseca, J.A.S. (2001), Risk Premium in the Portuguese Treasury Bills Interest Rates From 1990 to 1998: An ARCH-M Approach, estudos do GMEF, 1, 1-17.

Franses, P.H, D. van Dijk, R. (1996), Forecasting Stock Market Volatility Using (Non-Linear) GARCH Models, Journal of Forecasting, 15, 229-235.

Gibbons, M. R., and Hess, P. (1981), Day of the Week Effects and Asset Returns, Journal of Business, 54, 579-596.

Gokan, S. (2000), Forecasting Volatility of Emerging Stock Markets: Linear versus Non-Linear GARCH Models, Journal of Forecasting, 19, 499-504.

Glosten, L., Jagannathan, R., Runkle, D. (1993), On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. *Journal of Finance*, 48(5), 1779-1801.

Gouriéroux, C. (1997), *ARCH Models and Financial Applications*, Springer, 1.

Hamao, Y., Masulis, R. W. and Ng, V. (1990), Correlations in Price Changes and Volatility Across International Stock Markets, *Review of Financial Studies*, 3, 281-307.

Karolyi, G. A. (1995), A Multivariate Garch Model of International Transmissions of Stock Returns and Volatility: The Case of the United States and Canada, *Journal of Business and Economic Statistics*, 13 (1), 11-25.

Karolyi, G. A. and Stulz, R. M. (1996), Why do Markets Move Together? An Investigation of US-Japan Stock Return Comovements, *Journal of Finance* 51(3), 951-986.

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

Markowitz, H., (1959), *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*, John Wiley, New York.

Martins, G., Couto, G., Costa, P. (2002), Análise da volatilidade do prémio de risco do mercado de capitais português, *Portuguese Journal of Management Studies*, 7, 19-42.

Merton, R. (1980), On Estimating the Expected Return on the Market: An Exploratory Investigation, *Journal of Financial Economics*, 8, 15-41.

Nelson, D. (1991), Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: A New Approach , *Econometria*, 59 (2), 347-370.

Ng, A. (2000), Volatility Spillover Effects from Japan and the US to the Pacific-Basin, *Journal of International Money and Finance* 19, 207-233.

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

Poterba, J., L.Summers (1986), The Persistence of Volatility and Stock Market Fluctuations, *American Economic Review*, 76, 1142-1151.

Pyun, C. S., Lee, S. Y. and Nam, K. (2000), Volatility and Information Flows in Emerging Equity Market. A Case of the Korean Stock Exchange, *International Review of Financial Analysis*, 9, pp. 405-420.

Wang, S. S., Rui, O. M. and Firth, M. (2002), Return and Volatility Behavior of Dually-Traded Stocks: The Case of Hong Kong, *Journal of International Money and Finance*, 21, 265-293.

Zakoian, J.M. (1994), Threshold Heteroskedastic Models, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18, 931-955.

Anexos

Anexo A – Quadros das Estatísticas Descritivas

Estatística descritiva do Índice PSI 20 para os diferentes períodos

	02/01/1996	02/01/1996	27/03/2000	10/10/2002	10/10/2007
	a	a	a	a	a
	30/06/2009	24/03/2000	09/10/2002	09/10/2007	30/06/2009
Média	0,000178	0,001199	-0,001529	0,000693	-0,001322
Erro-padrão	0,000200	0,000390	0,000470	0,000200	0,000845
Mediana	0,000449	0,001281	-0,001585	0,000868	-0,001093
Moda	0	0	#N/D	#N/D	#N/D
Desvio-padrão	0,011640	0,012614	0,011778	0,007149	0,017674
Variância da amostra	0,000135	0,000159	0,000139	0,000051	0,000312
Curtose	8,904298	7,559006	1,076476	4,084732	6,220038
Assimetria	-0,448085	-0,710526	-0,270912	-0,252974	-0,025036
Intervalo	0,200887	0,165310	0,086917	0,084718	0,200887
Mínimo	-0,103792	-0,095898	-0,045671	-0,046319	-0,103792
Máximo	0,097096	0,069413	0,041247	0,038399	0,097096
Soma	0,602220	1,254143	-0,958759	0,886076	-0,579240
Contagem	3390	1046	627	1279	438
Maior(1)	0,097096	0,069413	0,041247	0,038399	0,097096
Menor(1)	-0,103792	-0,095898	-0,045671	-0,046319	-0,103792

Estatística descritiva do BCP para os diferentes períodos

	02/01/1996	02/01/1996	27/03/2000	10/10/2002	10/10/2007
	a	a	a	a	a
	30/06/2009	24/03/2000	09/10/2002	09/10/2007	30/06/2009
Média	-0,000155	0,001111	-0,001471	0,000489	-0,003176
Erro-padrão	0,000310	0,000493	0,000570	0,000479	0,001315
Mediana	0	0,000415	0	0	-0,004248
Moda	0	0	0	0	0
Desvio-padrão	0,018071	0,015957	0,014283	0,017127	0,027513
Variância da amostra	0,000327	0,000255	0,000204	0,000293	0,000757
Curtose	9,888356	6,630698	3,164346	15,947684	4,135452
Assimetria	0,056849	0,360735	-0,383816	-0,095230	0,297325
Intervalo	0,330070	0,194294	0,128532	0,322515	0,289616
Mínimo	-0,170939	-0,090665	-0,065374	-0,170939	-0,130485
Máximo	0,159131	0,103629	0,063158	0,151575	0,159131
Soma	-0,526639	1,161957	-0,922486	0,625007	-1,391117
Contagem	3390	1046	627	1279	438
Maior(1)	0,159131	0,103629	0,063158	0,151575	0,159131
Menor(1)	-0,170939	-0,090665	-0,065374	-0,170939	-0,130485

Estatística descritiva do BPI para os diferentes períodos

	02/01/1996	02/01/1996	27/03/2000	10/10/2002	10/10/2007
	a	a	A	a	a
	30/06/2009	4/03/2000	09/10/2002	09/10/2007	30/06/2009
Média	0,000157	0,000983	-0,000416	0,000580	-0,002230
Erro-padrão	0,000248	0,000500	0,000448	0,000191	0,001236
Mediana	0	0	0	0	-0,000866
Moda	0	0	0	0	0
Desvio-padrão	0,014449	0,016158	0,011227	0,006832	0,025873
Variância da amostra	0,000209	0,000261	0,000126	0,000047	0,000669
Curtose	10,924680	7,128439	4,414884	9,075992	3,435903
Assimetria	0,324075	0,213521	0,119386	0,803696	0,454363
Intervalo	0,253033	0,221122	0,114900	0,084468	0,224802
Mínimo	-0,124225	-0,124225	-0,064536	-0,034853	-0,095994
Máximo	0,128808	0,096897	0,050365	0,049615	0,128808
Soma	0,531790	1,027788	-0,260637	0,741222	-0,976582
Contagem	3390	1046	627	1279	438
Maior(1)	0,128808	0,096897	0,050365	0,049615	0,128808
Menor(1)	-0,124225	-0,124225	-0,064536	-0,034853	-0,095994

Estatística descritiva do BES para os diferentes períodos

	02/01/1996	02/01/1996	27/03/2000	10/10/2002	10/10/2007
	a	a	a	a	a
	30/06/2009	24/03/2000	09/10/2002	09/10/2007	30/06/2009
Média	0,000153	0,001061	-0,000901	0,000948	-0,002831
Erro-padrão	0,000317	0,000587	0,000679	0,000366	0,001392
Mediana	0	0	0	0	-0,004732
Moda	0	0	0	0	0
Desvio-padrão	0,018454	0,018983	0,017002	0,013106	0,029132
Variância da amostra	0,000341	0,000360	0,000289	0,000172	0,000849
Curtose	14,014032	6,154177	5,470246	73,977323	3,832724
Assimetria	0,947014	0,195300	0,611826	4,451801	0,600275
Intervalo	0,357535	0,258940	0,185720	0,281089	0,270660
Mínimo	-0,127319	-0,127319	-0,067005	-0,050872	-0,104204
Máximo	0,230217	0,131622	0,118715	0,230217	0,166456
Soma	0,517349	1,109400	-0,564949	1,213023	-1,240125
Contagem	3390	1046	627	1279	438
Maior(1)	0,230217	0,131622	0,118715	0,230217	0,166456
Menor(1)	-0,127319	-0,127319	-0,067005	-0,050872	-0,104204

Estatística descritiva da Cimpor para os diferentes períodos

	02/01/1996	02/01/1996	27/03/2000	10/10/2002	10/10/2007
	a	a	a	a	a
	30/06/2009	24/03/2000	09/10/2002	09/10/2007	30/06/2009
Média	0,000358	0,000678	0,000125	0,000482	-0,000438
Erro-padrão	0,000276	0,000427	0,000750	0,000289	0,001291
Mediana	0	0,000130	0	0	0
Moda	0	0	0	0	0
Desvio-padrão	0,016082	0,013819	0,018788	0,010335	0,027017
Variância da amostra	0,000259	0,000191	0,000353	0,000107	0,000730
Curtose	9,721210	5,888731	7,674881	5,560252	3,956215
Assimetria	0,053944	-0,029792	-0,612325	-0,280418	0,518039
Intervalo	0,292612	0,179967	0,215858	0,120342	0,265900
Mínimo	-0,134851	-0,089471	-0,134851	-0,068276	-0,108139
Máximo	0,157761	0,090497	0,081007	0,052067	0,157761
Soma	1,212664	0,709502	0,078280	0,616774	-0,191891
Contagem	3390	1046	627	1279	438
Maior(1)	0,157761	0,090497	0,081007	0,052067	0,157761
Menor(1)	-0,134851	-0,089471	-0,134851	-0,068276	-0,108139

Estatística descritiva da Jerónimo Martins para os diferentes períodos

	02/01/1996	02/01/1996	27/03/2000	10/10/2002	10/10/2007
	a	a	a	a	a
	30/06/2009	24/03/2000	09/10/2002	09/10/2007	30/06/2009
Média	0,000420	0,001010	-0,001851	0,001204	-0,000029
Erro-padrão	0,000362	0,000638	0,000999	0,000398	0,001462
Mediana	0	0,000097	-0,001596	0	0
Moda	0	0	0	0	0
Desvio-padrão	0,021097	0,020621	0,025015	0,014229	0,030596
Variância da amostra	0,000445	0,000425	0,000626	0,000202	0,000936
Curtose	8,528797	8,404790	6,015333	5,159439	4,722144
Assimetria	-0,597896	-0,575462	-0,208425	0,154927	-0,839237
Intervalo	0,281198	0,254250	0,277231	0,153871	0,270464
Mínimo	-0,177318	-0,153807	-0,177318	-0,082254	-0,166584
Máximo	0,103880	0,100443	0,099914	0,071617	0,103880
Soma	1,423538	1,056487	-1,160320	1,540052	-0,012682
Contagem	3390	1046	627	1279	438
Maior(1)	0,103880	0,100443	0,099914	0,071617	0,103880
Menor(1)	-0,177318	-0,153807	-0,177318	-0,082254	-0,166584

Estatística descritiva da Mota Engil para os diferentes períodos

	02/01/1996	02/01/1996	27/03/2000	10/10/2002	10/10/2007
	a	a	a	a	a
	30/06/2009	24/03/2000	09/10/2002	09/10/2007	30/06/2009
Média	0,000277	0,000434	-0,000729	0,001194	-0,001336
Erro-padrão	0,000330	0,000608	0,000742	0,000411	0,001353
Mediana	0	0	0	0	-0,003707
Moda	0	0	0	0	0
Desvio-padrão	0,019205	0,019666	0,018575	0,014709	0,028317
Variância da amostra	0,000369	0,000387	0,000345	0,000216	0,000802
Curtose	29,368244	70,517452	12,529030	4,924809	3,740496
Assimetria	1,794570	4,232598	1,314364	0,115522	0,521282
Intervalo	0,427902	0,412786	0,231376	0,179488	0,265087
Mínimo	-0,105003	-0,089887	-0,077989	-0,105003	-0,100212
Máximo	0,322899	0,322899	0,153386	0,074485	0,164875
Soma	0,938122	0,453774	-0,457023	1,526746	-0,585376
Contagem	3390	1046	627	1279	438
Maior(1)	0,322899	0,322899	0,153386	0,074485	0,164875
Menor(1)	-0,105003	-0,089887	-0,077989	-0,105003	-0,100212

Estatística descritiva da Portucel para os diferentes períodos

	02/01/1996	02/01/1996	27/03/2000	10/10/2002	10/10/2007
	a	a	a	a	a
	30/06/2009	24/03/2000	09/10/2002	09/10/2007	30/06/2009
Média	0,000196	0,000418	-0,000342	0,000702	-0,001038
Erro-padrão	0,000290	0,000579	0,000740	0,000340	0,001013
Mediana	0	0	0	0	0
Moda	0	0	0	0	0
Desvio-padrão	0,016906	0,018733	0,018529	0,012176	0,021195
Variância da amostra	0,000286	0,000351	0,000343	0,000148	0,000449
Curtose	6,829033	5,506168	6,022444	8,412312	4,501633
Assimetria	0,420002	0,503209	0,400872	0,196244	0,464644
Intervalo	0,242990	0,222234	0,221861	0,159646	0,211667
Mínimo	-0,110910	-0,110910	-0,091808	-0,086034	-0,079587
Máximo	0,132080	0,111324	0,130053	0,073612	0,132080
Soma	0,665677	0,436786	-0,214535	0,898272	-0,454846
Contagem	3390	1046	627	1279	438
Maior(1)	0,132080	0,111324	0,130053	0,073612	0,132080
Menor(1)	-0,110910	-0,110910	-0,091808	-0,086034	-0,079587

Estatística descritiva da Portugal Telecom para os diferentes períodos

	02/01/1996	02/01/1996	27/03/2000	10/10/2002	10/10/2007
	a	a	a	a	a
	30/06/2009	24/03/2000	09/10/2002	09/10/2007	30/06/2009
Média	0,000331	0,001547	-0,001522	0,000496	-0,000400
Erro-padrão	0,000335	0,000612	0,001011	0,000369	0,001145
Mediana	0	0,000709	-0,000769	0	-0,000406
Moda	0	0	0	0	0
Desvio-padrão	0,019496	0,019799	0,025316	0,013189	0,023967
Variância da amostra	0,000380	0,000392	0,000641	0,000174	0,000574
Curtose	5,665301	3,474911	0,520697	22,914288	6,030474
Assimetria	0,006742	-0,145879	0,007683	1,590435	-0,367948
Intervalo	0,307253	0,178089	0,181544	0,230386	0,266807
Mínimo	-0,137853	-0,101313	-0,100330	-0,060987	-0,137853
Máximo	0,169400	0,076776	0,081214	0,169400	0,128954
Soma	1,123390	1,618240	-0,954050	0,634528	-0,175328
Contagem	3390	1046	627	1279	438
Maior(1)	0,169400	0,076776	0,081214	0,169400	0,128954
Menor(1)	-0,137853	-0,101313	-0,100330	-0,060987	-0,137853

Estatística descritiva da Semapa para os diferentes períodos

	02/01/1996	02/01/1996	27/03/2000	10/10/2002	10/10/2007
	a	a	a	a	a
	30/06/2009	24/03/2000	09/10/2002	09/10/2007	30/06/2009
Média	0,000383	0,000788	-0,000018	0,000940	-0,001633
Erro-padrão	0,000277	0,000527	0,000751	0,000373	0,000807
Mediana	0	0	0	0	-0,001439
Moda	0	0	0	0	0
Desvio-padrão	0,016106	0,017031	0,018806	0,013339	0,016894
Variância da amostra	0,000259	0,000290	0,000354	0,000178	0,000285
Curtose	5,250507	7,376058	3,993092	4,085598	1,285571
Assimetria	0,058462	-0,707011	0,889814	0,219218	0,185801
Intervalo	0,231942	0,207587	0,159264	0,150882	0,113750
Mínimo	-0,127519	-0,127519	-0,054841	-0,069756	-0,049454
Máximo	0,104423	0,080068	0,104423	0,081126	0,064296
Soma	1,299847	0,824649	-0,011173	1,201723	-0,715351
Contagem	3390	1046	627	1279	438
Maior(1)	0,104423	0,080068	0,104423	0,081126	0,064296
Menor(1)	-0,127519	-0,127519	-0,054841	-0,069756	-0,049454

Estatística descritiva da Sonae para os diferentes períodos

	02/01/1996	02/01/1996	27/03/2000	10/10/2002	10/10/2007
	a	a	a	a	a
	30/06/2009	24/03/2000	09/10/2002	09/10/2007	30/06/2009
Média	0,000129	0,001163	-0,002870	0,001536	-0,002155
Erro-padrão	0,000364	0,000562	0,001002	0,000508	0,001353
Mediana	0	0,000290	0	0	0
Moda	0	0	0	0	0
Desvio-padrão	0,021194	0,018162	0,025091	0,018164	0,028313
Variância da amostra	0,000449	0,000330	0,000630	0,000330	0,000802
Curtose	5,992796	5,625852	1,118692	4,582000	8,333495
Assimetria	0,318864	0,143940	0,278252	0,279898	0,771249
Intervalo	0,337974	0,208150	0,205636	0,220972	0,337974
Mínimo	-0,131678	-0,100894	-0,090727	-0,108217	-0,131678
Máximo	0,206296	0,107256	0,114909	0,112755	0,206296
Soma	0,438344	1,216566	-1,799214	1,965083	-0,944091
Contagem	3390	1046	627	1279	438
Maior(1)	0,206296	0,107256	0,114909	0,112755	0,206296
Menor(1)	-0,131678	-0,100894	-0,090727	-0,108217	-0,131678

Estatística descritiva da Sonae Indústria para os diferentes períodos

	02/01/1996	02/01/1996	27/03/2000	10/10/2002	10/10/2007
	a	a	a	a	a
	30/06/2009	24/03/2000	09/10/2002	09/10/2007	30/06/2009
Média	-0,000149	0,000642	-0,000833	0,000579	-0,003188
Erro-padrão	0,000378	0,000722	0,000589	0,000559	0,001481
Mediana	0	-0,000366	0	0	-0,002533
Moda	0	0	0	0	0
Desvio-padrão	0,022020	0,023354	0,014760	0,020008	0,030991
Variância da amostra	0,000485	0,000545	0,000218	0,000400	0,000960
Curtose	11,790982	5,214131	8,073482	24,419429	5,448490
Assimetria	0,692010	0,168771	0,070583	1,313420	0,839157
Intervalo	0,385171	0,268925	0,179980	0,385171	0,286729
Mínimo	-0,158974	-0,145545	-0,097742	-0,158974	-0,098118
Máximo	0,226197	0,123380	0,082238	0,226197	0,188612
Soma	-0,506016	0,671933	-0,522189	0,740803	-1,396563
Contagem	3390	1046	627	1279	438
Maior(1)	0,226197	0,123380	0,082238	0,226197	0,188612
Menor(1)	-0,158974	-0,145545	-0,097742	-0,158974	-0,098118

Anexo B – Resultados da estimação do modelo EGARCH(1,1), para o período total, entre Janeiro de 1996 e Junho de 2009

Resultados dos testes EGARCH (1,1) para o PSI 20, para o período entre Janeiro de 1996 e Junho de 2009

Dependent Variable: PSI_20
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 09/03/09 Time: 12:11
 Sample (adjusted): 2 3391
 Included observations: 3390 after adjustments
 Convergence achieved after 15 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1))/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C	0.000545	0.000126	4.321687	0.0000	
Variance Equation					
C(2)	-0.436947	0.033548	-13.02458	0.0000	
C(3)	0.245570	0.013589	18.07093	0.0000	
C(4)	-0.055936	0.006402	-8.737727	0.0000	EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.973077	0.002900	335.5188	0.0000	
R-squared	-0.000999	Mean dependent var	0.000178		
Adjusted R-squared	-0.000999	S.D. dependent var	0.011640		
S.E. of regression	0.011646	Akaike info criterion	-6.519026		
Sum squared resid	0.459626	Schwarz criterion	-6.509987		
Log likelihood	11054.75	Hannan-Quinn criter.	-6.515795		
Durbin-Watson stat	1.776571				

Resultados dos testes EGARCH (1,1) para o BCP, para o período entre Janeiro de 1996 e Junho de 2009

Dependent Variable: BCP
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 09/03/09 Time: 12:12
 Sample (adjusted): 2 3391
 Included observations: 3390 after adjustments
 Convergence achieved after 20 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1))/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C	0.000545	0.000176	3.104805	0.0019	
Variance Equation					
C(2)	-0.691492	0.037831	-18.27832	0.0000	
C(3)	0.376959	0.014838	25.40539	0.0000	
C(4)	-0.067094	0.007116	-9.428410	0.0000	EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.949632	0.003778	251.3372	0.0000	
R-squared	-0.001505	Mean dependent var	-0.000155		
Adjusted R-squared	-0.001505	S.D. dependent var	0.018071		
S.E. of regression	0.018085	Akaike info criterion	-5.590012		
Sum squared resid	1.108399	Schwarz criterion	-5.580972		
Log likelihood	9480.070	Hannan-Quinn criter.	-5.586780		
Durbin-Watson stat	1.754111				

Resultados dos testes EGARCH (1,1) para o BPI, para o período entre Janeiro de 1996 e Junho de 2009

Dependent Variable: BPI
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 09/03/09 Time: 12:13
 Sample (adjusted): 2 3391
 Included observations: 3390 after adjustments
 Convergence achieved after 68 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000524	0.000207	2.537004	0.0112
Variance Equation				
C(2)	-0.859412	0.042996	-19.98824	0.0000
C(3)	0.418058	0.010786	38.76075	0.0000
C(4)	-0.023050	0.009025	-2.554072	0.0106
C(5)	0.932550	0.004667	199.8331	0.0000
R-squared	-0.000406	Mean dependent var		0.000153
Adjusted R-squared	-0.000406	S.D. dependent var		0.018454
S.E. of regression	0.018458	Akaike info criterion		-5.495397
Sum squared resid	1.154641	Schwarz criterion		-5.486358
Log likelihood	9319.699	Hannan-Quinn criter.		-5.492166
Durbin-Watson stat	1.891861			

EFEITO DO SORRISO

Resultados dos testes EGARCH (1,1) para o BES, para o período entre Janeiro de 1996 e Junho de 2009

Dependent Variable: BES
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 09/03/09 Time: 12:13
 Sample (adjusted): 2 3391
 Included observations: 3390 after adjustments
 Convergence achieved after 24 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000201	0.000126	1.598148	0.1100
Variance Equation				
C(2)	-0.327482	0.012916	-25.35447	0.0000
C(3)	0.219105	0.006205	35.30876	0.0000
C(4)	-0.016612	0.004655	-3.568939	0.0004
C(5)	0.979836	0.001249	784.3652	0.0000
R-squared	-0.000009	Mean dependent var		0.000157
Adjusted R-squared	-0.000009	S.D. dependent var		0.014449
S.E. of regression	0.014449	Akaike info criterion		-6.300413
Sum squared resid	0.707564	Schwarz criterion		-6.291374
Log likelihood	10684.20	Hannan-Quinn criter.		-6.297182
Durbin-Watson stat	1.714175			

EFEITO DO SORRISO

Resultados dos testes EGARCH (1,1) para o Cimpor, para o período entre Janeiro de 1996 e Junho de 2009

Dependent Variable: CIMPOR
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 09/03/09 Time: 12:15
 Sample (adjusted): 2 3391
 Included observations: 3390 after adjustments
 Convergence achieved after 36 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000379	0.000173	2.194660	0.0282
Variance Equation				
C(2)	-0.356124	0.021900	-16.26136	0.0000
C(3)	0.228875	0.010823	21.14632	0.0000
C(4)	-0.004930	0.006477	-0.761086	0.4466
C(5)	0.977564	0.001893	516.5432	0.0000
R-squared	-0.000002	Mean dependent var		0.000358
Adjusted R-squared	-0.000002	S.D. dependent var		0.016082
S.E. of regression	0.016082	Akaike info criterion		-5.883587
Sum squared resid	0.876459	Schwarz criterion		-5.874548
Log likelihood	9977.680	Hannan-Quinn criter.		-5.880356
Durbin-Watson stat	1.818701			

NÃO EXISTE EFEITO DO SORRISO

Resultados dos testes EGARCH (1,1) para o Jerónimo Martins, para o período entre Janeiro de 1996 e Junho de 2009

Dependent Variable: JERO_MAR
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 09/03/09 Time: 12:16
 Sample (adjusted): 2 3391
 Included observations: 3390 after adjustments
 Convergence achieved after 34 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000215	0.000253	0.851555	0.3945
Variance Equation				
C(2)	-0.507609	0.026387	-19.23682	0.0000
C(3)	0.229701	0.008344	27.52879	0.0000
C(4)	-0.034729	0.004671	-7.434602	0.0000
C(5)	0.955643	0.002883	331.4750	0.0000
R-squared	-0.000094	Mean dependent var		0.000420
Adjusted R-squared	-0.000094	S.D. dependent var		0.021097
S.E. of regression	0.021098	Akaike info criterion		-5.133802
Sum squared resid	1.508504	Schwarz criterion		-5.124763
Log likelihood	8706.794	Hannan-Quinn criter.		-5.130571
Durbin-Watson stat	1.762569			

EFEITO DO SORRISO

Resultados dos testes EGARCH (1,1) para o Portugal Telecom, para o período entre Janeiro de 1996 e Junho de 2009

Dependent Variable: PT
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 09/03/09 Time: 12:17
 Sample (adjusted): 2 3391
 Included observations: 3390 after adjustments
 Convergence achieved after 22 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

$$\text{LOG}(\text{GARCH}) = \text{C}(2) + \text{C}(3) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1))) + \text{C}(4) * \text{RESID}(-1) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(5) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000337	0.000181	1.863362	0.0624
Variance Equation				
C(2)	-0.221441	0.012740	-17.38219	0.0000
C(3)	0.151594	0.006337	23.92309	0.0000
C(4)	-0.029156	0.004088	-7.131629	0.0000
C(5)	0.986385	0.001196	824.7828	0.0000
R-squared	-0.000000	Mean dependent var	0.000331	
Adjusted R-squared	-0.000000	S.D. dependent var	0.019496	
S.E. of regression	0.019496	Akaike info criterion	-5.371672	
Sum squared resid	1.288117	Schwarz criterion	-5.362633	
Log likelihood	9109.984	Hannan-Quinn criter.	-5.368441	
Durbin-Watson stat	1.829455			

EFEITO DO SORRISO

Resultados dos testes EGARCH (1,1) para o Semapa, para o período entre Janeiro de 1996 e Junho de 2009

Dependent Variable: SEMAPA
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 09/03/09 Time: 12:18
 Sample (adjusted): 2 3391
 Included observations: 3390 after adjustments
 Convergence achieved after 12 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

$$\text{LOG}(\text{GARCH}) = \text{C}(2) + \text{C}(3) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1))) + \text{C}(4) * \text{RESID}(-1) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(5) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000388	0.000221	1.751033	0.0799
Variance Equation				
C(2)	-1.013055	0.067813	-14.93884	0.0000
C(3)	0.328250	0.014903	22.02505	0.0000
C(4)	-0.023551	0.007997	-2.945036	0.0032
C(5)	0.907181	0.007371	123.0818	0.0000
R-squared	-0.000000	Mean dependent var	0.000383	
Adjusted R-squared	-0.000000	S.D. dependent var	0.016106	
S.E. of regression	0.016106	Akaike info criterion	-5.571963	
Sum squared resid	0.879076	Schwarz criterion	-5.562924	
Log likelihood	9449.478	Hannan-Quinn criter.	-5.568732	
Durbin-Watson stat	2.022273			

EFEITO DO SORRISO

Resultados dos testes EGARCH (1,1) para A SONAE, para o período entre Janeiro de 1996 e Junho de 2009

Dependent Variable: SONAE
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 09/03/09 Time: 12:19
 Sample (adjusted): 2 3391
 Included observations: 3390 after adjustments
 Convergence achieved after 21 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001213	0.000247	4.917993	0.0000
Variance Equation				
C(2)	-0.438846	0.028131	-15.59991	0.0000
C(3)	0.210464	0.008915	23.60776	0.0000
C(4)	-0.035854	0.005557	-6.452109	0.0000
C(5)	0.963958	0.003134	307.5861	0.0000
R-squared	-0.002616	Mean dependent var		0.000129
Adjusted R-squared	-0.002616	S.D. dependent var		0.021194
S.E. of regression	0.021222	Akaike info criterion		-5.110556
Sum squared resid	1.526330	Schwarz criterion		-5.101517
Log likelihood	8667.392	Hannan-Quinn criter.		-5.107325
Durbin-Watson stat	1.871084			

EFEITO DO SORRISO

Resultados dos testes EGARCH (1,1) para A SONAE Indústria, para o período entre Janeiro de 1996 e Junho de 2009

Dependent Variable: SON_INDUST
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 09/03/09 Time: 12:18
 Sample (adjusted): 2 3391
 Included observations: 3390 after adjustments
 Convergence achieved after 38 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000851	0.000209	-4.073776	0.0000
Variance Equation				
C(2)	-1.925152	0.080369	-23.95391	0.0000
C(3)	0.473164	0.013927	33.97365	0.0000
C(4)	-0.046998	0.009431	-4.983176	0.0000
C(5)	0.797500	0.009220	86.49360	0.0000
R-squared	-0.001017	Mean dependent var		-0.000149
Adjusted R-squared	-0.001017	S.D. dependent var		0.022020
S.E. of regression	0.022032	Akaike info criterion		-5.129184
Sum squared resid	1.645003	Schwarz criterion		-5.120144
Log likelihood	8698.966	Hannan-Quinn criter.		-5.125952
Durbin-Watson stat	1.784312			

EFEITO DO SORRISO

ANEXO C – Resultados da estimação do modelo EGARCH (1,1), para o período em que o mercado sobe, de Janeiro de 1996 a 24 de Março de 2000 e 10 de Outubro de 2002 a 9 de Outubro de 2007

**Resultados dos testes EGARCH (1,1) para o PSI 20 para períodos em que o mercado sobe
(Janeiro de 1996 a 24 de Março de 2000)**

Dependent Variable: PSI_20
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:17
 Sample: 1 1046
 Included observations: 1046
 Convergence achieved after 25 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $\text{LOG}(\text{GARCH}) = \text{C}(2) + \text{C}(3) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1) / \text{SQRT}(\text{GARCH}(-1))) + \text{C}(4) * \text{RESID}(-1) / \text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(5) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000866	0.000283	3.055588	0.0022
Variance Equation				
C(2)	-0.412734	0.056348	-7.324689	0.0000
C(3)	0.279968	0.024059	11.63688	0.0000
C(4)	-0.039281	0.012456	-3.153726	0.0016
C(5)	0.976914	0.005304	184.1947	0.0000
R-squared	-0.000697	Mean dependent var	0.001199	
Adjusted R-squared	-0.000697	S.D. dependent var	0.012614	
S.E. of regression	0.012618	Akaike info criterion	-6.311064	
Sum squared resid	0.166380	Schwarz criterion	-6.287389	
Log likelihood	3305.686	Hannan-Quinn criter.	-6.302085	
Durbin-Watson stat	1.605834			

EFEITO DO SORRISO

**Resultados dos testes EGARCH (1,1) para o PSI 20 para períodos em que o mercado sobe
(10 de Outubro de 2002 a 9 de Outubro de 2007)**

Dependent Variable: PSI_20
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:26
 Sample: 10/10/2002 10/09/2007
 Included observations: 1279
 Convergence achieved after 16 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $\text{LOG}(\text{GARCH}) = \text{C}(2) + \text{C}(3) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1) / \text{SQRT}(\text{GARCH}(-1))) + \text{C}(4) * \text{RESID}(-1) / \text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(5) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000851	0.000162	5.261865	0.0000
Variance Equation				
C(2)	-0.550551	0.096754	-5.690195	0.0000
C(3)	0.189603	0.022712	8.348082	0.0000
C(4)	-0.030671	0.013275	-2.310397	0.0209
C(5)	0.959566	0.008492	113.0002	0.0000
R-squared	-0.000489	Mean dependent var	0.000693	
Adjusted R-squared	-0.000489	S.D. dependent var	0.007149	
S.E. of regression	0.007150	Akaike info criterion	-7.231929	
Sum squared resid	0.065343	Schwarz criterion	-7.211782	
Log likelihood	4629.819	Hannan-Quinn criter.	-7.224364	
Durbin-Watson stat	1.886066			

NÃO EXISTE EFEITO DO SORRISO

Resultados dos testes EGARCH (1,1) para o BCP para períodos em que o mercado sobe (Janeiro de 1996 a 24 de Março de 2000)

Dependent Variable: BCP
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:13
 Sample: 1 1046
 Included observations: 1046
 Convergence achieved after 20 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1))/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C	0.000866	0.000354	2.450061	0.0143	
Variance Equation					
C(2)	-0.825109	0.111615	-7.392470	0.0000	
C(3)	0.382652	0.030328	12.61697	0.0000	
C(4)	-0.029736	0.010559	-2.816150	0.0049	EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.935066	0.011338	82.47235	0.0000	
R-squared	-0.000235	Mean dependent var		0.001111	
Adjusted R-squared	-0.000235	S.D. dependent var		0.015957	
S.E. of regression	0.015959	Akaike info criterion		-5.737144	
Sum squared resid	0.266156	Schwarz criterion		-5.713470	
Log likelihood	3005.526	Hannan-Quinn criter.		-5.728166	
Durbin-Watson stat	1.643648				

Resultados dos testes EGARCH (1,1) para o BCP para períodos em que o mercado sobe (10 de Outubro de 2002 a 9 de Outubro de 2007)

Dependent Variable: BCP
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:24
 Sample: 10/10/2002 10/09/2007
 Included observations: 1279
 Convergence achieved after 25 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1))/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C	0.000755	0.000321	2.356195	0.0185	
Variance Equation					
C(2)	-1.423399	0.098031	-14.51988	0.0000	
C(3)	0.536062	0.026639	20.12321	0.0000	
C(4)	-0.119099	0.019180	-6.209604	0.0000	EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.876373	0.010795	81.18664	0.0000	
R-squared	-0.000243	Mean dependent var		0.000489	
Adjusted R-squared	-0.000243	S.D. dependent var		0.017127	
S.E. of regression	0.017129	Akaike info criterion		-5.641764	
Sum squared resid	0.374956	Schwarz criterion		-5.621616	
Log likelihood	3612.908	Hannan-Quinn criter.		-5.634198	
Durbin-Watson stat	1.888009				

Resultados dos testes EGARCH (1,1) para o BPI para períodos em que o mercado sobe (Janeiro de 1996 a 24 de Março de 2000)

Dependent Variable: BPI
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:15
 Sample: 1 1046
 Included observations: 1046
 Convergence achieved after 13 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C	0.001204	0.000467	2.577256	0.0100	
Variance Equation					
C(2)	-1.347184	0.155185	-8.681157	0.0000	
C(3)	0.446005	0.036623	12.17837	0.0000	
C(4)	-0.014026	0.018215	-0.770044	0.4413	NÃO EXISTE EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.874326	0.016895	51.75033	0.0000	
R-squared	-0.000057	Mean dependent var		0.001061	
Adjusted R-squared	-0.000057	S.D. dependent var		0.018983	
S.E. of regression	0.018984	Akaike info criterion		-5.296715	
Sum squared resid	0.376595	Schwarz criterion		-5.273040	
Log likelihood	2775.182	Hannan-Quinn criter.		-5.287736	
Durbin-Watson stat	1.549581				

Resultados dos testes EGARCH (1,1) para o BPI para períodos em que o mercado sobe (10 de Outubro de 2002 a 9 de Outubro de 2007)

Dependent Variable: BPI
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:25
 Sample: 10/10/2002 10/09/2007
 Included observations: 1279
 Convergence achieved after 63 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C	0.000798	0.000261	3.054732	0.0023	
Variance Equation					
C(2)	-2.745450	0.231865	-11.84075	0.0000	
C(3)	0.587089	0.031189	18.82387	0.0000	
C(4)	0.115397	0.025073	4.602381	0.0000	EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.743848	0.024032	30.95179	0.0000	
R-squared	-0.000132	Mean dependent var		0.000948	
Adjusted R-squared	-0.000132	S.D. dependent var		0.013106	
S.E. of regression	0.013106	Akaike info criterion		-6.220744	
Sum squared resid	0.219531	Schwarz criterion		-6.200597	
Log likelihood	3983.166	Hannan-Quinn criter.		-6.213179	
Durbin-Watson stat	1.969423				

Resultados dos testes EGARCH (1,1) para o BES para períodos em que o mercado sobe (Janeiro de 1996 a 24 Março de 2000)

Dependent Variable: BES
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:15
 Sample: 1 1046
 Included observations: 1046
 Convergence achieved after 26 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001090	0.000265	4.119978	0.0000
Variance Equation				
C(2)	-0.746024	0.054338	-13.72932	0.0000
C(3)	0.325530	0.022912	14.20812	0.0000
C(4)	-0.038209	0.014513	-2.632678	0.0085 NÃO EXISTE EFEITOSORRISO
C(5)	0.938220	0.005555	168.9038	0.0000
R-squared	-0.000044	Mean dependent var		0.000983
Adjusted R-squared	-0.000044	S.D. dependent var		0.016158
S.E. of regression	0.016158	Akaike info criterion		-5.749308
Sum squared resid	0.272830	Schwarz criterion		-5.725633
Log likelihood	3011.888	Hannan-Quinn criter.		-5.740330
Durbin-Watson stat	1.551567			

Resultados dos testes EGARCH (1,1) para o BES para períodos em que o mercado sobe (10 de Outubro de 2002 a 9 de Outubro de 2007)

Dependent Variable: BES
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:25
 Sample: 10/10/2002 10/09/2007
 Included observations: 1279
 Convergence achieved after 35 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000225	0.000155	1.456453	0.1453
Variance Equation				
C(2)	-0.165450	0.017868	-9.259624	0.0000
C(3)	0.104851	0.007500	13.98034	0.0000
C(4)	0.015868	0.005464	2.904136	0.0037 EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.990529	0.001568	631.7092	0.0000
R-squared	-0.002692	Mean dependent var		0.000580
Adjusted R-squared	-0.002692	S.D. dependent var		0.006832
S.E. of regression	0.006841	Akaike info criterion		-7.377075
Sum squared resid	0.059816	Schwarz criterion		-7.356927
Log likelihood	4722.640	Hannan-Quinn criter.		-7.369510
Durbin-Watson stat	1.881962			

**Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a Cimpor para períodos em que o mercado
sobe (Janeiro de 1996 a 24 de Março de 2000)**

Dependent Variable: CIMPOR
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:15
 Sample: 1 1046
 Included observations: 1046
 Convergence achieved after 14 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

$$\text{LOG}(\text{GARCH}) = \text{C}(2) + \text{C}(3) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1) / \sqrt{\text{GARCH}(-1)}) + \text{C}(4) * \text{RESID}(-1) / \sqrt{\text{GARCH}(-1)} + \text{C}(5) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C	0.000325	0.000317	1.026238	0.3048	
Variance Equation					
C(2)	-0.347268	0.055443	-6.263462	0.0000	
C(3)	0.220436	0.023574	9.350934	0.0000	
C(4)	7.41E-05	0.011907	0.006219	0.9950	NÃO EXISTE EFEITOSORRISO
C(5)	0.979005	0.005330	183.6638	0.0000	
R-squared	-0.000653	Mean dependent var	0.000678		
Adjusted R-squared	-0.000653	S.D. dependent var	0.013819		
S.E. of regression	0.013824	Akaike info criterion	-5.983692		
Sum squared resid	0.199691	Schwarz criterion	-5.960017		
Log likelihood	3134.471	Hannan-Quinn criter.	-5.974713		
Durbin-Watson stat	1.636505				

**Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a Cimpor para períodos em que o mercado
sobe (10 de Outubro de 2002 a 9 de Outubro de 2007)**

Dependent Variable: CIMPOR
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:25
 Sample: 10/10/2002 10/09/2007
 Included observations: 1279
 Convergence achieved after 17 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

$$\text{LOG}(\text{GARCH}) = \text{C}(2) + \text{C}(3) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1) / \sqrt{\text{GARCH}(-1)}) + \text{C}(4) * \text{RESID}(-1) / \sqrt{\text{GARCH}(-1)} + \text{C}(5) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C	0.000232	0.000193	1.205402	0.2280	
Variance Equation					
C(2)	-0.765983	0.089610	-8.547980	0.0000	
C(3)	0.337764	0.031537	10.71009	0.0000	
C(4)	-0.029123	0.016459	-1.769378	0.0768	NÃO EXISTE EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.944120	0.008077	116.8864	0.0000	
R-squared	-0.000584	Mean dependent var	0.000482		
Adjusted R-squared	-0.000584	S.D. dependent var	0.010335		
S.E. of regression	0.010338	Akaike info criterion	-6.581199		
Sum squared resid	0.136577	Schwarz criterion	-6.561051		
Log likelihood	4213.677	Hannan-Quinn criter.	-6.573633		
Durbin-Watson stat	2.091805				

Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a Jerónimo Martins para períodos em que o mercado sobe (Janeiro de 1996 a 24 de Março de 2000)

Dependent Variable: JERO_MAR
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:16
 Sample: 1 1046
 Included observations: 1046
 Convergence achieved after 37 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C	0.000727	0.000579	1.255456	0.2093	
Variance Equation					
C(2)	-2.923525	0.218847	-13.35879	0.0000	
C(3)	0.602222	0.038239	15.74903	0.0000	
C(4)	-0.086978	0.023550	-3.693367	0.0002	EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.684519	0.025418	26.93050	0.0000	
R-squared	-0.000189	Mean dependent var		0.001010	
Adjusted R-squared	-0.000189	S.D. dependent var		0.020621	
S.E. of regression	0.020622	Akaike info criterion		-5.121021	
Sum squared resid	0.444423	Schwarz criterion		-5.097346	
Log likelihood	2683.294	Hannan-Quinn criter.		-5.112043	
Durbin-Watson stat	1.562299				

Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a Jerónimo Martins para períodos em que o mercado sobe (10 de Outubro de 2002 a 9 de Outubro de 2007)

Dependent Variable: JERO_MAR
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:26
 Sample: 10/10/2002 10/09/2007
 Included observations: 1279
 Convergence achieved after 49 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C	0.001019	0.000319	3.196576	0.0014	
Variance Equation					
C(2)	-0.436167	0.035715	-12.21237	0.0000	
C(3)	0.233898	0.015326	15.26174	0.0000	
C(4)	0.013971	0.008770	1.593140	0.1111	NÃO EXISTE EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.968731	0.004332	223.6317	0.0000	
R-squared	-0.000169	Mean dependent var		0.001204	
Adjusted R-squared	-0.000169	S.D. dependent var		0.014229	
S.E. of regression	0.014231	Akaike info criterion		-5.857844	
Sum squared resid	0.258810	Schwarz criterion		-5.837696	
Log likelihood	3751.091	Hannan-Quinn criter.		-5.850278	
Durbin-Watson stat	1.926277				

**Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a Mota Engil para períodos em que o mercado
sobe (Janeiro de 1996 a 24 de Março de 2000)**

Dependent Variable: MOTA_ENGIL
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:16
 Sample: 1 1046
 Included observations: 1046
 Convergence achieved after 64 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C	-0.000332	0.000387	-0.856967	0.3915	
Variance Equation					
C(2)	-0.297090	0.036560	-8.126122	0.0000	
C(3)	0.235758	0.019895	11.85000	0.0000	
C(4)	-0.052575	0.013178	-3.989669	0.0001	EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.982218	0.003246	302.5648	0.0000	
R-squared	-0.001517	Mean dependent var		0.000434	
Adjusted R-squared	-0.001517	S.D. dependent var		0.019666	
S.E. of regression	0.019681	Akaike info criterion		-5.321820	
Sum squared resid	0.404761	Schwarz criterion		-5.298146	
Log likelihood	2788.312	Hannan-Quinn criter.		-5.312842	
Durbin-Watson stat	1.875303				

**Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a Mota Engil para períodos em que o mercado
sobe (10 de Outubro de 2002 a 9 de Outubro de 2007)**

Dependent Variable: MOTA_ENGIL
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:26
 Sample: 10/10/2002 10/09/2007
 Included observations: 1279
 Convergence achieved after 14 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C	0.001010	0.000342	2.957250	0.0031	
Variance Equation					
C(2)	-1.489719	0.174909	-8.517126	0.0000	
C(3)	0.371002	0.033870	10.95381	0.0000	
C(4)	0.045970	0.020169	2.279226	0.0227	NÃO EXISTE EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.857327	0.018576	46.15123	0.0000	
R-squared	-0.000155	Mean dependent var		0.001194	
Adjusted R-squared	-0.000155	S.D. dependent var		0.014709	
S.E. of regression	0.014710	Akaike info criterion		-5.794779	
Sum squared resid	0.276554	Schwarz criterion		-5.774631	
Log likelihood	3710.761	Hannan-Quinn criter.		-5.787213	
Durbin-Watson stat	1.981927				

**Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a Portucel para períodos em que o mercado
sobe (Janeiro de 1996 a 24 de Março de 2000)**

Dependent Variable: PORTUCEL
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:16
 Sample: 1 1046
 Included observations: 1046
 Convergence achieved after 38 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C	-0.000275	0.000527	-0.521825	0.6018	
Variance Equation					
C(2)	-0.819535	0.099795	-8.212152	0.0000	
C(3)	0.315724	0.029272	10.78589	0.0000	
C(4)	0.020179	0.014921	1.352410	0.1762	NÃO EXISTE EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.926102	0.010863	85.25390	0.0000	
R-squared	-0.001367	Mean dependent var	0.000418		
Adjusted R-squared	-0.001367	S.D. dependent var	0.018733		
S.E. of regression	0.018746	Akaike info criterion	-5.262547		
Sum squared resid	0.367235	Schwarz criterion	-5.238872		
Log likelihood	2757.312	Hannan-Quinn criter.	-5.253569		
Durbin-Watson stat	1.740206				

**Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a Portucel para períodos em que o mercado
sobe (10 de Outubro de 2002 a 9 de Outubro de 2007)**

Dependent Variable: PORTUCEL
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:26
 Sample: 10/10/2002 10/09/2007
 Included observations: 1279
 Convergence achieved after 14 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C	0.000503	0.000301	1.669421	0.0950	
Variance Equation					
C(2)	-3.019206	0.246543	-12.24617	0.0000	
C(3)	0.470906	0.033835	13.91767	0.0000	
C(4)	0.033344	0.018979	1.756855	0.0789	NÃO EXISTE EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.696134	0.026427	26.34219	0.0000	
R-squared	-0.000268	Mean dependent var	0.000702		
Adjusted R-squared	-0.000268	S.D. dependent var	0.012176		
S.E. of regression	0.012177	Akaike info criterion	-6.101850		
Sum squared resid	0.189506	Schwarz criterion	-6.081702		
Log likelihood	3907.133	Hannan-Quinn criter.	-6.094284		
Durbin-Watson stat	2.096605				

**Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a Semapa para períodos em que o mercado
sobe (Janeiro de 1996 a 24 de Março de 2000)**

Dependent Variable: SEMAPA
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:17
 Sample: 1 1046
 Included observations: 1046
 Convergence achieved after 20 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C	0.000881	0.000416	2.117208	0.0342	
Variance Equation					
C(2)	-1.154867	0.101431	-11.38578	0.0000	
C(3)	0.425279	0.029878	14.23376	0.0000	
C(4)	-0.042706	0.016945	-2.520317	0.0117	NÃO EXISTE EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.897200	0.011394	78.74487	0.0000	
R-squared	-0.000030	Mean dependent var		0.000788	
Adjusted R-squared	-0.000030	S.D. dependent var		0.017031	
S.E. of regression	0.017031	Akaike info criterion		-5.490159	
Sum squared resid	0.303119	Schwarz criterion		-5.466485	
Log likelihood	2876.353	Hannan-Quinn criter.		-5.481181	
Durbin-Watson stat	1.983308				

**Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a Semapa para períodos em que o mercado
sobe (10 de Outubro de 2002 a 9 de Outubro de 2007)**

Dependent Variable: SEMAPA
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:27
 Sample: 10/10/2002 10/09/2007
 Included observations: 1279
 Convergence achieved after 15 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C	0.000758	0.000328	2.314076	0.0207	
Variance Equation					
C(2)	-0.971330	0.145457	-6.677779	0.0000	
C(3)	0.260416	0.023991	10.85479	0.0000	
C(4)	0.033390	0.013935	2.396198	0.0166	NÃO EXISTE EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.910041	0.015321	59.39943	0.0000	
R-squared	-0.000185	Mean dependent var		0.000940	
Adjusted R-squared	-0.000185	S.D. dependent var		0.013339	
S.E. of regression	0.013340	Akaike info criterion		-5.912161	
Sum squared resid	0.227436	Schwarz criterion		-5.892013	
Log likelihood	3785.827	Hannan-Quinn criter.		-5.904595	
Durbin-Watson stat	2.013875				

**Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a SONAE para períodos em que o mercado
sobe (Janeiro de 1996 a 24 de Março de 2000)**

Dependent Variable: SONAE
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:18
 Sample: 1 1046
 Included observations: 1046
 Convergence achieved after 24 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1))/@SQRT(GARCH(-1)) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C	0.001600	0.000461	3.470584	0.0005	
Variance Equation					
C(2)	-0.415618	0.063294	-6.566475	0.0000	
C(3)	0.232869	0.018336	12.70007	0.0000	
C(4)	-0.025620	0.009867	-2.596603	0.0094	NÃO EXISTE EFEITO SORRISO
C(5)	0.969874	0.006602	146.9102	0.0000	
R-squared	-0.000578	Mean dependent var	0.001163		
Adjusted R-squared	-0.000578	S.D. dependent var	0.018162		
S.E. of regression	0.018167	Akaike info criterion	-5.435925		
Sum squared resid	0.344905	Schwarz criterion	-5.412251		
Log likelihood	2847.989	Hannan-Quinn criter.	-5.426947		
Durbin-Watson stat	1.614682				

**Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a SONAE para períodos em que o mercado
sobe (10 de Outubro de 2002 a 9 de Outubro de 2007)**

Dependent Variable: SONAE
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:28
 Sample: 10/10/2002 10/09/2007
 Included observations: 1279
 Convergence achieved after 38 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1))/@SQRT(GARCH(-1)) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C	0.002025	0.000450	4.497782	0.0000	
Variance Equation					
C(2)	-0.943831	0.110169	-8.567094	0.0000	
C(3)	0.255620	0.018862	13.55192	0.0000	
C(4)	0.003979	0.010588	0.375785	0.7071	NÃO EXISTE EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.906508	0.012589	72.00516	0.0000	
R-squared	-0.000725	Mean dependent var	0.001536		
Adjusted R-squared	-0.000725	S.D. dependent var	0.018164		
S.E. of regression	0.018171	Akaike info criterion	-5.298695		
Sum squared resid	0.421959	Schwarz criterion	-5.278547		
Log likelihood	3393.516	Hannan-Quinn criter.	-5.291130		
Durbin-Watson stat	2.137423				

Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a SONAE Indústria para períodos em que o mercado sobe (Janeiro de 1996 a 24 de Março de 2000)

Dependent Variable: SON_INDUST
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:18
 Sample: 1 1046
 Included observations: 1046
 Convergence achieved after 29 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1))/@SQRT(GARCH(-1)) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-4.76E-05	0.000589	-0.080786	0.9356
Variance Equation				
C(2)	-2.743437	0.160796	-17.06156	0.0000
C(3)	0.710968	0.036087	19.70136	0.0000
C(4)	-0.019684	0.026863	-0.732774	0.4637
C(5)	0.712352	0.020474	34.79283	0.0000
R-squared	-0.000874	Mean dependent var		0.000642
Adjusted R-squared	-0.000874	S.D. dependent var		0.023354
S.E. of regression	0.023364	Akaike info criterion		-4.948811
Sum squared resid	0.570437	Schwarz criterion		-4.925136
Log likelihood	2593.228	Hannan-Quinn criter.		-4.939832
Durbin-Watson stat	1.763401			

NÃO EXISTE EFEITOSORRISO

Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a SONAE Indústria para períodos em que o mercado sobe (10 de Outubro de 2002 a 9 de Outubro de 2007)

Dependent Variable: SON_INDUST
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:27
 Sample: 10/10/2002 10/09/2007
 Included observations: 1279
 Convergence achieved after 36 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1))/@SQRT(GARCH(-1)) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000873	0.000454	1.921435	0.0547
Variance Equation				
C(2)	-2.490929	0.249327	-9.990623	0.0000
C(3)	0.395159	0.022872	17.27729	0.0000
C(4)	-0.048171	0.013116	-3.672628	0.0002
C(5)	0.724354	0.029170	24.83175	0.0000
R-squared	-0.000215	Mean dependent var		0.000579
Adjusted R-squared	-0.000215	S.D. dependent var		0.020008
S.E. of regression	0.020010	Akaike info criterion		-5.291254
Sum squared resid	0.511734	Schwarz criterion		-5.271106
Log likelihood	3388.757	Hannan-Quinn criter.		-5.283689
Durbin-Watson stat	1.927760			

EFEITO DO SORRISO

Anexo D – Resultados da estimação do modelo EGARCH (1,1), para o período em que o mercado desce, de 27 de Março de 2000 a 9 de Outubro de 2002 de 10 de Outubro de 2002 a 9 de Outubro de 2007

**- Resultados dos testes EGARCH (1,1) para o BPI para períodos em que o mercado desce
(27 de Março de 2000 a 9 de Outubro de 2002)**

Dependent Variable: BPI
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:20
 Sample: 3/27/2000 10/09/2002
 Included observations: 627
 Convergence achieved after 17 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C	-0.001175	0.000557	-2.107081	0.0351	
Variance Equation					
C(2)	-0.579647	0.111081	-5.218232	0.0000	
C(3)	0.181114	0.026009	6.963591	0.0000	
C(4)	-0.155571	0.025270	-6.156344	0.0000	EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.946791	0.012784	74.05908	0.0000	
R-squared	-0.000259	Mean dependent var	-0.000901		
Adjusted R-squared	-0.000259	S.D. dependent var	0.017002		
S.E. of regression	0.017004	Akaike info criterion	-5.490728		
Sum squared resid	0.180998	Schwarz criterion	-5.455313		
Log likelihood	1726.343	Hannan-Quinn criter.	-5.476969		
Durbin-Watson stat	2.198524				

Resultados dos testes EGARCH (1,1) para o BPI para períodos em que o mercado desce (10 de Outubro de 2007 a 30 de Junho de 2009)

Dependent Variable: BPI
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:29
 Sample: 10/10/2007 6/30/2009
 Included observations: 438
 Convergence achieved after 16 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C	-0.003423	0.001209	-2.830033	0.0047	
Variance Equation					
C(2)	-1.281570	0.415705	-3.082881	0.0021	
C(3)	0.377811	0.058773	6.428336	0.0000	
C(4)	-0.065020	0.032133	-2.023446	0.0430	NÃO EXISTE O EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.861538	0.054240	15.88376	0.0000	
R-squared	-0.000413	Mean dependent var	-0.002831		
Adjusted R-squared	-0.000413	S.D. dependent var	0.029132		
S.E. of regression	0.029138	Akaike info criterion	-4.356573		
Sum squared resid	0.371031	Schwarz criterion	-4.309972		
Log likelihood	959.0894	Hannan-Quinn criter.	-4.338185		
Durbin-Watson stat	2.074979				

Resultados dos testes EGARCH (1,1) para o BES para períodos em que o mercado desce (27 de Março de 2000 a 9 de Outubro de 2002)

Dependent Variable: BES
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:20
 Sample: 3/27/2000 10/09/2002
 Included observations: 627
 Convergence achieved after 20 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C	-5.23E-05	0.000408	-0.128249	0.8980	
Variance Equation					
C(2)	-0.685276	0.115422	-5.937114	0.0000	
C(3)	0.199212	0.022256	8.950910	0.0000	
C(4)	-0.106654	0.016651	-6.405440	0.0000	EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.940127	0.011698	80.36329	0.0000	
R-squared	-0.001049	Mean dependent var	-0.000416		
Adjusted R-squared	-0.001049	S.D. dependent var	0.011227		
S.E. of regression	0.011233	Akaike info criterion	-6.288844		
Sum squared resid	0.078991	Schwarz criterion	-6.253430		
Log likelihood	1976.553	Hannan-Quinn criter.	-6.275085		
Durbin-Watson stat	1.948112				

Resultados dos testes EGARCH (1,1) para o BES para períodos em que o mercado desce (10 de Outubro de 2007 a 30 de Junho de 2009)

Dependent Variable: BES
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:29
 Sample: 10/10/2007 6/30/2009
 Included observations: 438
 Convergence achieved after 17 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C	-0.002820	0.000966	-2.920125	0.0035	
Variance Equation					
C(2)	-0.553801	0.111906	-4.948818	0.0000	
C(3)	0.316570	0.052204	6.064058	0.0000	
C(4)	-0.026519	0.026809	-0.989178	0.3226	NÃO EXISTE O EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.957448	0.013702	69.87620	0.0000	
R-squared	-0.000522	Mean dependent var	-0.002230		
Adjusted R-squared	-0.000522	S.D. dependent var	0.025873		
S.E. of regression	0.025880	Akaike info criterion	-4.753253		
Sum squared resid	0.292686	Schwarz criterion	-4.706653		
Log likelihood	1045.962	Hannan-Quinn criter.	-4.734866		
Durbin-Watson stat	1.787235				

**Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a Cimpor para períodos em que o mercado
desce (27 de Março de 2000 a 9 de Outubro de 2002)**

Dependent Variable: CIMPOR
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:20
 Sample: 3/27/2000 10/09/2002
 Included observations: 627
 Convergence achieved after 31 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-2.67E-06	0.000586	-0.004546	0.9964
Variance Equation				
C(2)	-3.419699	0.359062	-9.523976	0.0000
C(3)	0.562886	0.050773	11.08632	0.0000
C(4)	-0.027741	0.040665	-0.682166	0.4951 NÃO EXISTE EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.626210	0.041358	15.14117	0.0000
R-squared	-0.000046	Mean dependent var	0.000125	
Adjusted R-squared	-0.000046	S.D. dependent var	0.018788	
S.E. of regression	0.018789	Akaike info criterion	-5.327231	
Sum squared resid	0.220986	Schwarz criterion	-5.291817	
Log likelihood	1675.087	Hannan-Quinn criter.	-5.313472	
Durbin-Watson stat	1.687040			

**Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a Cimpor para períodos em que o mercado
desce (10 de Outubro de 2007 a 30 de Junho de 2009)**

Dependent Variable: CIMPOR
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:30
 Sample: 10/10/2007 6/30/2009
 Included observations: 438
 Convergence achieved after 11 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.001798	0.000454	-3.959082	0.0001
Variance Equation				
C(2)	-0.031305	0.011751	-2.663943	0.0077
C(3)	-0.024892	0.016229	-1.533730	0.1251
C(4)	-0.114803	0.011944	-9.612061	0.0000 EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.992522	0.001704	582.5329	0.0000
R-squared	-0.002538	Mean dependent var	-0.000438	
Adjusted R-squared	-0.002538	S.D. dependent var	0.027017	
S.E. of regression	0.027052	Akaike info criterion	-4.678477	
Sum squared resid	0.319794	Schwarz criterion	-4.631876	
Log likelihood	1029.586	Hannan-Quinn criter.	-4.660090	
Durbin-Watson stat	1.902640			

Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a Jerónimo Martins para períodos em que o mercado desce (27 de Março de 2000 a 9 de Outubro de 2002)

Dependent Variable: JERO_MAR
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:21
 Sample: 3/27/2000 10/09/2002
 Included observations: 627
 Convergence achieved after 34 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.002319	0.000837	-2.770527	0.0056
Variance Equation				
C(2)	-4.402394	0.684281	-6.433603	0.0000
C(3)	0.471991	0.077962	6.054139	0.0000
C(4)	0.016587	0.047390	0.350008	0.7263
C(5)	0.453924	0.087563	5.183967	0.0000
R-squared	-0.000351	Mean dependent var	-0.001851	
Adjusted R-squared	-0.000351	S.D. dependent var	0.025015	
S.E. of regression	0.025019	Akaike info criterion	-4.612867	
Sum squared resid	0.391848	Schwarz criterion	-4.577453	
Log likelihood	1451.134	Hannan-Quinn criter.	-4.599108	
Durbin-Watson stat	1.774348			

NÃO EXISTE EFEITO DO SORRISO

Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a Jerónimo Martins para períodos em que o mercado desce (10 de Outubro de 2007 a 30 de Junho de 2009)

Dependent Variable: JERO_MAR
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:30
 Sample: 10/10/2007 6/30/2009
 Included observations: 438
 Convergence achieved after 27 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.001138	0.001125	-1.011076	0.3120
Variance Equation				
C(2)	-0.574202	0.124945	-4.595657	0.0000
C(3)	0.201276	0.030693	6.557707	0.0000
C(4)	-0.204628	0.024498	-8.352826	0.0000
C(5)	0.939641	0.016427	57.20144	0.0000
R-squared	-0.001316	Mean dependent var	-2.90E-05	
Adjusted R-squared	-0.001316	S.D. dependent var	0.030596	
S.E. of regression	0.030616	Akaike info criterion	-4.360579	
Sum squared resid	0.409612	Schwarz criterion	-4.313978	
Log likelihood	959.9668	Hannan-Quinn criter.	-4.342191	
Durbin-Watson stat	1.881051			

EFEITO DO SORRISO

**Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a Mota Engil para períodos em que o mercado
desce (27 de Março de 2000 a 9 de Outubro de 2002)**

Dependent Variable: MOTA_ENGIL
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:21
 Sample: 3/27/2000 10/09/2002
 Included observations: 627
 Convergence achieved after 30 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $\text{LOG}(\text{GARCH}) = \text{C}(2) + \text{C}(3) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1) / \text{SQRT}(\text{GARCH}(-1))) + \text{C}(4) * \text{RESID}(-1) / \text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(5) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C	-9.57E-05	0.000449	-0.212978	0.8313	
Variance Equation					
C(2)	-5.764696	0.417456	-13.80913	0.0000	
C(3)	0.592793	0.052044	11.39015	0.0000	
C(4)	0.180651	0.044375	4.071055	0.0000	EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.328172	0.049653	6.609349	0.0000	
R-squared	-0.001164	Mean dependent var		-0.000729	
Adjusted R-squared	-0.001164	S.D. dependent var		0.018575	
S.E. of regression	0.018586	Akaike info criterion		-5.240568	
Sum squared resid	0.216241	Schwarz criterion		-5.205153	
Log likelihood	1647.918	Hannan-Quinn criter.		-5.226809	
Durbin-Watson stat	2.183544				

**Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a Mota Engil para períodos em que o mercado
desce (10 de Outubro de 2007 a 30 de Junho de 2009)**

Dependent Variable: MOTA_ENGIL
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:30
 Sample: 10/10/2007 6/30/2009
 Included observations: 438
 Convergence achieved after 10 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $\text{LOG}(\text{GARCH}) = \text{C}(2) + \text{C}(3) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1) / \text{SQRT}(\text{GARCH}(-1))) + \text{C}(4) * \text{RESID}(-1) / \text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(5) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C	-0.001454	0.001095	-1.327869	0.1842	
Variance Equation					
C(2)	-1.481958	0.411449	-3.601805	0.0003	
C(3)	0.378010	0.060560	6.241896	0.0000	
C(4)	-0.104074	0.037203	-2.797483	0.0052	NÃO EXISTE O EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.837513	0.052794	15.86383	0.0000	
R-squared	-0.000017	Mean dependent var		-0.001336	
Adjusted R-squared	-0.000017	S.D. dependent var		0.028317	
S.E. of regression	0.028317	Akaike info criterion		-4.471341	
Sum squared resid	0.350415	Schwarz criterion		-4.424741	
Log likelihood	984.2237	Hannan-Quinn criter.		-4.452954	
Durbin-Watson stat	1.809952				

**Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a Portucel para períodos em que o mercado
desce (27 de Março de 2000 a 9 de Outubro de 2002)**

Dependent Variable: PORTUCEL
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:22
 Sample: 3/27/2000 10/09/2002
 Included observations: 627
 Convergence achieved after 21 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $\text{LOG}(\text{GARCH}) = \text{C}(2) + \text{C}(3) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1)) / \text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(4) * \text{RESID}(-1) / \text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(5) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000524	0.000611	-0.857235	0.3913
Variance Equation				
C(2)	-1.382739	0.230606	-5.996114	0.0000
C(3)	0.388967	0.040479	9.609037	0.0000
C(4)	-0.130411	0.025991	-5.017491	0.0000
C(5)	0.865610	0.026680	32.44436	0.0000
R-squared	-0.000097	Mean dependent var	-0.000342	
Adjusted R-squared	-0.000097	S.D. dependent var	0.018529	
S.E. of regression	0.018530	Akaike info criterion	-5.328938	
Sum squared resid	0.214943	Schwarz criterion	-5.293523	
Log likelihood	1675.622	Hannan-Quinn criter.	-5.315179	
Durbin-Watson stat	2.080823			

EFEITO DO SORRISO

**Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a Portucel para períodos em que o mercado
desce (10 de Outubro de 2007 a 30 de Junho de 2009)**

Dependent Variable: PORTUCEL
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:31
 Sample: 10/10/2007 6/30/2009
 Included observations: 438
 Convergence achieved after 18 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $\text{LOG}(\text{GARCH}) = \text{C}(2) + \text{C}(3) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1)) / \text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(4) * \text{RESID}(-1) / \text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(5) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.001162	0.000932	-1.246240	0.2127
Variance Equation				
C(2)	-0.361043	0.104900	-3.441792	0.0006
C(3)	0.122299	0.027277	4.483633	0.0000
C(4)	-0.113738	0.021793	-5.219079	0.0000
C(5)	0.965587	0.012485	77.34251	0.0000
R-squared	-0.000034	Mean dependent var	-0.001038	
Adjusted R-squared	-0.000034	S.D. dependent var	0.021195	
S.E. of regression	0.021195	Akaike info criterion	-5.023687	
Sum squared resid	0.196314	Schwarz criterion	-4.977086	
Log likelihood	1105.187	Hannan-Quinn criter.	-5.005300	
Durbin-Watson stat	2.068690			

EFEITO DO SORRISO

Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a Portugal Telecom para períodos em que o mercado desce (27 de Março de 2000 a 9 de Outubro de 2002)

Dependent Variable: PT
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:22
 Sample: 3/27/2000 10/09/2002
 Included observations: 627
 Convergence achieved after 13 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C	-0.002497	0.001012	-2.468009	0.0136	
Variance Equation					
C(2)	-0.028571	0.026191	-1.090862	0.2753	
C(3)	0.001356	0.021402	0.063365	0.9495	
C(4)	-0.061343	0.012991	-4.721910	0.0000	EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.996079	0.002110	472.0922	0.0000	
R-squared	-0.001488	Mean dependent var	-0.001522		
Adjusted R-squared	-0.001488	S.D. dependent var	0.025316		
S.E. of regression	0.025334	Akaike info criterion	-4.561178		
Sum squared resid	0.401787	Schwarz criterion	-4.525764		
Log likelihood	1434.929	Hannan-Quinn criter.	-4.547420		
Durbin-Watson stat	1.872848				

Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a Portugal Telecom para períodos em que o mercado desce (10 de Outubro de 2007 a 30 de Junho de 2009)

Dependent Variable: PT
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:31
 Sample: 10/10/2007 6/30/2009
 Included observations: 438
 Convergence achieved after 12 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.	
C	-0.002994	3.35E-05	-89.28607	0.0000	
Variance Equation					
C(2)	-0.068328	7.88E-10	-86750888	0.0000	
C(3)	-0.031296	0.000815	-38.38141	0.0000	
C(4)	-0.091446	0.004904	-18.64826	0.0000	EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.986704	1.34E-05	73706.05	0.0000	
R-squared	-0.011737	Mean dependent var	-0.000400		
Adjusted R-squared	-0.011737	S.D. dependent var	0.023967		
S.E. of regression	0.024108	Akaike info criterion	-4.781371		
Sum squared resid	0.253972	Schwarz criterion	-4.734770		
Log likelihood	1052.120	Hannan-Quinn criter.	-4.762983		
Durbin-Watson stat	1.983933				

**Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a Semapa para períodos em que o mercado
desce (27 de Março de 2000 a 9 de Outubro de 2002)**

Dependent Variable: SEMAPA
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:23
 Sample: 3/27/2000 10/09/2002
 Included observations: 627
 Convergence achieved after 19 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1))/@SQRT(GARCH(-1)) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	9.17E-05	0.000736	0.124622	0.9008
Variance Equation				
C(2)	-1.966507	0.397497	-4.947227	0.0000
C(3)	0.342245	0.051358	6.663929	0.0000
C(4)	-0.058370	0.025791	-2.263165	0.0236 NÃO EXISTE EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.784877	0.046815	16.76561	0.0000
R-squared	-0.000034	Mean dependent var	-1.78E-05	
Adjusted R-squared	-0.000034	S.D. dependent var	0.018806	
S.E. of regression	0.018807	Akaike info criterion	-5.170536	
Sum squared resid	0.221413	Schwarz criterion	-5.135122	
Log likelihood	1625.963	Hannan-Quinn criter.	-5.156777	
Durbin-Watson stat	2.037542			

**Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a Semapa para períodos em que o mercado
desce (10 de Outubro de 2007 a 30 de Junho de 2009)**

Dependent Variable: SEMAPA
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:31
 Sample: 10/10/2007 6/30/2009
 Included observations: 438
 Convergence achieved after 11 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1))/@SQRT(GARCH(-1)) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.002002	0.000705	-2.840784	0.0045
Variance Equation				
C(2)	-0.616555	0.235468	-2.618418	0.0088
C(3)	0.210583	0.064521	3.263775	0.0011
C(4)	-0.046088	0.034156	-1.349337	0.1772 NÃO EXISTE O EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.945081	0.024435	38.67782	0.0000
R-squared	-0.000477	Mean dependent var	-0.001633	
Adjusted R-squared	-0.000477	S.D. dependent var	0.016894	
S.E. of regression	0.016898	Akaike info criterion	-5.438292	
Sum squared resid	0.124777	Schwarz criterion	-5.391692	
Log likelihood	1195.986	Hannan-Quinn criter.	-5.419905	
Durbin-Watson stat	2.123121			

**Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a SONAE para períodos em que o mercado
desce (27 de Março de 2000 a 9 de Outubro de 2002)**

Dependent Variable: SONAE
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 10/23/09 Time: 14:24
Sample: 3/27/2000 10/09/2002
Included observations: 627
Convergence achieved after 14 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) +
C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.003234	0.000931	-3.474185	0.0005
Variance Equation				
C(2)	-0.205516	0.070712	-2.906373	0.0037
C(3)	0.110913	0.032553	3.407164	0.0007
C(4)	-0.059593	0.014644	-4.069553	0.0000
C(5)	0.983892	0.007261	135.5020	0.0000
R-squared	-0.000211	Mean dependent var	-0.002870	
Adjusted R-squared	-0.000211	S.D. dependent var	0.025091	
S.E. of regression	0.025093	Akaike info criterion	-4.595723	
Sum squared resid	0.394176	Schwarz criterion	-4.560309	
Log likelihood	1445.759	Hannan-Quinn criter.	-4.581964	
Durbin-Watson stat	1.901046			

EFEITO DO SORRISO

**Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a SONAE para períodos em que o mercado
desce (10 de Outubro de 2007 a 30 de Junho de 2009)**

Dependent Variable: SONAE
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 10/23/09 Time: 14:32
Sample: 10/10/2007 6/30/2009
Included observations: 438
Convergence achieved after 16 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) +
C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.001843	0.001017	-1.811882	0.0700
Variance Equation				
C(2)	-0.580133	0.114728	-5.056576	0.0000
C(3)	0.290513	0.051043	5.691542	0.0000
C(4)	-0.078389	0.021629	-3.624218	0.0003
C(5)	0.950968	0.012413	76.60809	0.0000
R-squared	-0.000122	Mean dependent var	-0.002155	
Adjusted R-squared	-0.000122	S.D. dependent var	0.028313	
S.E. of regression	0.028315	Akaike info criterion	-4.622405	
Sum squared resid	0.350364	Schwarz criterion	-4.575805	
Log likelihood	1017.307	Hannan-Quinn criter.	-4.604018	
Durbin-Watson stat	1.834391			

EFEITO DO SORRISO



Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a SONAE Indústria para períodos em que o mercado desce (27 de Março de 2000 a 9 de Outubro de 2002)

Dependent Variable: SON_INDUST
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:23
 Sample: 3/27/2000 10/09/2002
 Included observations: 627
 Convergence achieved after 92 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1))/@SQRT(GARCH(-1)) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000158	0.000497	-0.317613	0.7508
Variance Equation				
C(2)	-3.565715	0.330670	-10.78329	0.0000
C(3)	0.616259	0.065031	9.476405	0.0000
C(4)	0.059953	0.040297	1.487791	0.1368 NÃO EXISTE EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.629348	0.035304	17.82650	0.0000
R-squared	-0.002095	Mean dependent var	-0.000833	
Adjusted R-squared	-0.002095	S.D. dependent var	0.014760	
S.E. of regression	0.014775	Akaike info criterion	-5.765968	
Sum squared resid	0.136665	Schwarz criterion	-5.730554	
Log likelihood	1812.631	Hannan-Quinn criter.	-5.752210	
Durbin-Watson stat	2.202836			

Resultados dos testes EGARCH (1,1) para a SONAE Indústria para períodos em que o mercado desce (10 de Outubro de 2007 a 30 de Junho de 2009)

Dependent Variable: SON_INDUST
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Date: 10/23/09 Time: 14:32
 Sample: 10/10/2007 6/30/2009
 Included observations: 438
 Convergence achieved after 32 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $LOG(GARCH) = C(2) + C(3)*ABS(RESID(-1))/@SQRT(GARCH(-1)) + C(4)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(5)*LOG(GARCH(-1))$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.002706	0.001367	-1.979506	0.0478
Variance Equation				
C(2)	-1.200654	0.245383	-4.892970	0.0000
C(3)	0.430185	0.060375	7.125264	0.0000
C(4)	-0.035847	0.032014	-1.119738	0.2628 NÃO EXISTE O EFEITO DO SORRISO
C(5)	0.878046	0.031263	28.08557	0.0000
R-squared	-0.000243	Mean dependent var	-0.003188	
Adjusted R-squared	-0.000243	S.D. dependent var	0.030991	
S.E. of regression	0.030995	Akaike info criterion	-4.355356	
Sum squared resid	0.419819	Schwarz criterion	-4.308755	
Log likelihood	958.8230	Hannan-Quinn criter.	-4.336969	
Durbin-Watson stat	1.527937			