



Instituto Superior de Economia e Gestão

APLICAÇÃO DA *ARBITRAGE PRICING THEORY* AOS TÍTULOS DO PSI-20¹

Francisco José Sanches Tomé

Equiparado a Professor Adjunto na Escola Superior de Tecnologia e
Gestão da Guarda

Resumo

Este trabalho procurou averiguar a existência de factores económicos que afectam, de forma sistemática, a cotação das acções, socorrendo-nos para tal do modelo desenvolvido por Stephen Ross, em 1976: *a Arbitrage Pricing Theory*. Para este modelo de avaliação de activos o rendimento de equilíbrio esperado dos activos é aproximadamente uma função linear dos prémios de risco de diversos factores económicos. No período compreendido entre Janeiro de 1994 e Novembro de 1997, as análises realizadas puseram em evidência a existência de factores económicos que afectam as cotações das acções portuguesas e que os diferentes títulos reagem de forma diferenciada à divulgação da informação relativa aos factores de risco.

0 — Introdução

Numa economia caracterizada pela crescente globalização dos Mercados Financeiros e onde a informação é um recurso de importância capital, constatamos que os títulos cotados na bolsa estão cada vez mais sensíveis a variados e desconhecidos factores de risco. Então, qual será a medida mais apropriada para medir o risco das diferentes acções? Actualmente existem duas

¹ Estudo elaborado pelo autor, com base na dissertação de mestrado em Gestão da Informação nas Organizações da Universidade de Coimbra. Não queria deixar de agradecer a um *referee* anónimo da revista *Estudos de Gestão* pelas suas sugestões. No entanto, qualquer erro ou omissão é da exclusiva responsabilidade do autor.

teorias, com um corpo de conhecimentos suficientemente estruturado, para responder a esta questão: O *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) e a *Arbitrage Pricing Theory* (APT).

O modelo CAPM desenvolvido por Sharpe (1964), Linter (1965) e Mossin (1966) atesta que apenas existe um factor, não diversificável, que afecta os rendimentos esperados das acções, a que se chamou risco de mercado. Uma década depois de o CAPM ter sido divulgado, Ross (1976) formulou um modelo mais geral que o CAPM, pelo facto de assinalar várias fontes de risco para os títulos.

A maioria dos estudos empíricos procuram verificar se a cotação das acções reflectem plenamente todas as informações pertinentes e disponíveis no mercado². No entanto, nos últimos anos, as grandes flutuações ocorridas nos mercados internacionais³ parecem desmentir a hipótese de os títulos se comportarem de acordo com as informações económico-financeiras relativas quer à empresa, quer à economia onde esta se insere.

As leituras exploratórias realizadas sobre o modelo CAPM permitem-nos afirmar que, entre outros, Sharpe (1964), Elton e Gruber (1995), Lehmann e Modest (1985), Serra (1996) confirmam o modelo, enquanto os estudos de Fama e Macbeth (1973) ou Viallet e Aftalion (1977) o rejeitam abrindo caminho a desenvolvimentos posteriores cada vez mais complexos e à discussão das suas hipóteses. Foi nesta corrente de contestação crítica ao modelo CAPM que surgiu o trabalho de Ross (1976), dando origem à Teoria de Avaliação por Arbitragem. Desde então vários estudos procuraram testar este modelo. Como exemplos podemos citar os trabalhos de Roll e Ross (1980, 1995), Ross, Roll e Chen (1983), Chen (1983), Cobbaut (1987), Virtanem e Paavo (1988), Cheng (1995), Laurence (1996), Burmeister, Roll e Ross (1997), Goetzmann (1997).

As investigações empíricas realizadas sobre a APT têm vindo a reforçar a ideia de ser consistente na explicação dos fenómenos financeiros reais, embora a insuficiência de séries de dados temporais tenham condicionado a investigação para períodos mais longos. Para além disso, a utilização no modelo da arbitragem de rendimentos históricos é fácil. No entanto, a sua aplicabilidade é em muito limitada pelas dificuldades em fazer previsões acerca de rendimentos futuros, devido sobretudo à instabilidade temporal dos factores. Se há autores que confirmam que os factores «são estacionários a longo prazo» (Weston e Copeland, 1988), outros, pelo contrário, afirmam que ao utilizar subperíodos de

² Se tal for o caso, significa que «os desvios entre os rendimentos efectivos e os rendimentos esperados devem ser aleatórios, isto é, devem em média ser nulos e destituídos de qualquer correlação com as informações sobre o mercado» (Tease, 1993).

³ Face a esta situação, alguns países, entre os quais os EUA, tiveram necessidade de regulamentar o mercado no sentido de limitar as flutuações excessivas das cotações, a fim de evitar as consequências nefastas sobre a confiança dos investidores e sobre a esfera da economia real.

análise, os factores económicos se alteram. Como exemplo destes últimos podemos citar Aby, Upton e Hays (1997), que confirmam a «instabilidade para todos os factores da APT», no mercado norte-americano. Crítica esta que não pode ser ignorada, tal como a suposição de que a matriz de variâncias-covariâncias seja constante ao longo do tempo. O estudo de Guibons (1996) confirma precisamente que «esta hipótese não é consistente com a realidade dos dados».

Dos vários trabalhos realizados, os resultados obtidos parecem ser pouco probatórios. De facto, a teoria funciona em alguns casos, ou em subgrupos de acções. No entanto parece longe de ser aceite de forma generalizada e inequívoca.

1 — O modelo utilizado

A Teoria de Avaliação por Arbitragem utiliza um modelo económico abstracto, que parte de um conjunto de hipóteses básicas, comuns ao modelo CAPM. Todavia, enquanto o CAPM se centra no processo de construção de carteiras eficientes, a APT subalterniza esse conceito para assumir que a cotação de cada título está dependente de diversas influências ou factores, independentes umas das outras.

Segundo Roll e Ross (1995), podemos afirmar que o rendimento actual de um activo pode ser decomposto em três componentes: o rendimento esperado, o rendimento devido à sensibilidade de variação aos factores de risco sistemático e o rendimento devido ao factor residual ou idiossincrático. Segundo o modelo de arbitragem, a relação de base que define a rendibilidade de um activo i , num dado momento t , influenciado por k factores de risco (F), é dada por:

$$R_i = E(R_i) + \sum_{k=1}^m b_{i,k} F_k + e_i \quad (1)$$

onde:

- $E(R_i)$ = é a rendibilidade esperada para o activo i ;
- F_k = valor actual do factor k com impacto sobre o rendimento do título i ;
- $b_{i,k}$ = coeficiente de sensibilidade de variação do activo i associado ao factor sistemático k ;
- e_i = termo residual, no período t , com média zero.

Sendo F_k e e_i variáveis independentes, é necessário que o termo de erro não se encontre correlacionado com os factores de risco, em qualquer período.

Zisswiller e Quintart (1985) defendem que para obter uma carteira de arbitragem é necessário verificar as seguintes relações:

- 1 — $\sum_{i=1}^n W_i = 0$. Esta condição exprime a ausência de riqueza (W_i), utilizada nas operações sobre a acção i^4 ;
- 2 — n é suficientemente grande, de forma a poder eliminar o risco específico (e_i);
- 3 — $\sum_{i=1}^m W_i b_{ik} = 0$. De forma a que para cada factor, a soma ponderada das componentes do risco sistemático de uma acção i (b_{ik}) seja igual a zero.

Todas as carteiras que apresentam estas características e permitem obter um lucro positivo designam-se por carteiras de arbitragem. A sua formação é possível através da compra e venda de activos a descoberto, o que permite não utilizar riqueza, assegurando que elas estejam isentas de qualquer risco diversificável ou sistemático. Verificando-se estas três condições, a rentabilidade antecipada de uma carteira de arbitragem (R_C) composta por n activos, pode escrever-se do seguinte modo:

$$R_C = \sum_{i=1}^n W_i E(R_i) + \sum_{i=1}^n W_i b_{i1} F_1 + \dots + \sum_{i=1}^n W_i b_{ik} F_k + \dots + \sum_{i=1}^n W_i b_{im} F_m \quad (2)$$

onde: $k = 1, \dots, m$

Por conseguinte, podemos demonstrar que, em equilíbrio, a rentabilidade de uma carteira de arbitragem é nula, pois foi constituída sem capital e sem risco.

Como n é suficientemente grande para eliminar o risco específico e:

$$\sum_{i=1}^n W_i b_{ik} = 0, \quad (3)$$

a relação anterior vem:

$$R_C = \sum_{i=1}^n W_i E(R_i) = 0. \quad (4)$$

⁴ Trata-se de operações a descoberto cujo capital investido se obtém comprando e vendendo, por um determinado montante, diferentes títulos. A carteira será de capital nulo se $W_1 + W_2 + W_3 + \dots + W_n = 0$

Assim, em equilíbrio, uma carteira composta apenas por activos de risco, mas de risco global nulo ($\sum_{i=1}^n W_i b_{ik} = 0$) e sem necessidade de fundos ($\sum_{i=1}^n W_i = 0$), deverá apresentar uma rendibilidade igual a zero ⁵.

O que nos leva a escrever:

$$R_C = \sum_{i=1}^n W_i E(R_i) = 0 \quad (5)$$

Foi a esta conclusão que chegou Ross (1976) com o modelo da avaliação por arbitragem, afirmando que esta situação de equilíbrio se atinge logo que todos os rendimentos das carteiras eficientes se possam representar sobre um plano de inclinação positiva num espaço de m dimensões [$b_{ik} - E(R_i)$].

Porém, todo o vector que é ortogonal ao vector constante ($\sum_{i=1}^n W_i = 0$) e a cada um dos vectores dos coeficientes ($\sum_{i=1}^n W_i b_{ik} = 0$), deve também ser ortogonal ao vector das variáveis (ou seja ao vector das rendibilidades esperadas $R_C = \sum_{i=1}^n W_i E(R_i) = 0$). Daqui resulta que o vector das rendibilidades esperadas pode escrever-se como uma combinação linear do vector constante e dos vectores dos coeficientes. Assim, podemos afirmar que existem $K+1$ coeficientes (λ_k):

$$E(R_i) = \lambda_0 + \sum_{k=1}^m b_{ik} \lambda_k \quad (6)$$

Onde cada b_{ik} é uma medida de risco sistemático, relativamente a cada factor comum, aos quais estão associados um prémio de risco (λ_k).

2 — Análise e caracterização dos dados

Neste trabalho procurou utilizar-se como amostra representativa do mercado de capitais português os títulos que integram o índice PSI-20, à data de 31 de Dezembro de 1996, conforme consta a lista no anexo I.

Da recolha dos dados sobre as cotações diárias ⁶ de fecho, para o período compreendido entre 3 de Janeiro de 1994 e 30 de Novembro de 1997 ⁷,

⁵ Se assim não fosse, equivaleria afirmar que seria possível obter no mercado uma taxa de rendibilidade infinita, sem risco e ainda sem necessidade de fundos, o que é absurdo!

⁶ O modelo inicial, na versão de Ross (1976) pode ser generalizado a qualquer período de tempo de análise que o investigador considere ser adequado para os seus propósitos, isto é, para o período de um dia, uma semana, um mês ou mesmo um ano.

⁷ A recolha dos dados foi possível graças ao Sistema Interactivo de Informação de Bolsa (SIIB).

depois de ajustadas a aumentos de capital, distribuição de dividendos e incorporação de reservas, resultaram 913 observações para cada um dos títulos.

Por outro lado, a partir das cotações de fecho de cada um dos 20 títulos, foi possível obter uma segunda amostra, pelo cálculo das taxas de variação diária da cotação:

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}, \quad (7)$$

onde:

P_t = cotação ajustada do activo no momento t ;

P_{t-1} = cotação ajustada do activo no momento $t-1$;

R_t = taxa de rendibilidade diária do activo no momento t .

Para além da média e do desvio padrão, como medidas importantes para caracterizar as amostras, calculou-se a matriz de correlação linear bem como os coeficientes de determinação com o propósito de analisar a interdependência existente entre os activos⁸, e presentes no anexo II.

Convém realçar algumas particularidades que ressaltam da análise dos valores estatísticos para as rendibilidades observadas:

Em primeiro lugar, verifica-se facilmente à primeira vista a existência de uma grande amplitude de variação para títulos tais como: LISNAVE, MELLO, MCONF, ENGIL e MODELO CONT.

Estes valores vão ter repercussão a nível da dispersão dos rendimentos, visíveis através dos valores do desvio-padrão. As maiores variabilidades são registadas para os títulos: LISNAVE (0,0351), MCONF (0,0338), MELLO (0,0299) e ENGIL (0,0242).

Por outro lado, verificamos que, durante o período em análise, as médias de variação da cotação diária são todas elas positivas, com excepção do título LISNAVE que apresenta um valor negativo de -0,0033%.

Os títulos que registaram uma média de variação mais elevada correspondem ao título JM (0,247% por dia) e SEMAPA (0,245%).

A análise dos valores constantes no anexo III, relativos às correlações, permite-nos afirmar que os valores das cotações estão estreitamente relaciona-

⁸ Nos estudos realizados com este propósito, para períodos de análise curtos, assiste-se na generalidade dos casos a autocorrelações das cotações positivas. Nas análises de Fama e French (1988), constatou-se precisamente este tipo de comportamento, relativamente às acções norte-americanas. Este resultado é também confirmado por Tease (1993) para outros países europeus.

dos. Ao retirarmos o efeito tendência geral de mercado, constatamos que a interdependência dos títulos se reduz.

Constatámos também que nenhuma série de dados apresenta simetria relativamente à distribuição sendo a concentração das observações predominantemente à direita da média da rentabilidade de cada título. Quanto à medida de Kurtosis, verificamos que os valores são francamente positivos, sinónimo de curvas de distribuição leptocúrticas.

3 — Metodologia utilizada

Para determinar os termos b_{ij} da equação (1), pode utilizar-se a Análise Factorial e das Componentes Principais (ACP) desenvolvida por Pearson e Hotelling (1933). A característica essencial deste método estatístico consiste em reduzir as variáveis explicativas iniciais correlacionadas entre si, num outro conjunto de variáveis não correlacionadas (ortogonais), independentes umas das outras. A Análise Factorial apresenta o mérito de evidenciar imediatamente o número de factores explicativos necessários ao modelo, isto é, de determinar o valor de K, bem como os valores estimados para os coeficientes de sensibilidade de (b_{ij}). Este trabalho passou pelas seguintes fases:

- Determinar a matriz de correlações entre as variáveis;
- Testar a validade da aplicação da ACP. Para tal existem três tipos de testes possíveis: o teste de Bartlett, a estatística de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) e a Matriz anti-imagem. A nível individual a *Measures of Sampling Adequacy* (MAS) permite-nos avaliar o contributo de cada variável para a ACP;
- Extracção das componentes principais e no número das componentes necessários para justificar adequadamente os dados iniciais;
- Para tornar as componentes mais facilmente interpretáveis procede-se à aplicação do método Varimax da rotação de factores;
- Por fim, determina-se o valor que os factores apresentam para cada variável e interpreta-se cada componente principal retida.

Todavia, os factores assim obtidos são factores não discriminados, e esta é de facto a maior dificuldade desta metodologia. Pelo que terão de se interpretar os agrupamentos presentes na matriz dos resultados, podendo atribuir-lhes um nome e elaborar um modelo inteligível e operacional do fenómeno a explicar de acordo com a informação macroeconómica. A identificação dos factores terá que ser feita recorrendo ao «bom senso e conveniência» (Ross, Westerfield e Jordam, 1995).

4 — Resultados obtidos

Esta secção subdivide-se em duas análises: em primeiro lugar, a ACP aplicou-se às 20 séries de cotação de fecho, tal como fez Myers (1973), para os EUA e Cobbaut (1987) para a Bélgica; numa segunda fase, aplicámos a ACP para as rendibilidades, tal como o fez Roll e Ross (1980, 1995), Chen (1983), Cheng (1995).

4.1 — Determinação dos factores de risco para a cotação de fecho

Pela aplicação da ACP foi possível determinar três factores que conseguem explicar, em média, 86,944% da variância da cotação das acções, tal como pode ser confirmado pelo **quadro n.º 1**.

Facilmente podemos constatar que o primeiro factor só por si consegue explicar 68,371% da variância dos títulos. Podemos adiantar que estamos perante um mercado altamente eficiente que reflecte as informações existentes de forma rápida e oportuna na cotação dos títulos. O segundo factor consegue explicar mais 11,746% da variância total e o terceiro apenas mais 6,828%.

Este resultado ultrapassou as expectativas mais optimistas que se tinham para o mercado português porque os testes realizados, para a Bolsa de Bruxelas e norte-americana, ficaram-se por uns valores substancialmente mais baixos. A Contribuição explicativa do factor 1, identificado como factor de mercado, para o estudo de King (1966), ficou-se pelos 31% e a contribuição explicativa dos outros factores em 10%. Já o estudo de Myers (1973) conteve-se num valor de explicação próximo dos 30%. Por sua vez, o estudo de Cobbaut (1987), para os valores belgas, revelou-se um *échec total*.

A matriz dos coeficientes de ponderação para os três factores extraídos pela ACP, com base no método de Kaiser, resume-se no **quadro 2**.

As sensibilidades das variáveis ao factor de risco 1, apresentam valores francamente positivos, com excepção do título LISNAVE e BTA. Todos os outros títulos acompanharam de forma mais ou menos próxima a tendência geral do mercado, neste período de análise.

Relativamente ao segundo factor de risco, podemos afirmar que ele afecta de forma clara e negativa a maioria dos títulos (12/20), para além de ter um impacto de pequena importância sobre dois títulos (SONAE-IN e BESCL). Todavia tem um impacto assinalável sobre os títulos BFE, BTA, CIMPOR e UNICER, respeitantes a empresas privatizadas. É de sublinhar que este factor tem particular importância na explicação da cotação do BTA (0,729) da UNICER (0,601) e do BFE (0,536), mas também do BCP (-0,468) e da LISNAVE (-0,522) mas de forma negativa.

Quanto ao terceiro factor, este tem na generalidade um impacto positivo na maioria dos títulos (11/20). A sua incidência é mais notória nas acções da LISNAVE (0,405) e do SOTTO (-0,547). É de notar ainda que todos os estudos

mencionados até aqui apresentam um enviesamento sistemático, de grandeza desconhecida, pelo facto de serem baseados nas cotações de fecho e não das rendibilidades efectivamente observadas.

4.2 — Resultados obtidos relativamente à rendibilidade dos activos

A análise de dados permitiu obter um valor global do indicador de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) de 0,80879, o que traduz uma boa adequação das variáveis à análise factorial. Para além disso, o teste de Bartlett, relativo à significância das correlações dos resíduos da matriz de dados após a extracção dos factores, permite também sancionar a afirmação acima.

Dos valores relativos à percentagem total explicada da rendibilidade através dos factores obtidos, podemos afirmar que a extracção dos factores é plenamente justificada e válida, já que todos os títulos apresentam valores superiores a 61,4% (ENGIL). De seguida, procedeu-se à obtenção da percentagem de variância explicada acumulada para a combinação linear resumida no **quadro 3**.

De acordo com o quadro acima podemos afirmar que: o primeiro factor explica 31,063% da Variância e tem um valor próprio de 5,902, dois factores explicam 42,839% e três factores explicam 52,577%. Na opinião de Burmeister, Roll, Ross (1997), «a maioria dos estudos indicou como sendo adequado para explicar os rendimentos dos activos $K = 5$ ». No nosso estudo, cinco factores acabariam por explicar cerca de 69,462 % da variância, o que se revela bastante significativo. Todavia, para se obter uma capacidade explicativa da ordem dos 80,113% já seriam necessários sete factores, tal como consta no quadro atrás.

Um aperfeiçoamento da análise estatística, através da rotação ortogonal da matriz inicial segundo o método Varimax⁹, permitiu pôr em evidência a existência de comportamento de títulos bastante semelhantes, excepto para os títulos LISNAVE e BTA. A observação deste gráfico obrigou-nos a proceder a uma análise factorial para grupos homogéneos de activos pertencentes ao mesmo sector de actividade, de forma a melhor clarificar os efeitos dos factores encontrados. Os benefícios da análise para subgrupos de activos foram reconhecidos por Roll e Ross (1980, 1995), Cobbaut (1987), entre outros, dado que um factor pode apresentar efeitos diferentes sobre os títulos em função do sector a que pertence. Um exemplo clássico é dado pela descida das taxas de juro que pode afectar de forma diferenciada os bancos ou a indústria.

⁹ Uma rotação ortogonal da matriz inicial, segundo o método VARIMAX utilizando a Normalização de Kaiser, permite neutralizar a influência da primeira componente principal, precedentemente obtida, e evidenciar mais claramente a natureza das outras componentes principais.

4.2.1 — ACP para diferentes sectores

Dado o comportamento bastante distinto dos títulos representativos dos Bancos relativamente às outras empresas, optamos por averiguar a existência de diferenças significativas relativamente a estes dois grupos de acções.

4.2.1.1 — Determinação dos factores de risco para o subgrupo da banca

Para este grupo de activos, a análise permite reduzir o número de factores de sete para três, quando as variáveis em análise passaram de vinte para sete. Estes resultados foram constatados por Drymes, Friend e Gultekin (1982), ao questionarem a qualidade dos resultados de Roll e Ross, em análises de subgrupos de acções. Os autores referem que o número de factores varia em função do número variáveis consideradas na amostra.

Na nossa pesquisa, os três factores detectados permitem por si só justificar 57,323% da Variância o primeiro factor contribui com 23,622%, o segundo com 18,454% e o terceiro com 15,297%, desse valor. Os coeficientes de sensibilidade dos três factores de risco podem ser avaliados no **quadro 4**.

Daqui podemos constatar que o factor 1 exerce uma influência bastante acentuada e de forma positiva sobre a variação das cotações dos activos, excepção ao título MELLO com um valor praticamente nulo. Por seu lado, o factor 2 exerce também influência positiva sobre a generalidade dos activos com excepção do BCP, BPI e SOTTO. Finalmente, o factor de risco 3 influencia positivamente todos os activos com excepção do BESCL, BFE e SOTTO. De salientar ainda que globalmente o título mais negativamente afectado pelos factores de risco foi o SOTTO. Este factor afecta sobretudo activos caracterizados por uma fraca liquidez.

4.2.1.2 — Determinação dos factores de risco para as empresas sem actividade bancária

O segundo grupo de análise respeita a todos os outros activos não incluídos na análise da secção anterior. Para este subgrupo de activos, a análise factorial permitiu mais uma vez reduzir o número de factores de sete para três. Estes três factores permitem por si só justificar 53,639% da Var., contribuindo o primeiro factor com 34,868%, o segundo com 9,889% e o terceiro com 8,883%, para esse valor. O efeito desses três factores pode ser avaliado no **quadro n.º 5**.

O primeiro factor exerce uma influência positiva, e muito significativa, sobre a generalidade dos factores, com excepção do activo LISNAVE, que tem uma sensibilidade de variação praticamente nula a este factor de risco.

O segundo factor tem uma influência muito mais ambígua que o primeiro. No entanto, podemos constatar que exerce um efeito predominantemente negativo. As excepções verificam-se novamente com a LISNAVE (0,70), mas também com a SOPORCEL (0,65) e PORTUCEL (0,35). Este factor de risco afecta sobretudo empresas em situação financeira difícil e fortemente endividadas,

o que pode ser confirmado pelos resultados do estudo da BVL (1996) relativo aos níveis de endividamento das empresas cotadas.

Relativamente ao terceiro factor, realçamos particularmente o facto de influenciar de forma bastante acentuada o título TRANQ (0,79).

Dadas as limitações de ordem conceptual ¹⁰, procuraremos então indagar quais os factores ¹¹ que possivelmente poderemos associar a variáveis macro-económicas, tal como o sugeriu Cheng (1995).

No nosso estudo os coeficientes do Factor 1 apresentam valores bastante significativos, para qualquer das diferentes análises efectuadas. De facto, Zisswiller e Quintart (1985) defendem que «ao factor explicativo de maior importância têm-se optado por chamar factor de mercado». Os autores reafirmam ainda que «este factor deverá estar positivamente correlacionado com a variação das cotações das acções e mede o impacto que tem a evolução do mercado em geral sobre cada um dos títulos aí cotados». Sendo assim, a evolução geral do mercado é certamente um factor de importância capital, que não pode ser ignorado na explicação da cotação das acções portuguesas.

Por outro lado, os efeitos das variações da taxa de inflação ¹² estão normalmente associadas às possibilidade de alterar as taxas de juro do mercado. Das várias verificações empíricas do modelo APT, constatámos que «as variações positivas no nível dos preços têm um efeito positivo sobre as taxas de juro nominais» (Fama e Mackbeth 1973) e ainda que «as taxas de juro se adaptam às taxas de inflação» (Zisswiller e Quintart, 1985). Relativamente ao segundo factor de risco, constatámos que a generalidade das empresas menos endividadas (Unicer, BTA, BFE e JM) beneficiaram com a sua influência, enquanto as mais prejudicadas foram as empresas com rácios mais elevados de endividamento ¹³ (Lisnave, Engil, Sotto, Soporcel e Portucel). Possivelmente este factor de risco poderá estar associado às variações não previstas da taxa de juro real.

Para o terceiro factor verificámos que afecta mais intensivamente os activos pouco líquidos do mercado (TRANQ., LISNAVE, ENGIL e BFE) e assim susceptíveis de reflectir facilmente estratégias especulativas dos investidores.

Conclusão

Ao verificarmos a hipótese de partida que preconizava a existência de factores económicos que afectam sistematicamente as cotações das acções, obtivemos uma resposta positiva. Mais ainda, que durante o período em análise,

¹⁰ Devemos relembra que não são os factores em si que afectam a rentabilidade das acções mas sim a percepção que os investidores têm deles.

¹¹ Vários autores analisaram o papel da inflação sobre a cotação das acções nomeadamente Modigliani F. e R. Conh (1979) e Stulz M. (1986).

¹² Cf. indicadores da BVL (1996).

¹³ Cf. indicadores da BVL (1996).

existem três factores económicos que explicam 86,9% da Variância da cotação das empresas. Por seu lado, a aplicação da Análise das Componentes Principais às taxas de rendibilidade permitiu obter sete factores explicativos, que se viram reduzidos a três ao efectuarmos uma análise para os dois subgrupos distintos de empresas.

O primeiro factor poderá estar associado à tendência geral de mercado. A natureza do factor dois revela-se mais ambígua e provavelmente relacionada com o nível de endividamento das empresas, sintomático da sensibilidade ao risco das taxas de juro. O terceiro factor de risco poderá estar associado às estratégias dos investidores.

Relativamente a estudos análogos e contrariamente àquilo que seria de esperar em estudos deste tipo, os resultados obtidos pela nossa investigação revelaram-se surpreendentes. As principais diferenças encontradas devem-se à especificidade do mercado Português: um mercado pequeno e aberto, que evidencia a influência dos investidores; em particular em activos de reduzida liquidez. A existência de comportamentos irregulares por parte de alguns títulos, como é o caso da LISNAVE, BTA e BFE, distorce em parte as conclusões a que se chega.

Evidentemente que a questão da validade do modelo APT no mercado português é uma questão em aberto; embora as hipóteses de base não sejam postas em causa é desejável que outras investigações sejam efectuadas para afirmar se os proventos do nosso estudo empírico são definitivamente válidas ou não.

ANEXO I

Amostra representativa dos títulos que integram o índice PSI-20

Sigla utilizada	Designação das acções da empresa
1 - BCP	BCP - Banco Comercial Português, S.A. - Nom. e Port. Reg.
2 - BESCL	BESCL - Banco Espírito Santo, S.A. - Nom. e Port. Reg.
3 - BFE	BFE - Banco Fomento Exterior, S.A. - Nom.
4 - BPI	BPI - Banco Português do Investimento, S. A. - Nom. e Port. Reg.
5 - SOTTO	BPSM - Banco Pinto & Sotto Mayor, S. A. - Nom. e Port. Reg.
6 - TOTTA	BTA - Banco Totta & Açores, S. A. - Nom.
7 - CIMPOR	CIMPOR - Cimentos de Portugal, S. G. P.S. - Nom.
8 - ENGIL	ENGIL, Sgps.
9 - JM	Jerónimo Martins, S.G.P.S.
10 - LISNAVE	LISNAVE, S. A. - Nom. e Port. Reg.
11 - M. CONF	Mundial Confiança - Nom.
12 - MELLO	Banco Mello Comercial Nom.
13 - MODELO C	Modelo Continente, S. G. P. S.
14 - PT	Portugal Telecom, S. A.
15 - PORTUCEL	Portucel Industrial, S. A.
16 - SEMAPA	Semapa, S. G. P. S.
17 - SOPORCEL	SOPORCEL, S. A.
18 - TRANQ.	Tranquilidade, S. A. - Nom. e Port. Reg.
19 - UNICER	UNICER, S.A.
20 - SONAE IN	SONAE Investimentos, S. G. P. S.

ANEXO II

Média, desvio-padrão, valor mínimo, máximo, medida de Kurtosis e de enviesamento dos activos

Títulos	Valor mínimo	Valor máximo	Média	Desvio padrão	Medida de enviesamento	Medida de Kurtosis
BCP	-0,06594	0,10922	0,000492	0,0131	0,675	10,042
BESCL	-0,12702	0,06983	0,000914	0,0124	-1,280	19,997
BFE	-0,04232	0,07625	0,00196	0,0121	2,500	13,800
BPI	-0,12507	0,09719	0,000575	0,0168	0,035	8,932
CIMPOR	-0,051720	0,06503	0,00107	0,0103	0,539	4,589
ENGIL	-0,13725	0,16636	0,000927	0,0242	0,496	8,813
JM	-0,05685	0,10567	0,00247	0,0164	0,746	5,450
LISNAVE	-0,16049	0,18887	-0,00033	0,0351	0,568	6,844
MCONF	-0,15187	0,17308	0,00151	0,0338	0,423	6,019
MELLO	-0,16833	0,15755	0,000973	0,0299	-0,278	7,348
MODELO C	-0,15327	0,15465	0,000935	0,0265	-0,006	6,270
PT	-0,04809	0,07206	0,00172	0,0119	0,921	5,931
PORTUCEL	-0,10494	0,07911	0,000693	0,0163	-0,112	6,516
SEMAPA	-0,09618	0,08696	0,00245	0,0171	-0,561	6,743
SONAE IN	-0,09324	0,09882	0,00115	0,0152	0,228	9,394
SOPORCEL	-0,11234	0,14531	0,00179	0,0217	0,170	5,037
SOTTO	-0,06912	0,10483	0,00160	0,0183	-0,043	9,944
TOTTA	-0,11599	0,10469	0,000316	0,0172	1,320	7,936
TRANQ	-0,05956	0,05603	0,000739	0,0170	0,454	4,532
UNICER	-0,08752	0,10372	0,000211	0,0140	0,036	7,593

ANEXO III

Matriz de autocorrelação de Pearson, relativa à rentabilidade diária

Correlations

	BCP	BESCL	BFE	BPI	CIMPOR	ENGIL	JM	LISNAVE	COM MELLO	MODE	PT	PORTUC	SEMAP	SONAE	SOPOR	SOTTO	TOTTA	TRANQ	UNICER
BCP	1,000	,448**	,062	,405**	,410**	,193**	,474**	,104**	,183**	,096*	,411**	,397**	,329**	,484**	,152**	,026	,383**	,127**	,309**
BESCL	,448**	1,000	,151*	,340**	,335**	,119*	,366**	,109**	,168**	,118**	,345**	,342**	,366**	,401**	,131**	,090	,417**	,163**	,247**
BFE	,062	,151*	1,000	-,006	,091	-,079	,018	-,042	,035	-,028	-,023	,085	,074	,099	,068	-,011	,053	,077	,197**
BPI	,405**	,340**	-,006	1,000	,320**	,186**	,287**	,148**	,192**	,069	,385**	,376**	,284**	,467**	,107**	,079	,375**	,086*	,294**
CIMPOR	,410**	,335**	,091	,320**	1,000	,228**	,356**	,074	,264**	,124**	,432**	,401**	,429**	,439**	,156**	,027	,371**	,109**	,313**
ENGIL	,193**	,119*	-,079	,186**	,228**	1,000	,152**	,016	,130**	,132*	,398**	,119**	,156**	,205**	,096*	,066	,120**	-,086	,236**
JM	,474**	,366**	,018	,287**	,356**	,228**	1,000	-,064	,336**	,124*	,152**	,045	,071	,027	,155**	,086*	,291**	,157**	,315**
LISNAVE	,104**	,183**	-,042	,405**	,410**	,193**	,474**	1,000	,085*	-,070	,047	,045	,071	,027	,155**	,086*	,113**	,014	,058
M COM	,183**	,168**	,035	,192**	,264**	,130**	,336**	,085*	1,000	,089*	,332**	,310**	,348**	,215**	,060	,154**	,188**	,133**	,058
MELLO	,096*	,118**	-,028	,069	,124**	,132*	,124*	-,070	,089*	1,000	,164**	,071	,141**	,073	,055	,084	,107**	,064	,067
MODE	,142**	,206**	-,023	,279**	,208**	,079	,152**	,047	,097**	,085*	,190**	,195**	,294**	,256**	,058	,038	,207**	,075	,184**
PT	,411**	,345**	,085	,385**	,432**	,146**	,398**	,045	,332**	,164**	1,000	,341**	,286**	,424**	,140**	,086	,304**	,120*	,309**
PORTUC	,397**	,342**	,074	,376**	,401**	,119**	,249**	,071	,310**	,071	,195**	,341**	,326**	,400**	,274**	,076	,255**	,088	,305**
SEMAP	,329**	,484**	,099	,284**	,429**	,156**	,229**	,027	,348**	,141**	,294**	,326**	1,000	,416**	,267**	,034	,321**	,092	,391**
SONAE	,484**	,401**	,070	,467**	,439**	,156**	,424**	,155**	,215**	,073	,424**	,400**	,416**	1,000	,156**	,070	,465**	,137**	,339**
SOPOR	,152**	,131**	,068	,107**	,156**	,096*	,153**	,086*	,060	,055	,256**	,274**	,267**	,156**	1,000	,059	,154**	,057	,172**
SOTTO	,026	,090	-,011	,079	,027	,066	,082	,053	,154**	,084	,038	,086	,076	,034	,059	1,000	,043	-,037	,030
TOTTA	,383**	,417**	,053	,375**	,371**	,120**	,291**	,113**	,188**	,107**	,304**	,255**	,321**	,465**	,154**	,043	1,000	,106**	,269**
TRANQ	,127**	,163**	,077	,086*	,109**	-,086	,157**	,014	,133**	,064	,120*	,088	,092	,137**	,057	-,037	,106**	1,000	,060
UNICER	,309**	,247**	,197**	,294**	,313**	,236**	,315**	,058	,058	,067	,309**	,305**	,391**	,339**	,172**	,030	,269**	,060	1,000
BCP	,000	,278	,000	,000	,000	,000	,000	,005	,000	,018	,000	,000	,000	,000	,000	,571	,000	,001	,000
BESCL	,278	,012	,000	,000	,000	,013	,000	,005	,000	,005	,000	,000	,000	,000	,000	,061	,000	,000	,000
BFE	,000	,912	,000	,000	,116	,231	,799	,468	,540	,670	,687	,177	,247	,150	,227	,864	,349	,220	,001
BPI	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,082	,000	,025	,000
CIMPOR	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,070	,000	,004	,000	,000	,000	,000	,000	,555	,000	,009	,000
ENGIL	,000	,013	,000	,000	,000	,000	,002	,741	,004	,010	,088	,001	,009	,001	,035	,159	,009	,086	,000
JM	,000	,000	,000	,000	,000	,002	,240	,240	,000	,023	,002	,000	,000	,000	,002	,103	,000	,003	,000
LISNAVE	,005	,005	,468	,000	,070	,741	,240	,022	,022	,099	,215	,334	,135	,589	,021	,283	,003	,129	,000
M COM	,000	,000	,540	,000	,000	,004	,000	,022	,026	,008	,008	,001	,000	,000	,091	,001	,000	,001	,109
MELLO	,018	,005	,670	,086	,004	,010	,023	,099	,026	,039	,001	,156	,007	,068	,173	,102	,009	,142	,104
MODE	,000	,000	,687	,000	,000	,088	,002	,215	,008	,039	,000	,000	,000	,000	,111	,406	,000	,057	,000
PT	,000	,177	,000	,000	,000	,001	,000	,334	,000	,001	,000	,000	,000	,000	,001	,059	,000	,012	,000

	BCP	BESCL	BFE	BPI	CIMPOR	ENGIL	JM	LISNAVE	M COM	MELLO	MODE	PT	PORTUC	SEMAM	SONAE	SOPOR	SOTTO	TOTTA	TRANQ	UNICER
PORTUC	.000	.000	.247	.000	.000	.009	.000	.135	.000	.156	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.095	.000	.071	.000
SEMAM	.000	.000	.150	.000	.000	.001	.000	.589	.000	.007	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.479	.000	.073	.000
SONAE	.000	.000	.206	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.068	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.118	.000	.000	.000
SOPOR	.000	.000	.227	.003	.000	.035	.002	.021	.091	.173	.111	.001	.000	.000	.000	.194	.194	.000	.135	.000
SOTTO	.571	.061	.864	.082	.555	.159	.103	.283	.001	.102	.406	.059	.095	.479	.118	.000	.354	.354	.455	.513
TOTTA	.000	.000	.349	.000	.009	.009	.000	.003	.000	.009	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.354	.006	.006	.000
TRANQ	.001	.000	.220	.025	.009	.086	.003	.726	.001	.142	.057	.012	.071	.073	.000	.135	.455	.006	.006	.124
UNICER	.000	.000	.001	.000	.000	.000	.000	.129	.109	.104	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.513	.000	.124	.000
BCP	856	716	307	785	665	481	408	717	775	604	747	516	503	456	808	778	482	773	670	758
BESCL	716	780	278	713	601	433	367	653	710	554	681	460	451	410	739	705	431	708	613	697
BFE	307	278	343	311	302	230	193	305	305	231	299	255	245	213	328	316	227	311	258	307
BPI	785	713	311	864	670	479	412	723	786	614	760	516	508	462	817	792	484	782	676	768
CIMPOR	665	601	302	670	728	476	413	604	665	527	648	511	503	461	688	681	479	656	578	644
ENGIL	481	433	230	479	476	515	394	419	480	378	474	489	478	441	499	478	456	472	403	466
JM	408	367	193	412	413	394	435	341	401	336	413	417	411	384	417	406	398	406	345	393
LISNAVE	717	653	305	723	604	419	341	797	718	555	693	453	442	395	752	727	414	714	616	699
M COM	775	710	305	786	665	480	401	718	859	618	762	515	504	456	809	787	480	778	675	759
MELLO	604	554	231	614	527	378	336	555	618	668	588	408	399	360	628	620	379	596	527	586
MODELO	747	681	299	760	648	474	413	693	762	588	826	508	501	455	785	758	474	748	648	730
PT	516	460	255	516	511	489	417	453	515	408	508	556	513	463	534	523	486	505	438	503
PORTUC	503	451	245	508	503	478	411	442	504	399	501	513	543	462	521	506	488	497	424	491
SEMAM	456	410	213	462	461	441	384	395	456	360	455	463	462	493	469	461	448	451	382	441
SONAE	808	739	328	817	688	499	417	752	809	628	785	534	521	469	887	814	494	803	696	787
SOPOR	778	705	316	792	681	478	406	727	787	620	758	523	506	461	814	866	482	779	686	763
SOTTO	482	431	227	484	479	456	398	414	480	379	474	486	488	448	494	482	518	475	404	471
TOTTA	773	708	311	782	656	472	406	714	778	596	748	505	497	451	803	779	475	852	676	760
TRANQ	670	613	258	676	578	403	345	616	675	527	648	438	424	382	696	686	404	676	741	656
UNICER	758	697	307	768	644	466	393	699	759	586	730	503	491	441	787	763	471	760	656	834

** Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

* Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

QUADRO N.º 1
Factores extraídos para a cotação de fecho

Componente	Valor próprio	Percentagem da variância explicada	Percentagem acumulada
Factor 1	13,674	68,371	68,371
Factor 2	2,349	11,746	80,117
Factor 3	1,366	6,828	86,944

QUADRO N.º 2
Coeficientes de sensibilidade dos três factores extraídos

Ações	Factor 1 (bi1)	Factor 2 (bi2)	Factor 3 (bi3)
BCP	0,778	-0,468	-0,297
BESCL	0,99	0,00065	-0,0047
BFE	0,804	0,536	0,183
BPI	0,914	-0,186	-0,3
BTA	-0,255	0,729	-0,207
CIMPOR	0,878	0,4	0,00811
ENGIL	0,897	-0,234	0,224
JM	0,942	0,283	0,00881
LISNAVE	-0,479	-0,522	0,405
M CONF	0,973	-0,0064	-0,0026
B MELLO	0,514	-0,0005	0,701
MODELO C	0,959	-0,109	0,00996
PT	0,993	-0,0023	-0,0072
PORTUCEL	0,425	-0,24	-0,0027
SEMAPA	0,985	-0,0093	0,00377
SONAE IN	0,976	0,00701	0,138
SOPORCEL	0,926	-0,24	-0,0057
SOTTO	0,67	-0,366	-0,547
TRANQ	0,98	0,002709	0,108
UNICER	0,601	0,649	-0,195

QUADRO N.º 3
Total da variância explicada relativa à variação da cotação das acções

Componentes	Total	Percentagem da var. explicada (percentagem)	Percentagem acumulada da var. explicada (percentagem)
Factor 1	5,092	31,063	31,063
Factor 2	2,237	11,776	42,839
Factor 3	1,85	9,738	52,577
Factor 4	1,604	8,443	61,02
Factor 5	1,34	7,052	68,072
Factor 6	1,224	6,443	74,515
Factor 7	1,064	5,598	80,113

QUADRO N.º 4

Sensibilidade de variação dos activos bancários aos factores de risco

Títulos	Factor 1	Factor 2	Factor 3
BCP	0,72	-0,25	0,24
BESCL	0,73	0,42	-0,17
BFE	0,56	0,23	-0,51
BPI	0,29	-0,18	0,27
MELLO	-0,05	0,72	0,07
SOTTO	0,25	-0,66	-0,38
TOTTA	0,36	0,001	0,75

QUADRO N.º 5

Sensibilidade de variação dos activos aos factores de risco

Títulos	Factor 1	Factor 2	Factor 3
CIMPOR	0,79	-0,05	0,1
ENGIL	0,52	0,09	-0,47
JM	0,57	-0,33	0,14
LISNAVE	0,004	0,7	0,36
MCONF	0,62	-0,08	0,14
MODELO C	0,44	-0,14	-0,07
PT	0,71	-0,09	0,09
PORTUCEL	0,69	0,35	-0,11
SEMAPA	0,63	0,02	-0,28
TRANQ	0,31	-0,01	0,79
UNICER	0,63	-0,26	-0,0005
SONAE IN	0,8	-0,15	-0,05
SOPORCEL	0,45	0,65	-0,16

Referências bibliográficas

- ABY, C., UPTON, D., e HAYS, P. (1997), «Stability of the Arbitrage Pricing Theory Models Factors», *Quarterly journal of Business & Economics*, vol. 36, iss. 2 Spring, pp. 71-82
- BURMEISTER, E., ROLL, R., e ROSS, S. (1997), «A Practitioner's Guide to Arbitrage Pricing Theory», *A Practitioner's Guide to Factor Models*, Institute of Chartered Financial Analysts, Charlottesville.
- CHEN, N.. (1983), «Some Empirical Tests of The Investigation of the Theory of Arbitrage Pricing», *Journal of Finance*, pp. 1393-1414.
- CHENG, A. C. (1995), «The UK Stock Market and Economic Factors: a New Approach», *Journal of Business Finance & Accounting*, n.º 22, pp. 129-142.
- COBBAUT, R. (1987) *Théorie Financière*, Ed. Economica, Paris.
- DHRYMES, P. J., FRIEND, I., e GULTEKIN, B. (1982), *The Contribution of the Arbitrage Pricing Theory to Capital Asset Pricing*, Working Paper n.º 12-1982, The Wharton School, University of Pennsylvania.
- ELTON, E., e GRUBER, M. J. (1995), «Modern Portfolio Theory and Investment Analysis», 5ª ed., New York, J. Wiley & Sons, pp. 283-395.
- FAMA, E. F., e FRENCH, K. R. (1988), «Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies», *Journal of Finance*, vol. 51, pp. 55-84.
- FAMA, E. F., e MACBETH J.. (1973), «Risk Return and Equilibrium: empirical tests», *Journal of Political Economy*, vol. 1, Maio de 1974, pp. 43-66.
- GOETZMAN, W. (1997), *The Evaluating model: Arbitrage Pricing Theory*, Yale School of Management, New Haven, Connecticut.
- GUIBONS, Michel R. (1996), *Empirical Examination of the Return Generating Process of the Arbitrage Pricing Theory*, Research Abstract Paper n.º 881, Stanford University, Graduate School of Business.
- KING, B. F. (1966), «Market and Industry factors in Stock Price Behavior», *Journal of Business*, vol. 39, part. II.
- LAURENCE Peter (1996), *Fattori Economici e Mercato Azionario: una Verifica Empirica dell'Arbitrage Pricing Theory*, Università di Roma, Roma.
- LEHMANN, B., e MODEST, D. (1985), *The Empirical Foundations of the Arbitrage Pricing Theory I: The Empirical Tests*, Department of Economics, Working Paper n.º 291, Columbia University.
- LINTER, J. (1965), «The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risk Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets», *Review of Economics and Statistics*, vol. 47 (1965), pp. 13-37.
- MODIGLIANI, F., e CONH, R. (1979), «Inflation, Rational Valuation and the Market», *Financial Analysts Journal*, vol. 35, pp. 22-34.
- MOSSIN J. (1966), *Equilibrium in a Capital Asset Market*, *Econometrica*, n.º 34, pp. 768-773.
- MYERS, S. L. (1973), «A Re-Examination of Market and Industry Factors in Stock Price Behavior», *Journal of Finance*, vol. 28, n.º 3
- PEARSON e HOTELLING, H. (1933), «Analysis of a Complex of Statistical Variables into Principal Components», *Journal of Educational Psychology*, n.º 24, pp. 417-441 e 498-520.
- ROLL, R., e ROSS, S. (1980), «A Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory», *Journal of Finance*, Dec. 1980, p. 1073-1104.
- ROLL, R., e ROSS, S. (1995), «The Arbitrage Pricing Theory Approach to Strategic Portfolio Planning», *Financial Analysts Journal*, pp. 122-131.
- ROSS, S. (1976), «The Arbitrage Pricing Theory of Capital Asset Pricing», *Journal of Economic Theory*, n.º 13, pp. 344-360.
- ROSS, S., ROLL, R., e CHEN, N., (1983), *Economic Forces and the Stock Market*, Working Paper, U.C.L.A.- Dec. 1993.
- ROSS, S., WESTERFIELD, R., e JORDAN, B. (1995), *Fundamentals of Corporate Finance*, Ed. Irwin Series in Finance, 3ª ed.

- SERRA J. (1996), As anomalias do CAPM, dissertação de mestrado da FEUP, Porto.
- SHARPE, W. F. (1964), «Capital Asset Prices: a Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk», *Journal of Finance*, vol. 19 (1964) , pp. 425-442.
- STULZ, M. (1986), «Asset Pricing and Expected Inflation», *Journal of Finance*, Vol.41, pg. 209-223
- TEASE, W. (1993), «Le Marché Boursier et L'Investissement», *Revue Économique de l'O.C.D.E.*, n.º 20, pp. 45-65, Paris.
- VIALLET, C., e AFTALION, F., (1977) *Theorie du Portefeuille - Analyse du Risque et de la Rentabilité*, Presses Universitaires de France, 1.ª edição, Paris.
- VIRTANEN, I., e PAAVO, Y. (1988), *Arbitrage Pricing Theory and Empirical Applicability for the Helsinki Stock Exchange*, Working Paper n.º 7, European Institute for Advanced Studies in Management - EIASM.
- WESTON, F., e COPELAND T. (1988), *Financial Theory and Corporate Policy*, 3.ª ed., Addison-Wesley.
- ZISSWILLER, R., e QUINTART, A. (1985) *Theorie de la Finance*, Press Universitaires de France, 1.ª edição, Paris.

Abstract

This essay attempts to prove that some economic factors, systematically affecting the stock markets do exist. For this purpose, we sought Stephen Ross's famous 1976 theory: the Arbitrage Pricing Theory. For this evaluating model, the expected income are a linear function of the risk premiums of the various systematical economic factors. The results of the period analysis between January 1994 and November 1997 stress the existence of economic factors which affect the asset prices portuguese systematically and the different titles react in different ways according to the display of economic news alluding to the risk factors.
