

UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA
INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO

MESTRADO EM GESTÃO/MBA

Estimação temporal dos Betas:

Um teste ao modelo de Blume e de Vasicek. Uma aplicação ao mercado de capitais português.

Gualter Manuel Medeiros do Couto

Orientação: Doutor João Luís Correia Duque

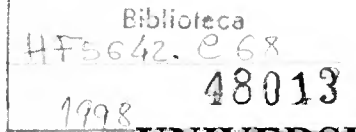
Professor Associado do Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade Técnica de Lisboa.

Júri:

Presidente: Doutor Carlos Manuel Pereira da Silva, professor associado com agregação do Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade Técnica de Lisboa

Vogais: Doutor Manuel José da Rocha Armada, professor associado com agregação da Escola de Economia e Gestão da Universidade do Minho; e Doutor João Luís Correia Duque.

Outubro de 1998

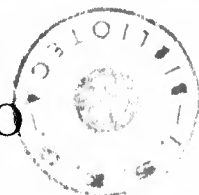


y 96089 744

UNIVERSIDADE

UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA

INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO



MESTRADO EM GESTÃO/MBA

Estimação temporal dos Betas:

Um teste ao modelo de Blume e de Vasicek. Uma aplicação ao mercado de capitais português.

Orientação: Doutor João Luís Correia Duque

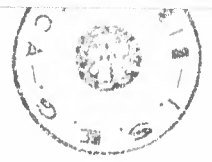
Professor Associado do Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade Técnica de Lisboa.

Júri:

Presidente: Doutor Carlos Manuel Pereira da Silva, professor associado com agregação do Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade Técnica de Lisboa

Vogais: Doutor Manuel José da Rocha Armada, professor associado com agregação da Escola de Economia e Gestão da Universidade do Minho; e Doutor João Luís Correia Duque.

Outubro de 1998



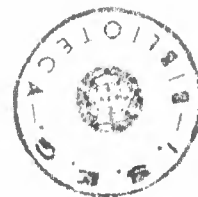
SÍNTESE

Esta dissertação consiste num teste empírico ao Modelo de Blume [71 e 75] e de Vasicek [73] sobre a evolução temporal dos Betas de títulos e de carteiras, originalmente aplicado no mercado de capitais norte-americano. Com este trabalho, procura-se aplicar estes modelos teóricos ao caso do mercado de capitais português (nomeadamente ao mercado de cotações oficiais da Bolsa de Valores de Lisboa), tentando dar resposta a duas questões pertinentes:

1ª) será que quer os Betas individuais de títulos quer os Betas de carteiras de valores apresentam uma tendência empírica para convergirem para a unidade? Qual a equação de comportamento para o mercado de capitais português?

2ª) caso tal se verifique, qual a razão que o justifica?

Palavras chave: beta; evolução temporal dos betas, betas históricos, betas estimados; tendência de ordem ou de selecção; ajustamentos.



ABSTRACT

This dissertation consists of an empirical test of Blume's model [71 e 75] and Vasicek's model [73] concerning the temporal evolution of securities and portfolio betas, originally applied to the American Stock Exchange. In the present study, we apply those models to the Portuguese Stock Market (namely to securities listed on the Lisbon Stock Exchange) and attempt to get the answer for two pertinent questions:

1^a) do individual securities betas and portfolio betas converge empirically to the unity?

Which is the behavioural equation for the Portuguese stock market?

2^a) if so, why does it occur?

Key words: beta; temporal evolution of betas; historic betas; estimated betas; rank bias or selection bias; adjustment.

ÍNDICE

1. Introdução	2
2 - Revisão de Bibliografia	6
2.1 – Considerações Introdutórias	6
2.2 - Estimação do Beta	6
2.3 - Precisão dos Betas Históricos	7
2.4 - Estabilidade e capacidade de previsão do beta: o problema da transacção pouco frequente – o caso português.	10
2.4.1 – Modelo de Scholes e Williams	12
2.4.2 – Estudos empíricos relacionados com o fenómeno da infrequência de transacção	15
2.5 – Ajustamento de Estimativas Históricas	24
2.5.1 - Técnica de Blume	28
2.5.2 – Técnica de Vasicek	36
2.6 – Precisão do Beta Ajustado	40
2.7 – Betas como Estimadores de Coeficientes de Correlação	43
2.8 – Estudos Empíricos Relacionados com o Problema	46
3 – Metodologia	48
3.1 - Medindo a Tendência dos Betas para Convergiem para Um – Técnica de Blume	50
3.2 - Medindo a Tendência dos Betas para convergiem para Um – Técnica de Vasicek	57
3.3 – Técnicas “Naives” de Estimação de Betas	60
3.4 – Metodologia de Scholes-Williams	61
4 – Dados	62
5 – Resultados Empíricos	76
6 - Conclusão	91
Bibliografia	94
Anexos	101

Lista de Tabelas

Tabela 2.3.1 – Associação de betas ao longo do tempo	8
Tabela 2.5.1.1 – Estimação de coeficientes beta para carteiras de 100 títulos em 2 períodos sucessivos	30
Tabela 2.5.1.2 – Medidas da Tendência de Regressão dos Coeficientes Beta Estimados para Títulos Individuais	32
Tabela 5.1 – Equação de Blume para os títulos individuais no mercado de capitais português	76
Tabela 5.2 – Limite para a tendência dos betas estimados pela equação de Blume	77
Tabela 5.3 – Intervalo de previsão para o beta estimado pela equação de Blume	78
Tabela 5.4 – Equação de Blume para títulos individuais no mercado de capitais português. Utilização de betas estatisticamente relevantes	80
Tabela 5.5 – Limite para a tendência dos betas estatisticamente relevantes estimados pela equação de Blume	81
Tabela 5.6 – Intervalo de previsão para os betas estatisticamente relevantes estimados pela equação de Blume	81
Tabela 5.7 – Comparação de erros de previsão para a estimação do beta de 1997. Utilização de betas anuais/dados diários	84
Tabela 5.8 - Comparação de erros de previsão para a estimação do beta de 1997. Utilização de betas anuais/dados diários – betas estatisticamente relevantes	84
Tabela 5.9 – Comparação de erros de previsão para a estimação do beta de 1998. Utilização de betas anuais/dados diários	86
Tabela 5.10 - Comparação de erros de previsão para a estimação do beta de 1998. Utilização de betas anuais/dados diários – betas estatisticamente relevantes	86
Tabela 5.11 – Comparação de erros de previsão para a estimação do beta de 1997. Utilização de betas anuais/dados quinzenais	87
Tabela 5.12 – Comparação de erros de previsão para a estimação do beta de 1998. Utilização de betas anuais/dados quinzenais	87

Lista de Quadros

Quadro 4.1 – Betas Históricos: Betas anuais/Dados diários	67
Quadro 4.2 – Betas Históricos: Betas anuais/Dados quinzenais	68
Quadro 4.3 – Betas Históricos: Betas bianuais/Dados diários	69
Quadro 4.4 – Betas Históricos: Betas bianuais/Dados quinzenais	70
Quadro 4.5 – Betas Históricos: Betas bianuais/Dados mensais	71
Quadro 4.6 – Betas Históricos: Betas trianuais/Dados diários	72
Quadro 4.7 – Betas Históricos: Betas trianuais/Dados quinzenais	73
Quadro 4.8 – Betas Históricos: Betas trianuais/Dados mensais	74
Quadro 4.9 – Betas Históricos Scholes-Williams: Betas anuais/Dados diários	75

Prefácio

Os que procuram mentoreação governarão as grandes vastidões sob o céu.

Os que se gabam de que são maiores do que os outros acabarão por cair.

Os que estão dispostos a aprender com os outros tornar-se-ão maiores.

Os que só se interessam pelo ego serão humilhados e diminuídos.

Shu Ching

Palavras proféticas proferidas há mais de vinte e cinco séculos

Agradecimentos

Gostaria em primeiro lugar de agradecer ao meu orientador, Professor João Duque, conhecedor profundo da matéria em causa, pela paciência e sábia e esclarecida orientação, bem como pela forma como sugeriu, conduziu e orientou a presente dissertação.

Ao Dr. Francisco Silva e ao Professor Cabral Vieira pelo apoio prestado.

Aos meus colegas de Departamento de Economia e Gestão da Universidade dos Açores que me substituíram na leccionação para ter tempo de elaborar a presente dissertação.

Aos meus amigos, Ana Isabel (Becas) e Renato, pela considerável ajuda e paciência com os meus estados de alma nem sempre positivistas.

Aos meus familiares e amigos pela solidariedade e estímulo.

Aos colegas das empresas onde presto serviço, por vezes sacrificadas em favor deste trabalho.

Finalmente, à Universidade dos Açores e ao seu director de departamento pela aposta e apoio.

Dedicatória

A todos aqueles que não desistem...

1. Introdução

A avaliação das diversas alternativas de aplicação no mercado de capitais é essencial para qualquer decisão de investimento. Deste modo, a avaliação inicia-se pela caracterização dos activos financeiros quanto à sua rendibilidade, grau de risco e liquidez. Paralelamente o investidor pondera os activos financeiros segundo o seu padrão de preferências e de utilidade, conforme a satisfação daquelas premissas como um todo. Assim, distingue-se a caracterização intrínseca do activo financeiro da avaliação subjectiva e individual da utilidade que aquele pode proporcionar ao investidor. Contudo, sabe-se que as expectativas e preferências formuladas sobre o activo financeiro diferem de indivíduo para indivíduo, bem como o acesso e a percepção da informação que influencia a formação dos preços também é bastante variável, logo os objectivos fixados por cada interveniente no mercado de capitais é bastante díspar. Uns dão maior importância ao factor risco, quer na sua aversão ou preferência directamente relacionada com a rendibilidade exigida, menor ou maior, conforme o caso. Outros darão maior importância à liquidez dos títulos, quanto à sua rapidez e facilidade em se transformarem em “dinheiro vivo”.

A análise do efeito do risco sistemático no processo gerador de rendimentos nos títulos negociados na Bolsa de Valores de Lisboa é justificada economicamente pela significância e pela necessidade de inferir correctamente os níveis e tendências do prémio de risco no mercado de títulos restrito. De facto, a estimação dos parâmetros de risco sistemático prova ser imperativa para decisões de investimento correctas, quer ao nível de carteiras quer ao nível da empresa e para a avaliação do desempenho. Uma comercialização pouco frequente, contudo, resultante da baixa liquidez do

mercado de títulos, quando não é tomada em consideração, pode levar a um sério enviesamento do estimador do parâmetro de risco sistemático.

O conceito de risco na comunidade financeira, sempre foi considerado de grande importância, face à necessidade de inclui-lo na análise de investimentos. No entanto, como é constituído o risco e como deve ser medido, é um assunto que continua a gerar controvérsia, principalmente no que diz respeito ao coeficiente de risco não diversificado ou, mais simplesmente, o coeficiente beta no modelo de mercado.

Vários estudos demonstram que os coeficientes dos betas estimados, pelo menos no contexto de uma carteira com um grande número de títulos, eram relativamente estacionários ao longo do tempo. Mesmo assim, assistia-se a uma tendência consistente para que uma carteira com, quer um baixo ou alto beta estimado num período, tivesse um beta estimado para o período seguinte menos extremo. Por outras palavras, os betas estimados revelam a tendência de convergência para a média principal de todos os betas. Este trabalho irá tentar mostrar, em detalhe, esta tendência de regressão, através da utilização da técnica aplicada originalmente por Blume e por Vasicek. Tentaremos igualmente encontrar uma equação de comportamento para o mercado português e compará-la com a identificada pelos autores às empresas norte-americanas.

Fundamental para a teoria financeira contemporânea é o conceito de risco sistemático ou beta de um título. Não é surpreendente que muito do trabalho empírico actual em finanças se concentre no problema da estimação deste risco sistemático ou beta. Apesar de, até hoje, muitas das estimativas terem utilizado rendibilidades mensais de

acções ordinárias, recentemente as rendibilidades diárias têm-se tornado mais acessíveis. Com estes novos dados são agora possíveis de realizar testes empíricos mais potentes, pelo que iremos procurar confrontar os resultados obtidos com rendibilidades diárias, quinzenais e mensais.

Infelizmente, a utilização de dados diários introduz no modelo de mercado um problema potencialmente sério a nível econométrico. Em particular, muitos títulos cotados em mercados financeiros organizados são transaccionados com pouca frequência, com poucos títulos a serem transaccionados de forma tão activa que os preços sejam reportados quase de forma contínua. Porque os preços da maior parte dos títulos são divulgados apenas em intervalos de tempo aleatórios distintos, um cálculo completamente preciso das rendibilidades ao longo de qualquer sequência fixa de períodos é virtualmente impossível. Por sua vez, isto introduz no modelo de mercado o problema econométrico de erros nas variáveis. Com dados diários este problema parece ser particularmente pertinente, daí a introdução de dados com menor ruído e de outras metodologias de estimação do beta, que tomaram em consideração este problema, nomeadamente a metodologia de Scholes e Williams [77].

Esta dissertação consiste, assim, num teste empírico ao Modelo de Blume [71 e 75], sobre a evolução temporal dos betas e a sua tendência para convergirem para a unidade, aplicado ao caso do mercado de capitais português (nomeadamente ao mercado de cotações oficiais da Bolsa de Valores de Lisboa), procurando responder às razões que possam explicar a constatação ou não dessa convergência para o beta de mercado. Por sua vez, iremos procurar determinar qual a técnica de previsão para os

betas que melhor se adapta ao mercado nacional, através do estudo do método de Blume [71], de Vasicek [73] e de dois modelos *naives* de estimação simples.

Este trabalho está organizado do seguinte modo: o segundo capítulo respeita à revisão de bibliografia respeitante ao tema da dissertação apresentada; o terceiro capítulo à apresentação das metodologias a testar, quer para a validação ou não da equação de Blume [71 e 75] no mercado de capitais português, quer para a previsão dos betas através dos modelos de Blume [71 e 75], de Vasicek [73] e de outros *Naives*. No quarto capítulo iremos definir a amostra e as respectivas variantes da sua utilização, bem como as variáveis a utilizar pelos modelos a testar. No quinto capítulo apresentaremos a análise e os resultados empíricos a que chegamos e, finalmente, no sexto capítulo encerraremos com as conclusões da investigação.

2 - Revisão de Bibliografia



2.1 – Considerações Introdutórias

O modelo de Índice Único ou modelo de Sharpe baseia-se na razão explicativa do comportamento da rentabilidade de um título através da sua correlação com o comportamento da rentabilidade do mercado, medido por um índice. Deste modo, a única razão pela qual um título oscila sistematicamente, prende-se com o movimento existente com o mercado, sendo este um pressuposto simplificador da realidade, bastando para a estimação um modelo de regressão simples.

2.2 - Estimação do Beta

O uso do modelo de um só índice procura uma estimativa para o beta de cada título potencial, candidato à formação da carteira. Contudo, a estimação do beta futuro pode resultar da estimação do beta do passado, usando-se este beta histórico como uma estimativa do beta futuro. Parece evidente, como refere Elton & Gruber [95] que os betas históricos fornecem informações úteis sobre os betas futuros. Além disso, algumas técnicas interessantes de previsão foram desenvolvidas com o intuito de fornecerem informação a partir do estudo de dados históricos. Contudo, os analistas devem também concentrarem-se no estudo das influências que poderão alterar o beta no futuro. Nesta área, procura-se estudar algumas técnicas que têm sido propostas para a estimação dos betas. Tais técnicas podem ser classificadas como sendo medidas dos betas históricos ou correções aos betas históricos face à tendência destes em se

aproximarem da média quando se estimam períodos futuros e/ou correcções às estimações históricas através da adição de informações relevantes sobre as empresas.

Os valores para $\hat{\alpha}_i$ e $\hat{\beta}_i$ produzidos pela análise de regressão são estimações dos verdadeiros valores de α_i e β_i dos títulos. Como estimações que são estão sujeitas a erro, uma vez que podem não ser idênticas aos verdadeiros α_i e β_i que existem para um determinado período, daí a consideração de um intervalo de confiança para Alphas e Betas, perante o pressuposto da estabilidade dos parâmetros. Contudo, o processo complica-se perante o facto de que α_i e β_i não serem perfeitamente estáveis ao longo do tempo, uma vez que, sempre se esperam alterações nas características fundamentais da empresa.

No entanto, apesar da possibilidade de erro existente na medição do β_i e da possibilidade de alterações a todo o momento no β_i , a maneira mais eficaz de previsão do β_i para um período futuro, como avança Elton & Gruber [95], está em usar o β_i obtido via análise de regressão a um período passado.

2.3 - Precisão dos Betas Históricos

Wagner [94] sugere que a teoria de mercado de capitais começou como uma teoria positiva. Explicava como as acções seriam cotadas se todos os agentes fossem eficientes (em média/ variância) nas suas atitudes em relação ao risco *versus* rendibilidade. Contudo, desde o princípio, os dados não se ajustaram à teoria. Os verdadeiros investidores não se comportavam de acordo com as regras do CAPM – *Capital Asset Pricing Model*. Portanto, a teoria dos betas clássicos falha ao não estar

de acordo com as fricções com as transacções diárias. A teoria sugere que o risco de volatilidade anula-se, o que raramente será o caso.

Logo, o primeiro passo lógico a tomar na observação dos betas está em conhecer qual a associação que existe entre os betas de um período e os betas do período adjacente. Tanto Blume [75] como Levy [71] fizeram testes extensivos sobre a relação entre betas ao longo do tempo. Blume determinou os betas através do uso de regressões sobre séries temporais mensais durante um período de 7 anos. Blume determinou, ainda, o beta de uma carteira com um único título, com 2 títulos, com 4 títulos e assim por diante, até constituir uma carteira com 50 títulos e, para cada tamanho da carteira, examinou se a correlação entre os betas era alta entre um período e um segundo período.

Tabela 2.3.1 - Associação de Betas ao longo do tempo

Número de títulos numa carteira	Coefficiente de correlação	Coefficiente de determinação
1	0.60	0.36
2	0.73	0.53
4	0.84	0.71
7	0.88	0.77
10	0.92	0.85
20	0.97	0.95
35	0.97	0.95
50	0.98	0.96

Fonte: Blume [75]

A tabela 2.3.1 apresenta o resultado típico que mostra a grande correlação que existe para os betas entre os períodos Julho/1954 a Junho/1961 e Julho/1961 a Junho/1968. Pode concluir-se da tabela que, enquanto os betas em grandes carteiras contêm um grau de informação bastante relevante sobre os futuros betas naquelas carteiras, betas de títulos individuais contêm muito menos informação sobre o beta futuro desse título. Uma razão pela qual os betas de um período diferem dos betas de um segundo período

é que o risco (Beta) do título ou carteira poderá alterar-se. Uma segunda razão é que o beta em cada período é medido com um determinado erro aleatório. Logo, quanto maior for o erro aleatório, menor será o poder de previsão dos betas de um período sobre os betas do período seguinte. No entanto, alterações nos betas dos títulos serão diferentes de título para título. Algumas serão para cima e outras para baixo. Note-se que estas mudanças tendem a anular-se numa carteira.

Por outro lado, espera-se que os erros na estimação do beta em títulos individuais tendem a extinguir-se quando se faz a combinação de títulos, pois haverá um menor erro na medição do beta da carteira. Ora veja-se: assumindo que a relação entre R_{it} e R_{mt} é descrita como uma distribuição normal bivariada e estacionária, então o erro padrão na medição do beta para um título é dado por,

$$\sigma_{\beta i} = \frac{\sigma_{ei}}{\sigma_m} \quad (2.3.1)$$

O erro padrão para um beta de uma carteira é dado por

$$\sigma_{\beta c} = \frac{\sigma_{ec}}{\sigma_m}, \text{ onde} \quad (2.3.2)$$

$$\sigma_{ec}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (e_{ct})^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\sum_{i=1}^N x_i e_{it} \right)^2 \quad (2.3.3)$$

com:

$\sigma_{\beta i}$ = desvio-padrão do beta do título i ;

$\sigma_{\beta c}$ = desvio-padrão do beta da carteira de títulos c ;

σ_m = desvio-padrão da rendibilidade do mercado;

σ_{ei} = desvio-padrão do erro aleatório do título i ;

σ_{ec} = desvio-padrão do erro aleatório da carteira c ; e

ei = erro aleatório.

Onde N consiste no número de títulos da carteira e T representa o número de períodos de tempo.

Note-se que, se os pressupostos do modelo de índice único se verificarem e se os títulos forem colocados em iguais proporções, o erro padrão do beta numa carteira será igual à média do erro padrão de todos os títulos multiplicada pelo inverso do número de títulos na carteira.

Desde que os betas da carteira sejam medidos com o menor erro possível e desde que os betas da carteira variem menos do que os betas dos títulos, então estão criadas todas as condições para que os betas históricos das carteiras sejam melhores estimativas para os betas futuros do que os betas históricos dos títulos individualmente considerados.

2.4 - Estabilidade e capacidade de previsão do beta: o problema da transacção pouco frequente – o caso português.

A robustez dos betas estimados, muitas vezes discutida na literatura, bem como a capacidade de previsão dos betas estão muitas vezes relacionadas com o intervalo de estimação utilizado, quer seja o mês, a semana, o dia ou outro qualquer período. O mercado será tanto mais ilíquido quanto menor for a frequência de transacção dos títulos, por sua vez, quanto menor for a frequência de transacção, maiores serão os enviesamentos e as ineficiências que afectarão a estimativa do beta.

A liquidez consiste na capacidade de transformar a breve trecho um activo em meios líquidos de pagamento, sendo uma das funções das bolsas de valores a própria promoção da liquidez dos valores mobiliários nelas negociadas. Logo, os detentores dos títulos admitidos e cotados em bolsa dependem da liquidez desses valores e do mercado respectivo, para com maior ou menor brevidade, no caso de desejarem, transformarem os títulos respectivos em moeda. Por outro lado, pretende-se que as transacções sejam efectuadas em condições de total transparência (outro meio pelo qual um valor mobiliário proporciona liquidez aos seus investidores deriva dos fluxos de caixa das empresas, associados ao respectivo pagamento dos rendimentos directos proporcionados pelos títulos, nomeadamente juros e/ou dividendos, ou do seu eventual reembolso).

Para os emitentes, a liquidez, ou falta dela, implica um preço importante a pagar. No caso das acções, a falta de liquidez pode levar a dificuldades de colocação de novas emissões, podendo, inclusivamente, baixar o valor de subscrição ou, no caso do investidor, a dar ordens de venda a preços mais baixos com o intuito de poder realizar a venda. No caso das obrigações, a iliquidez pode traduzir-se pelo aumento das taxas de juro.

O problema da transacção pouco frequente tornou-se mais significativo à medida que foi possível elaborarem-se mais testes empíricos sobre períodos de estimação menores, como o dia, apesar de proporcionar investigações mais valiosas. Este tema foi e continua a ser alvo de vários estudos empíricos.

O fenómeno da transacção pouco frequente traduz-se, assim, pela sua descontinuidade, não existindo uma distribuição contínua de rendimentos dos títulos, o que implica um enviesamento nas estimativas para o beta. Este é originado pelo facto de serem feitas regressões de rendimentos descontínuos das acções contra rendimentos contínuos de mercado. Este problema também foi levantado por Fisher [66] que alertou para o caso da construção do índice, que acaba por ser composto por acções pouco líquidas, provocando uma série de correlações positivas nos rendimentos do índice e, conseqüentemente, o enviesamento resultante da subestimação da variância dessas rendibilidades. O mesmo se passa com a covariância das rendibilidades das acções com a rendibilidade do índice. O enviesamento da covariância dos rendimentos das acções com grande liquidez com os rendimentos do mercado é substancialmente menor, pelo que o beta de títulos transaccionados com pouca frequência é subestimado, enquanto que o beta de títulos transaccionados com grande frequência é sobre-estimado.

Note-se que dada a imaturidade do mercado de capitais português, o fenómeno da iliquidez torna-se mais acentuado em comparação com mercados maiores em dimensão e tradição.

2.4.1 – Modelo de Scholes e Williams

Scholes e Williams [77] desenvolveram um modelo com o objectivo de atenuar os efeitos do problema da infrequência de transacção, provocados na estabilidade e capacidade de previsão do beta.

Nesta metodologia, considerou-se a rendibilidade do mercado como variável independente, medida no mesmo período de tempo que a rendibilidade do título respectivo, entre o momento imediatamente anterior e posterior, ou seja, entre períodos de tempo consecutivos. Nesta teoria não é necessário conhecer o momento da transacção, bastando ter conhecimento da ocorrência de transacção num determinado período de tempo.

Para a determinação do beta de Scholes-Williams [77], procede-se inicialmente à determinação dos coeficientes de inclinação das regressões lineares simples da rendibilidade observada de cada título face, respectivamente, à rendibilidade observada do índice de mercado, no momento anterior, concomitante e posterior, através da equação:

$$R_{im} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{M_{m+j}} + ei; \text{ com } j = -1, 0, 1 \quad (2.4.1.1)$$

em que:

R_{im} – representa a rendibilidade do título i no momento m ;

$\hat{\alpha}_i$ – constante do modelo;

$\hat{\beta}_i$ – coeficiente de inclinação do título i obtido em cada regressão;

R_{mj} – rendibilidade do mercado no momento $m-1$; m e $m+1$; e

ei - erro aleatório (resíduo) com média zero e variância constante.

Em seguida, determina-se a estimativa do beta Scholes-Williams [77] através da agregação dos coeficientes de inclinação acima obtidos em cada uma das regressões lineares simples, a partir da expressão:

$$\hat{\beta}_i = \frac{\hat{\beta}_i^{-1} + \hat{\beta}_i^0 + \hat{\beta}_i^{+1}}{1 + 2\rho_M} \quad (2.4.1.2)$$

em que:

$\hat{\beta}_i$ - estimativa do beta Scholes-Williams [77] para o título i ;

$\hat{\beta}_i^{-1}$ - coeficiente de inclinação obtido da regressão linear simples do título i no momento m com a rendibilidade do mercado no momento $m-1$;

$\hat{\beta}_i^0$ - coeficiente de inclinação obtido da regressão linear simples do título i no momento m com a rendibilidade do mercado no momento m ;

$\hat{\beta}_i^{+1}$ - coeficiente de inclinação obtido da regressão linear simples do título i no momento m com a rendibilidade do mercado no momento $m+1$;

ρ - coeficiente de autocorrelação de mercado.

Esta metodologia caracterizou-se, sobretudo, por combinar a introdução de rendibilidades de mercado síncronos e assíncronos relativamente à rendibilidade dos títulos.

O modelo aqui apresentado baseia-se nos seguintes pressupostos:

- o enviesamento na estimativa do beta deriva apenas da infrequência de transacção;
- e
- considera-se que os períodos em que não se verificam transacções são distribuídos idêntica e independentemente ao longo do tempo. Deste modo, o modelo assume que qualquer informação perdida num intervalo de tempo omitido, por não se verificar transacções, é recuperada sempre que volta a ocorrer a transacção.

Scholes e Williams [77] propôs, então, um estimador para ajustar as estimativas dos betas obtidas pelos mínimos quadrados simples, quando os títulos são transaccionados com pouca frequência (quanto menor for a frequência de transacção, maior é a iliquidez do mercado e, conseqüentemente, maiores enviesamentos e ineficiências afectarão o beta). Utilizando acções da NYSE, estas confirmaram que o estimador por eles proposto corrige o enviesamento, devido às transacções serem pouco frequentes.

2.4.2 – Estudos empíricos relacionados com o fenómeno da infrequência de transacção

Bartholdy e Riding [94] investigaram o fenómeno das transacções pouco frequentes, concluindo que estas induzem a estimativas enviesadas do coeficiente do risco do beta. Foi apresentada por eles a eficácia das abordagens que procuram corrigir este enviesamento e comentaram a extensão das transacções pouco frequentes dos títulos da Nova Zelândia. Foram obtidas estimativas dos parâmetros livres do enviesamento relacionado com as transacções pouco frequentes. Estas foram posteriormente comparadas com as estimativas obtidas utilizando os mínimos quadrados simples aplicados de forma convencional a dados não sincronizados, com e sem procedimentos de correcção do enviesamento. As estimativas dos betas dos mínimos quadrados simples mostraram-se menos enviesadas, mais eficientes e tão consistentes quando comparadas com os estimadores de Dimson [79] e de Scholes-Williams [77]. As estimativas mais baixas para o beta são, portanto, associadas a transacções menos frequentes.

Vários autores, tais como MartiKainen [91], Dimson e Marsh [83], concluíram que, por um lado, o efeito da transacção pouco frequente é mais forte quando os rendimentos são calculados diariamente e, por outro lado, à medida que os betas vão sendo estimados a partir de rendimentos semanais ou mensais, estes tendem a possuir valores superiores. Contudo, o fenómeno “transacção pouco frequente” provoca estabilidade.

Entre nós, Escalda [93], testou o método *Mínimos Quadrados Simples (MQS)*, bem como o método de Scholes e Williams [77], no mercado de capitais português e concluiu que apesar do primeiro, conforme definido pelos autores, contribuisse para corrigir parte do enviesamento provocado pela transacção pouco frequente, não eliminava alguns parâmetros de avaliação do risco sistemático a nível de robustez estatística, para as empresas com menor frequência de transacção.

Ao aplicar o segundo método, a fim de ao introduzir-se mais informação, procurar atingir melhorias estatísticas nas estimativas, concluiu que o método de Scholes e Williams [77] é mais eficiente que o MQS em mercados com pouca liquidez. Contudo, para títulos demasiado ilíquidos (em média um décimo dos dias em que o mercado está aberto), não é possível determinar o beta, uma vez que os preços são pouco transparentes, resultando de operações esporádicas.

Ainda Escalda [94] no sentido de avaliar os parâmetros, bem como a capacidade de previsão e a estabilidade das estimativas e respectiva tendência para a regressão em torno da média, testou os métodos de Scholes e Williams [77] e “*Trade-to-Trade*”,

concluindo que estes são satisfatórios relativamente à estabilidade, existindo uma certa estacionaridade das estimativas do beta à medida que o intervalo de estimação aumenta, sobretudo quando é aplicado o ajustamento bayesiano. Contudo, as estimativas anuais para o beta continuam a não ser estacionárias. Por fim, concluiu que os betas extremos têm tendência para regredir em torno da média. Perante o efeito do ajustamento bayesiano, as estimativas possibilitam maior capacidade de previsão.

Lee e Chen [82] utilizaram o modelo VRMM – *Variable Mean Response Regression* para testar simultaneamente a estabilidade e a tendência de regressão dos coeficientes dos betas. A aplicação do modelo VRMM permite a decomposição do beta numa constante, tendência e componente aleatória. Para tal, foram utilizados os dados mensais de 363 empresas norte-americanas, de Janeiro de 1965 a Setembro de 1979, para testar a estabilidade do beta e a existência de uma tendência de regressão para os coeficientes do beta. Os resultados empíricos indicam que cerca de metade das empresas tiveram um beta instável ao longo do período de 10 anos e que um número significativo de empresas da amostra tiveram variações nos betas. Os resultados são consistentes com as conclusões de Blume [75], de que alguma da tendência de regressão dos coeficientes dos betas permanece ao longo do tempo. O erro quadrático médio de previsão obtido no modelo foi menor do que aquele obtido pelas estimativas dos betas tradicionais com coeficientes fixos. Depois de eliminar quer a tendência quer a componente aleatória do risco do beta, concluiu-se que a variância residual não se encontra correlacionada com a rendibilidade do título. Isto sugere que o risco aleatório pode ser confundido com o ruído dos betas aleatórios.

Estes métodos, estudados e desenvolvidos por vários autores, relativamente ao ajustamento dos betas, revelam-se de uma grande importância, uma vez que, só após a garantia que os métodos utilizados são estatisticamente relevantes, se pode garantir a qualidade da estimativa e respectivas projecções. Também a estimativa do beta, enquanto medida da expectativa de risco para o futuro, só poderá ser aceite como estatisticamente válida, se responder afirmativamente aos requisitos das regras estatísticas, sendo fundamental a estabilidade dos betas *versus* enviesamento, ineficiência e erro aleatório.

Quanto à estabilidade da estimativa do beta, esta tende a diminuir quando determinada pela aplicação de metodologias alternativas de estimação do beta, face à infrequência de transacção. Logo, de facto existe uma estabilidade aparente provocada pela infrequência de transacção.

Recentemente, desenvolveu-se algum trabalho na tentativa de incorporar mais dados acerca da informação, relativamente à rendibilidade histórica para a previsão de betas.

Escalda [93] estudou a relação entre rendibilidade esperada e risco dos títulos, deduzida através da aplicação do *Capital Asset Pricing Model*, originalmente desenvolvido por Sharpe, Lintner e Mossin e clarificado por Fama [68]. Este modelo mostra que, em equilíbrio, a rendibilidade esperada de um título está relacionada de uma forma linear e positiva com o nível do parâmetro de risco sistemático, conhecido vulgarmente por beta,

$$E[r_i] = r_f + \beta_i E[r_m - r_f] \quad (2.4.2.1)$$

onde,

$E[r_i]$ é a rendibilidade esperada do título i

r_f é a taxa de juro sem risco

β_i é o parâmetro de risco sistemático (beta) para o título i

$E[r_m - r_f]$ é a rendibilidade adicional esperada na carteira de mercado versus título sem risco.

O prémio de risco para um título individual é proporcional ao prémio de risco para o mercado. A constante de proporcionalidade β_i pode, então, ser interpretada como a medida de risco para cada título.

Assumindo que a rendibilidade de cada título segue uma distribuição normal multivariada e que esta é observada de forma contínua, com uma média e uma variância constantes, foi possível re-escrever a expressão acima a nível *ex-post*, permitindo a aplicação empírica do *CAPM*,

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (2.4.2.2)$$

onde $\alpha_i = \bar{r}_i - \beta_i \bar{r}_m$, $\beta_i = \sigma_{im} / \sigma_m^2$ e ε_{it} é um parâmetro residual aleatório, ortogonal a r_{mt} e que segue uma distribuição normal, com média nula e uma matriz de variâncias constante.

Na prática, contudo, como a maior parte dos títulos são comercializados com pouca frequência, o autor defende que a descontinuidade da série das respectivas rendibilidades dá lugar a dificuldades econométricas óbvias na estimação dos parâmetros do modelo. Pois, dado que as rendibilidades dos diferentes títulos são observáveis em momentos não sucessivos, com intervalos de tempo aleatórios, uma

sequência completa das rendibilidades de todos os títulos no mercado durante uma sequência fixa de tempo é virtualmente impossível de se obter. Por outro lado, como a rendibilidade em qualquer mercado bolsista é obtida por um processo de agregação das rendibilidades dos títulos individuais, esta variável irá conter erros de medição, sempre que não se cobrirem todas as empresas do mercado. Este problema é vulgarmente conhecido em econometria como “*erros na mediação das variáveis*” e parece ser particularmente severo ao nível das propriedades dos estimadores dos mínimos quadrados simples.

Sempre que a rendibilidade calculada é utilizada como *proxy* das rendibilidades não observáveis, i. é, com erros nas variáveis do modelo de mercado, o estimador dos *MQS* para o parâmetro beta, é enviesado e inconsistente

$$p \lim(\hat{\beta}_i - \beta_i) \neq 0, \quad (2.4.2.3)$$

situação que se agrava quanto menos frequentes forem as observações do mercado bolsista em análise.

Como resultado, a análise que desenvolvemos sobre medidas de risco sistemático deverá ter em atenção as condições específicas do mercado de títulos português, particularmente no que respeita à sua pequena dimensão e, nalguns casos, à infrequência da negociação.

Fowler, Rorke e Jog [80], aplicaram o estimador de Scholes-Williams [77] a acções da TSE que sofriam de problemas graves devido à infrequência das transacções e concluíram que, a utilização do estimador de Scholes-Williams [77] para as acções da

TSE não produz quaisquer benefícios significativos quando comparado com o estimador dos mínimos quadrados simples. Fowler, Rorke e Jog [80] analisaram ainda quer a magnitude do enviesamento das estimativas dos betas resultantes da infrequência das transacções para acções da TSE, quer a eficácia dos estimadores de Scholes-Williams [77] e Dimson [79], em ultrapassar o enviesamento das estimativas dos betas. Eles concluíram que, enquanto o estimador de Scholes-Williams [77] é eficiente ao corrigir o enviesamento do beta, ele tende a tornar as estimativas ineficientes. Pelo contrário, o estimador dos mínimos quadrados simples é enviesado mas estatisticamente eficiente. Por esta razão, eles recomendaram que metodologias de investigação que se concentravam na análise aos resíduos das acções da TSE fossem utilizadas pelo estimador dos mínimos quadrados simples. Adicionalmente, Fowler e Rorke [83] descobriram que o estimador de Dimson [79], quando aplicado às acções canadianas, não é consistente. Logo, a sua capacidade em remover o enviesamento devido à infrequência das transacções não é generalizada.

O estudo de Boabang [96], concentrou-se nas acções canadianas. A maior parte das acções canadianas são transaccionadas com pouca frequência e as respectivas estimativas dos betas obtidas a partir do modelo de regressão de mercado sofrem de um severo enviesamento. Isto leva a que se altere a distribuição dos resíduos estimados para corrigir o enviesamento dos mesmos. Para tal, utiliza-se as técnicas de Scholes-Williams [77] e Dimson [79] para ajustar o enviesamento das estimativas do beta. Dadas as conclusões de Fowler, Rorke e Job [79] e [80] e Fowler e Rorke [83], justifica-se a necessidade de um modelo de ajustamento dos betas que elimine todas as fontes de enviesamento dos erros de previsão do beta.



O estudo de Boabang [96] difere do dos outros investigadores pelas seguintes razões:

- a) o modelo de ajustamento dos betas é uma função do enviesamento de ordem, do processo que gera os betas verdadeiros e dos efeitos de transacções pouco frequentes. Dimson e Marsh [83] especulam sobre esta relação para acções do Reino Unido, mas não estabeleceram a natureza desta relação;
- b) a presença de transacções pouco frequentes das acções afecta a tendência de regressão dos betas, através do seu efeito na correlação trans-seccional entre betas de períodos sucessivos de tempo. Em estudos onde os efeitos das transacções pouco frequentes são conhecidos e corrigidos (e.g. Dimson e Marsh [83]; Fowler, Rorke e Jog [79] e [80]; Fowler e Rorke [83]), a metodologia empregue difere daquela proposta por Boabang [96];
- c) a correlação trans-seccional é uma função do processo que gera os betas verdadeiros, bem como dos efeitos das transacções serem pouco frequentes. Isto tem implicações em estudos que utilizam matrizes de transição ou coeficientes de correlação para analisar a estabilidade dos betas ao longo do tempo; e
- d) os estimadores de Blume [71] e de Bayes-Vasicek [73] são casos especiais mais restritos do estimador para o beta proposto por Boabang [96].

Quando os betas obedecem a um processo estacionário com uma variância constante e com erros de estimação que não são autocorrelacionados, espera-se que os resultados sejam consistentes com os de Vasicek [73] e Blume [75]. Contudo, quando os betas obedecem a um processo estacionário com uma variância que não é constante, então o modelo proposto por Boabang [96] deverá comportar-se melhor, em termos de erro quadrático médio, do que os outros modelos estudados.

Para comparar a técnica de ajustamento do beta com aquelas de Bayes-Vasicek [73], Blume [75] e Dimson e Marsh [83], Boabang [96] utilizou o erro de previsão quadrático médio (EQM) para analisar a capacidade de cada uma das técnicas de ajustamento em prever os betas. A técnica EQM foi utilizada pelos seguintes motivos:

- a) a componente de enviesamento reflecte alterações nos betas médios ao longo do tempo. Isto poderá também ser utilizado para testar a validade do processo de geração dos betas proposto por Boabang [96]. Se os betas seguem um processo estacionário, será então de esperar que a componente de enviesamento tenha um efeito negligenciável no EQM;
- b) a utilização do coeficiente de correlação para examinar a estabilidade dos betas ao longo do tempo falha ao tentar medir o efeito do enviesamento na eficiência. Ele detecta apenas o efeito na componente de erro aleatório no EQM; e
- c) a utilização do EQM permite-nos analisar os efeitos do coeficiente de correlação trans-seccional e das transações pouco frequentes na tendência de regressão dos betas. Isto é medido através da componente ineficiente do EQM.

Assim, Boabang [96] incorporou os efeitos do processo que gera os betas verdadeiros para acções cotadas na TSE, bem como os efeitos de transacções pouco frequentes no modelo de ajustamento dos betas. Notou-se que as técnicas de ajustamento de Blume [75] e Dimson e Marsh [83] ajudam a eliminar o erro de previsão do beta através do enviesamento de tendência da regressão. Os efeitos de outras fontes de erro de previsão, incluindo o enviesamento (que se reflecte em flutuações da média dos betas) e o erro aleatório (que se reflecte no coeficiente de correlação entre betas de períodos sucessivos) foram ignorados.

2.5 – Ajustamento de Estimativas Históricas

Um aspecto importante na análise de investimentos é a estimação dos betas de um título ou de uma carteira de títulos a partir de regressões do modelo de mercado. Estas estimativas *proxy* para o risco sistemático, permitem aos investidores fazerem inferências sobre a *performance* das empresas e desenvolverem técnicas que permitem prever o seu nível de risco futuro. A confiança sobre os modelos de previsão dos betas tem sido associada à estabilidade das estimativas dos betas. Blume [71] e [75] foi o primeiro a identificar as tendências de regressão das estimativas dos betas obtidas pelos mínimos quadrados simples a todas as acções cotadas *na New York Stock Exchange* entre Janeiro de 1926 a Junho de 1968, e que foram mais tarde estudadas por Elgers, Haltiner e Hawthorne [79], Dimson e Marsh [83] e Kolb e Rodriguez [89]. Blume [71] analisou a capacidade das estimativas dos betas, pelos mínimos quadrados simples para o caso da NYSE, em variar gradualmente ao longo do tempo. Isto implica que as estimativas dos betas para um dado período são aproximações enviesadas dos seus valores futuros. Um estudo adicional de Blume [75] concluiu o seguinte:

- a) a média dos betas tende a convergir para o valor um ao longo do tempo;
- b) a tendência de regressão para a unidade é mais forte para carteiras de baixo risco do que para carteiras de risco elevado; e
- c) enquanto que os betas extremos demonstram uma tendência de longo prazo para convergirem para a média do mercado, os betas próximos da média num período tendem a afastarem-se da média no período seguinte.

Enquanto a tendência de convergência para a unidade dos betas extremos é largamente aceite pelos investigadores, fez-se muito pouco para explicar as tendências de regressão dos betas próximos da média. Elgers, Haltiner e Hawthorne [79] argumentaram que a tendência de regressão dos betas é o resultado do facto de os betas verdadeiros estarem correlacionados de forma imperfeita e do facto da variância da distribuição dos betas diminuir ao longo do tempo, para assegurar a estabilidade da distribuição dos betas. Esta conclusão foi refutada por Blume que demonstrou empiricamente que as conclusões obtidas por Elgers e outros não são sempre verdadeiras, logo não se podem generalizar. Kolb e Rodriguez [89] estudaram a tendência de regressão dos betas próximos da média e concluíram que a tendência dos betas próximos da média movem-se em direcção aos extremos, funcionando de forma a eliminar a tendência dos betas extremos em se moverem em direcção à média, fazendo, assim, com que a distribuição dos betas não convirja para um. O modelo de tendência de regressão dos betas de Blume assume que betas sucessivos seguem uma normal bivariada de forma a que os betas verdadeiros possam ser representados por um processo aleatório estacionário com variância constante. Elgers e outros [79] presumem que os betas obedecem a um processo estacionário, mas com uma variância que se altera ao longo do tempo. Kolb e Rodriguez [89] assumem que os betas seguem de forma conjunta e aproximada uma distribuição normal e que a distribuição trans-seccional dos betas é estacionária ao longo do tempo.

As conclusões empíricas sobre a estacionaridade dos betas dos títulos têm sido controversas. Contudo, a maior parte dos investigadores acredita que os verdadeiros betas são gerados por processos estacionários. Por exemplo, Fabozzi e Francis [78], Alexander e Benson [82], Chen e Lee [82], D'Souza, Brooks e Oberhelman [89] e

Boabang [92], todos suportaram o argumento que as séries de betas verdadeiros de títulos individuais seguiam um processo autoregressivo de primeira ordem estacionário. O desacordo entre estes investigadores refere-se ao valor do parâmetro autoregressivo. Fabozzi e Francis [78] e Alexander e Benson [82] assumem que o valor deste parâmetro é zero, de forma que os betas verdadeiros seguem um processo de coeficiente aleatório. Boabang [92] assumiu que o coeficiente autoregressivo era igual à unidade, o que implica que os betas sigam um processo de passeio aleatório. Outros investigadores têm assumido que o valor do coeficiente autoregressivo está próximo da unidade. Assim, os betas seguem uma mistura de processos com um coeficiente aleatório¹ e de processos passeio aleatório². D'Souza, Brooks e Oberhelman [89] estimaram o coeficiente autoregressivo como assumindo um valor elevado mas variando entre as diversas empresas. Outros têm defendido que as estimativas dos betas dos mínimos quadrados simples não seguem conjuntamente uma distribuição normal, mas que se torna normal após uma transformação que consiste em calcular a raiz quadrada de cada um dos valores.

Kolb e Rodriguez [90] testaram a estacionaridade da distribuição dos betas, utilizando rendibilidades mensais do ficheiro de dados CRSP para o período 1926-1985. Os betas foram estimados para todos os doze períodos de 5 anos, de todas as empresas

¹ Um coeficiente aleatório consiste numa variável que toma valores alternativos, cada um dos quais com uma probabilidade menor ou igual a um. Podemos descrever uma variável aleatória através da análise do processo que gera os seus valores, sendo uma função que associa a cada resultado possível um número real.

² Passeio aleatório consiste num processo estocástico com parâmetro discreto. No passeio aleatório mais simples, cada variação independente no valor da variável y_t é gerado por uma distribuição de probabilidade com média zero. Assim sendo, y_t é determinada da seguinte forma:

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$$

com

$$E(\varepsilon_t) = 0 \text{ e } E(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0, \text{ para } t \neq s$$

O processo de passeio aleatório é frequentemente utilizado como caracterizador dos movimentos no mercado de capitais.

com dados completos ao longo do período de estimação. A hipótese formal de que a distribuição dos betas permanece estacionária ao longo dos 12 períodos de 5 anos foi rejeitada. Os períodos de guerra, 1941-1945, e os anos que rodearam o embargo ao petróleo pelos árabes, 1971-1975, parecem diferir dos outros períodos de estimação. Assim, as 12 distribuições não são conjuntamente estacionárias. Contudo, considerando todos os possíveis pares de períodos de estimação, 64% dos pares não permitem a rejeição da hipótese de estabilidade nas distribuições. Partindo-se da estacionaridade conjunta, não é detectável qualquer ciclo. Logo, a distribuição dos betas mostra-se quase estacionária quer no curto quer no longo prazo. Portanto, os betas devem ser considerados como sendo estacionários para propósitos práticos.

Adicionalmente aos testes típicos de correlação para a estacionaridade, Gooding e O'Malley [77] descreveram um modelo mais directo para testar a estacionaridade dos betas de carteiras. O método envolve a utilização de pares de estatísticas t que mostram separadamente o grau de estacionaridade para cada beta de carteira. No processo de testar a estacionaridade, os betas de carteira são ajustados ao erro de medição, utilizando a formulação sugerida por Blume [75]. Os testes empíricos indicam que, quer o coeficiente de beta não ajustado quer o coeficiente do beta ajustado de carteiras diversificadas com níveis de risco extremo, são significativamente não estacionários e que esta não estacionaridade é também influenciada pelos ciclos de mercado mais importantes. As conclusões sugerem que os investigadores que utilizam os coeficientes beta devem ajusta-los às suas tendências de regressão e aos ciclos de mercado ajustados.

A implicação do pressuposto da estacionaridade é que ele garante a normalidade dos betas de forma a que os seus valores entre períodos sucessivos possam ser representados por uma relação linear. A técnica de ajustamento do beta de Bayes Vasicek [73] utiliza uma distribuição normal *à priori* para os betas. O modelo de ajustamento dos betas de Blume [71] baseia-se no pressuposto de que betas sucessivos seguem uma distribuição normal bivariada. Outros modelos de ajustamento dos betas baseiam-se na normalidade conjunta da raiz quadrada dos betas. Enquanto que o pressuposto da normalidade garante a estacionaridade dos betas, o inverso não é necessariamente verdadeiro.

Estudos sobre a estabilidade dos betas trans-seccionais ao longo do tempo têm utilizado diferentes técnicas paramétricas e não paramétricas tais como o teste do coeficiente de correlação de Blume [71]; o teste de regressão de carteira de Blume [75] e Dimson e Marsh [83]; o critério do erro quadrático médio de Dimson e Marsh [83], e a utilização de matrizes de transacção por Kolb e Rodriguez [89]. As suas conclusões eram controversas. As técnicas utilizadas falharam ao não considerarem devidamente a relação entre a correlação trans-seccional dos betas nos períodos sucessivos e o verdadeiro processo que gera os betas.

2.5.1 - Técnica de Blume

O trabalho empírico de Blume [70] sugere que as previsões *do Capital Asset Pricing Model* (CAPM) sejam seriamente tendenciosas e que esta tendência é, primeiramente, atribuída à falta de certeza de uma hipótese chave. Nomeadamente, que as taxas activas e passivas são iguais para todos os investidores. Sendo assim, embora a teoria

de Sharpe e de Lintner possa ser usada como uma justificação para β_i como uma medida de risco, é uma mais fraca e consideravelmente menos robusta justificação do que aquela dada pela “aproximação carteira”, ou seja, que os indivíduos avaliam o risco de uma carteira como um todo, em vez do risco de cada activo individualmente.

Será que é possível aumentar a capacidade de previsão dos betas nas carteiras e dos respectivos títulos? Para responder a esta questão, Blume [71] examinou uma distribuição hipotética de betas. Assumindo que os verdadeiros betas de todos os títulos têm um valor igual a um, então se estimarmos betas para todos os títulos, algum desses valores estimados terão um valor de um, enquanto que os restantes encontrar-se-ão abaixo ou acima de um, devido aos erros amostrais negativos ou positivos, respectivamente. Portanto, como não há razões para pensar que o erro amostral positivo para um título será seguido de um erro amostral positivo para os mesmos títulos, então pode concluir-se que a utilização do beta histórico é uma pior solução do que a solução de beta igual a um, para todos os títulos.

Assumindo que temos diferentes betas para diferentes títulos, o beta a calcular para qualquer título será, em parte, uma função do verdadeiro beta subjacente e, por outro lado, uma função do erro amostral.

Se calcularmos uma estimativa muito alta do beta para um determinado título, teremos uma maior probabilidade de obtermos um erro amostral positivo, enquanto que se calcularmos um valor estimado de beta muito baixo, teremos uma maior probabilidade de obter um erro amostral negativo. Caso este cenário esteja correcto,

obteremos betas que em média tendem a convergir para um, em períodos sucessivos do tempo. Os betas estimados com valores muito superiores a um tendem a ser seguidos por betas estimados com valores mais próximos de um (ou seja, mais baixos). Os valores de betas estimados abaixo de um, tendem a ser seguidos por betas superiores. Para comprovar que isto de facto acontece, pode socorrer-se do trabalho de Blume [75]. Os resultados alcançados por Blume são apresentados no quadro 2.5.1.1.

Tabela 2.5.1.1 - Estimação de coeficientes beta para carteiras de 100 títulos em 2 períodos sucessivos

Carteira	7/54 – 6/61	7/61 – 6/68
1	0.393	0.620
2	0.612	0.707
3	0.810	0.861
4	0.987	0.914
5	1.138	0.995
6	1.337	1.169

Fonte: Blume, Marshall. (Março de 1971), "On the assessmnt of risk", Journal of Finance, VI, No. 1.

Como poderemos verificar, examinando o quadro, nota-se a tendência dos betas resultantes da previsão para um determinado período se aproximarem de um.

Blume [71] defende que não há variável económica, incluindo o coeficiente beta, que seja constante através dos tempos. Contudo, segundo alguns pressupostos, um indivíduo pode estar disposto a agir como se os valores de beta para títulos individuais fossem constantes e estacionários ao longo do tempo. Por exemplo, um investidor que deseja aceder ao risco futuro de uma carteira bem diversificada, está realmente interessado no comportamento das médias de β_c ao longo do tempo e não directamente nos valores para cada título individual. Com o objectivo de avaliar uma carteira, pode ser suficiente que os valores históricos de β_c sejam estimativas não

enviesadas de valores futuros para um indivíduo que aja como se os valores dos β_i fossem estacionários no tempo. Isto acontece porque os erros de uma média tenderão a ser menores do que o somatório dos erros dos componentes da média, dado que os erros são independentes entre si.

Com o intuito de examinar o comportamento empírico das medidas de risco para as carteiras ao longo dos tempos, Blume seleccionou carteiras arbitrárias de n títulos, de acordo com o seguinte processo: as estimativas de β_i foram obtidas usando dados do primeiro período, Julho de 1926 a Junho de 1933, e foram ordenadas por ordem ascendente. A primeira carteira de n títulos consistia naqueles títulos com as n estimativas mais pequenas de β_i . A segunda carteira consistia naqueles títulos com o seguinte n mais pequeno estimado de β_i , e assim, até que o número de títulos restantes fosse menor do que n . Ao número de títulos n foi permitido variar para além de 1, 2, 4, 7, 10, 20, 35, 50, 75 e 100. Este processo foi repetido para cada um dos quatro períodos seguintes.

Blume [71] concluiu que, através dos coeficientes de correlação, as avaliações extrapoladas foram mais próximas do risco futuro para carteiras maiores, enquanto que a extrapolação do risco futuro para títulos individuais e pequenas carteiras tiveram algum valor, mas pequeno, no que concerne ao grau de previsão do beta futuro.

A tendência para os valores estimados do parâmetro de risco se alterarem gradualmente ao longo do tempo foi mais notória nas carteiras de risco reduzido, para

as quais o risco estimado no segundo período foi invariavelmente mais alto do que aquele estimado no primeiro período. Existia alguma tendência para que as carteiras de risco mais elevado tivessem mais baixos coeficientes de risco estimados no segundo período do que aqueles anteriormente estimados no primeiro. Sendo assim, os valores estimados dos coeficientes de risco num período, são avaliações tendenciosas de valores futuros, e para além disso, os valores dos coeficientes de risco, medidos por estimativas de β_i , tendiam a ir ao encontro das médias, sendo esta tendência mais forte para as carteiras de menor risco, relativamente às de alto risco.

Um método óbvio, para Blume [71], de corrigir a tendência no que diz respeito ao facto da regressão ser estacionária ao longo dos tempos, foi fazer a regressão dos valores estimados de β_i num período, nos valores estimados no período anterior e usar esta relação estimada para modificar a avaliação do futuro.

Tabela 2.5.1.2 – Medidas da Tendência de Regressão dos Coeficientes Beta Estimados para Títulos Individuais.

Tendência de regressão entre períodos	$\beta_2 = a + b\beta_1$
7/33 – 6/40 e 7/26 – 6/33	$\beta_2 = 0.320 + 0.714\beta_1$
7/40 – 6/47 e 7/33 – 6/40	$\beta_2 = 0.265 + 0.750\beta_1$
7/47 – 6/54 e 7/40 – 6/47	$\beta_2 = 0.526 + 0.489\beta_1$
7/54 – 6/61 e 7/47 – 6/54	$\beta_2 = 0.343 + 0.677\beta_1$
7/61 – 6/68 e 7/54 – 6/61	$\beta_2 = 0.399 + 0.546\beta_1$

Fonte: Blume [71].

Na tabela 2.5.1.2 apresentam-se estas regressões para cinco períodos de tempo sucessivos para títulos individuais. Os declives são todos menores do que um, de acordo com a tendência de regressão apresentada acima. Os coeficientes, por si, mudam ao longo dos tempos, de modo a que o uso da taxa histórica de regressão corrija a taxa futura.

Para títulos individuais, bem como para carteiras de dois ou mais títulos, as avaliações ajustadas por Blume [71] para uma taxa histórica de regressão foram mais precisas do que as avaliações “naives”, do tipo: $\beta_{im} = \beta_{im-1}$. Sendo assim, concluiu-se que um melhoramento do nível de certeza das avaliações de risco, pode ser obtido ajustando a taxa de regressão histórica, mesmo que a taxa de regressão, para além do tempo, não seja estritamente estacionária.

Assuma-se que os betas para títulos individuais no período t , β_{it} , possam ser vistos como observações retiradas a partir de uma distribuição normal, com uma média de 1.0 e variância $\sigma^2(\beta_{it})$. A hipótese correspondente para o exemplo numérico mesmo agora discutido, seria uma distribuição trinomial, com probabilidades iguais para cada valor possível de β_{it} . Assuma-se adicionalmente que o β_{it} estimado, $\hat{\beta}_{it}$, mede β_{it} com um erro η_{it} , independente e normalmente distribuído, com média zero, de forma a que $\hat{\beta}_{it}$ seja dado pela soma de β_{it} com η_{it} . Deduz-se imediatamente que β_{it} e $\hat{\beta}_{it}$ seguem distribuições normais bivariadas. Poder-se-á notar que, como formulado, $\sigma^2(\eta_{it})$ não é igual a $\sigma^2(\eta_{jt})$, $i \neq j$. Como o trabalho empírico irá assumir igualdade, o subsequente trabalho teórico irá também considerar esta hipótese apesar de, para a maior parte dos casos, não ser necessário. A hipótese final é que β_{it} e β_{it+1} são distribuídos como variações normais bivariadas. Porque η_{it} é distribuído independentemente, $\hat{\beta}_{it}$ e $\hat{\beta}_{it+1}$ serão distribuídos por uma distribuição normal bivariada.

Se o $\hat{\beta}_{it}$ e β_{it+1} são variáveis aleatórias normais bivariadas, cada uma com média 1.0, implica a seguinte regressão:

$$E(\beta_{it+1} / \hat{\beta}_{it}) - 1 = \frac{Cov(\beta_{it+1}, \hat{\beta}_{it})}{\sigma^2(\hat{\beta}_{it})} (\hat{\beta}_{it} - 1) \quad (2.5.1.1)$$

Esta regressão é parecida com o procedimento proposto por Blume [71] (2.5.1.3) para ajustar os betas estimados à tendência de regressão. Aquele procedimento foi utilizado para fazer a regressão das estimativas de betas para títulos individuais de um período posterior a partir de um período anterior, e usando os coeficientes desta regressão para ajustar futuras estimativas. A regressão de betas estimados de um período posterior, através de estimativas de um período anterior, é similar ao (2.5.1.1). Resulta daqui que $E(\hat{\beta}_{it+1} / \hat{\beta}_{it})$ é igual a $E(\beta_{it+1} / \hat{\beta}_{it})$ e que a $Cov(\hat{\beta}_{it+1}, \hat{\beta}_{it})$ é igual à $Cov(\beta_{it+1}, \hat{\beta}_{it})$. Em (2.5.1.3), a média principal de todos os betas foi estimada em cada período e não foi assumida como igual a 1.0. A evidência empírica apresentada indica que este procedimento melhorou o grau de certeza das estimativas de betas futuros, uma vez que não foi encontrada maneira melhor de ajustar a tendência de regressão.

O coeficiente de $(\hat{\beta}_{it} - 1)$ em (2.5.1.1), pode ser desagregado em duas componentes: uma que corresponderia à tendência de ordem e outra à verdadeira tendência de regressão. Para atingir este resultado, note-se que a covariância de β_{it+1} e de $\hat{\beta}_{it}$ é dada por $Cov(\beta_{it+1}, \beta_{it+1} \eta_{it})$, que devido à assumida independência dos erros, reduz-se à covariância de β_{it+1} e β_{it} . Fazendo esta substituição e substituindo $Cov(\beta_{it+1}, \beta_{it})$ por $\rho(\beta_{it+1}, \beta_{it}) \sigma(\beta_{it+1}) \sigma(\beta_{it})$, (2.5.1.1) fica:

$$E(\beta_{it+1} / \hat{\beta}_{it}) - 1 = \frac{\rho(\beta_{it+1}, \beta_{it}) \sigma(\beta_{it+1}) \sigma(\beta_{it})}{\sigma^2(\hat{\beta}_{it})} (\hat{\beta}_{it} - 1) \quad (2.5.1.2)$$

O rácio de $\sigma(\beta_{it})\sigma(\beta_{it+1})$ com $\sigma^2(\hat{\beta}_{it})$, pode ser identificado com a tendência de ordem e a correlação de β_{it} e β_{it+1} com a verdadeira regressão.

Se os valores de beta forem estacionários ao longo dos tempos, a correlação de valores futuros será 1.0 e os desvios padrão de β_{it} e de β_{it+1} serão os mesmos. Assumindo tal estacionaridade e notando que β_{it+1} e β_{it} são iguais, a equação (2.5.1.2) pode ser rescrita do seguinte modo:

$$E(\beta_{it+1} | \hat{\beta}_{it}) - 1 = E(\beta_{it} | \hat{\beta}_{it}) - 1 = \frac{\sigma^2(\beta_{it})}{\sigma^2(\hat{\beta}_{it})} (\hat{\beta}_{it} - 1) \quad (2.5.1.3)$$

Como $\sigma^2(\beta_{it})$ seria menor do que $\sigma^2(\hat{\beta}_{it})$, se o beta fosse medido com qualquer erro, o coeficiente de $(\hat{\beta}_{it} - 1)$ seria menor do que 1.0. Isto significa que se espera que o verdadeiro beta de um título esteja mais próximo do valor estimado. Por outras palavras, um beta estimado para um título individual, excepto para uma estimativa de 1.0, é enviesado.

Como Blume [75] mostrou, os desvios padrão para betas de carteiras calculados a partir dos betas para títulos individuais, assumem independência nos erros das estimativas. O desvio padrão para o beta de uma carteira pode, contudo, ser calculado directamente, sem considerar a hipótese de independência, fazendo-se a regressão das rendibilidades das carteiras de acordo com o índice de mercado.

Blume [75], deste modo, examinou o comportamento empírico de uma medida de risco. Houve alguma tendência para que os valores estimados destas medidas de risco

convergissem para a média ao longo do tempo. Corrigindo esta tendência de regressão, resultou um aumento considerável do grau de certeza das avaliações do risco de valores futuros.

Golberg [81] referiu no seu estudo empírico que em 1971, Blume analisou estimativas dos mínimos quadrados simples de betas de carteiras equitativas para avaliar a sua estacionaridade ao longo do tempo, concluindo que os betas tendiam a convergir em direcção à grande média (unidade) ao longo do tempo. No entanto, esta tendência de regressão não foi explicada de forma adequada. O estudo de Golberg [81] indica que a tendência de regressão observada por Blume podia ser explicada por fenómenos económicos comuns a todos as acções. Na economia dos EUA, esta regressão é um resultado das actividades do Federal Reserve System (FED). As políticas monetárias do FED resultam numa relação entre a taxa de juro real e a taxa de inflação, a qual explica a regressão do beta de uma forma estatisticamente significativa.

2.5.2 – Técnica de Vasicek

Como já vimos, o beta actual para o período previsto tende a aproximar-se mais de 1 do que a estimativa obtida a partir dos dados históricos. O caminho mais simples para ajustar essa tendência consiste em ajustar cada beta no sentido do beta médio. Por exemplo, utilizando em parte o beta histórico e adicionando outra parte do beta médio, faz deslocar cada parte do beta histórico no sentido da média. Esta técnica é usada com alguma frequência.

É preferível não ajustar todos os títulos ao mesmo valor que tenda para a média, deve-se sim, fazer o ajustamento de modo a que dependa da incerteza (erro da amostra) do beta. Quanto maior for o erro da amostra, maiores serão as hipóteses das diferenças relativamente à média serem superiores e maior será o ajustamento. Logo, o que o autor fez foi aplicar a técnica de estimação bayesiana.

Vasicek [73] fez o ajustamento do beta “*ex-post*” ao beta “*ex-ante*” através de modelos Bayesianos que são baseados na posição relativa de um beta particular numa distribuição prévia dos betas. As razões que o levaram a preferir o ajustamento Bayesiano estão relacionadas não só com o facto deste ajustamento minimizar as perdas devido à fraca estimação, enquanto que as estimativas obtidas através da teoria da amostragem minimizam o erro de amostragem. Mas, também com o facto da teoria Bayesiana ponderar as perdas possíveis, através de uma distribuição prévia, incorporando informação adicional na amostra.

Klemkosky e Martin [75], testaram estas duas técnicas de ajustamento e concluíram que ambas aumentam a capacidade de previsão do beta. Como consequência da diminuição de ineficiência e do erro aleatório (pois, no período em causa o enviesamento seria negligenciável), o valor do Erro Quadrático Médio (EQM) diminuía.

Eubank e Zumwalt [79] concluíram que as técnicas de ajustamento são mais úteis para títulos individuais que para carteiras de activos financeiros e que o modelo de Blume [71] tem melhor desempenho para períodos de estimação curtos enquanto a de

Vasicek [73] revela-se mais adequada para períodos de estimação longos. Concluíram ainda que as técnicas de ajustamento são especialmente úteis para a correcção do enviesamento e ineficiência, enquanto que o erro aleatório é muito pouco relevante para acções com risco muito elevado. Contudo, para as acções com um beta muito próximo de um – beta do mercado – as referidas técnicas são praticamente indiferentes.

Murray [95] estimou betas anuais para todas as empresas irlandesas cotadas, utilizando cotações diárias no período que vai desde Janeiro de 1987 a Dezembro de 1990. Como era provável a existência de um enviesamento considerável devido a diferenças causadas pelas frequências de transacção, um determinado número de ajustamentos foram, então, empregues. A veracidade das estimativas ajustadas foi testada, utilizando-se uma variedade de medidas. Também foram utilizadas estimativas bayesianas, através da utilização dos ponderadores de Vasicek [73]. Como meio de comparação, os valores para o modelo de mercado foram também calculados e utilizaram-se regressões de segunda ordem para testar a estabilidade anual dos betas. Outros testes confirmaram que a maior estabilidade dos betas de Vasicek [73] deveu-se a níveis relativamente mais baixos de erros aleatórios. Os resultados mostraram que o enviesamento permaneceu independente do ajustamento que foi utilizado. A inclusão da frequência de transacção, como variável a prever, confirmou este resultado. Um outro teste consistiu em acrescentar a dimensão da empresa à equação de regressão. Os resultados foram inconclusivos e não existe evidência de que a dimensão explique qualquer enviesamento que permaneça nas estimativas dos betas.

Murray [95] concluiu que os ajustamentos bayesianos melhoram, em geral, a qualidade das estimativas dos betas.

Na técnica Bayesiana, a ponderação aplicada ao beta de cada título, relativamente à ponderação no beta médio da amostra, está inversamente relacionada com o erro padrão do beta do título. Títulos com maiores betas têm maiores erros padrão associados aos seus próprios betas do que títulos com betas pequenos. Isto significa que títulos com betas grandes, verão diminuídos os seus betas através de uma maior percentagem face à distância que os separa do beta médio da amostra, do que títulos com betas pequenos que verão os seus betas aumentados.

Portanto, a estimação do beta futuro médio tenderá a ser menor do que o beta médio calculado a partir de uma amostra de títulos. A menos que haja uma razão para acreditar que os betas continuarão a decrescer continuamente em valor, a estimação do beta poderá ser melhorada através do ajustamento para cima de todos os betas, de modo a que estes tenham a mesma média do que teriam no período histórico.

Na técnica de Vasicek [73], a previsão para o beta do título i resulta da aplicação da equação abaixo descrita, com as ponderações adicionadas a totalizarem a unidade, conforme explicado na metodologia. Por outro lado, quanto maior for a incerteza acerca do beta estimado, menor será a ponderação deste, conforme resulta da fórmula Bayesiana:

$$\beta_{im} = \frac{\sigma^2_{\beta_{im-1}}}{\sigma^2_{\beta_{m-1}} + \sigma^2_{\beta_{im-1}}} \bar{\beta}_{m-1} + \frac{\sigma^2_{\beta_{m-1}}}{\sigma^2_{\beta_{m-1}} + \sigma^2_{\beta_{im-1}}} \beta_{im-1} \quad (2.5.2.1)$$

2.6 – Precisão do Beta Ajustado

Podemos examinar como funcionam as previsões através da técnica de ajustamento de Blume e a Bayesiana comparando com os betas não ajustados. Klemkosky e Martin [75], testaram a capacidade dessas técnicas de previsão ao longo de três períodos de cinco anos para uma carteira com um título e para uma carteira com 10 títulos. Como previsto, a técnica de ajustamento de Blume e a Bayesiana obtiveram melhores previsões para os betas futuros do que não utilizando betas ajustados. O erro quadrático médio na previsão do beta, foi muitas vezes reduzido a metade, sempre que se utilizou uma das técnicas de ajustamento. Klemkosky e Martin [75] utilizaram uma técnica de decomposição bastante interessante na tentativa de encontrar a razão dos erros da previsão. Especificamente, a razão dos erros foi decomposta isolando esta parte do erro, devido à subestimação do nível do beta médio. A razão dos erros de previsão prende-se com a tendência em sobrestimar betas grandes e subestimar betas pequenos, e por uma terceira parte que não é explicada por nenhuma das primeiras duas influências. Como seria de esperar, quando as técnicas de Blume e Bayesiana são comparadas com os betas não ajustados, quase toda a diminuição do erro se deve à redução da tendência em sobrestimar betas grandes e subestimar betas pequenos. Este facto não é surpreendente, uma vez que é o que aquelas duas técnicas tentam obter. Klemkosky e Martin [75] descobriram que a técnica Bayesiana tem uma ligeira tendência em exceder a performance da técnica de Blume. Contudo, a diferença é insignificante pois, de período para período, cada uma das técnicas pode ser, alternadamente, a mais adequada.

A maior parte da literatura que aborda os betas avaliou as técnicas de ajustamento pela sua capacidade de prever melhor os betas. Contudo, há um outro critério, talvez mais apropriado, pelo qual pode-se julgar melhor o desempenho dos betas. No início, discutiu-se acerca do facto de haver a necessidade das matérias primas na análise de títulos serem: variâncias, correlações e rendibilidade esperada. Mas, este tipo de análise poderá estar melhor preparada para fornecer estimativas da rendibilidade esperada e da variância. Contudo, relativamente à correlação, esta irá provavelmente continuar a ser obtida a partir de um modelo histórico, sendo possível, no entanto, que esta análise seja utilizada para melhorar estimativas de beta históricas, melhorando a sua capacidade de previsão.

Uma maneira de utilizar os betas é para construir estimativas acerca da correlação entre títulos. Esta correlação (obtida a partir dos pressupostos do modelo de índice único) pode ser expressa como uma função de beta.

$$\rho_{ij} = \frac{\sigma_{ij}}{\sigma_i \sigma_j} = \frac{\beta_i \beta_j \sigma_m^2}{\sigma_i \sigma_j} \quad (2.6.1)$$

Para obter-se a igualdade acima descrita, parte-se da definição da covariância entre quaisquer dois títulos, que pode ser escrita como:

$$\sigma_{ij} = E \left[(R_i - \bar{R}_i)(R_j - \bar{R}_j) \right] \quad (2.6.2)$$

Substituindo as rendibilidades R_i , \bar{R}_i , R_j e \bar{R}_j , vem

$$\sigma_{ij} = E \left\{ \left[(\alpha_i + \beta_i R_m + e_i) - (\alpha_i + \beta_i \bar{R}_m) \right] \times \left[(\alpha_j + \beta_j R_m + e_j) - (\alpha_j + \beta_j \bar{R}_m) \right] \right\} \quad (2.6.3)$$

Simplificando através da anulação dos α 's e colocando em evidência os β 's das rendibilidades,

$$\sigma_{ij} = E[(\beta_i(R_m - \bar{R}_m) + e_i)(\beta_j(R_m - \bar{R}_m) + e_j)] \quad (2.6.4)$$

Desenvolvendo a multiplicação, vem

$$\sigma_{ij} = \beta_i\beta_j E(R_m - \bar{R}_m)^2 + \beta_j E[e_i(R_m - \bar{R}_m)] + \beta_i E[e_j(R_m - \bar{R}_m)] + E(e_i e_j) \quad (2.6.5)$$

Como os últimos três termos são nulos, por pressuposto, então

$$\sigma_{ij} = \beta_i\beta_j\sigma_m^2 \quad \text{Resultado (2.6.6)}$$

O pressuposto chave do modelo de um só índice é que e_i é independente de e_j para todos os valores de i e j ou, mais formalmente, $E(e_i e_j) = 0$. Isto implica que a única razão pela qual um título oscila sistematicamente, prende-se com o co-movimento existente com o mercado. Logo, não existem efeitos colaterais para além do mercado (e.g., efeitos da indústria) que contribuem para a explicação do comportamento dos títulos. Este não é mais do que um pressuposto simplificador da realidade, bastando para a estimação um modelo de regressão simples.

Outra maneira de testar a utilidade dos betas, bem como o desempenho de previsões alternativas para os betas, está em observar como se comporta a matriz de correlação de previsão de betas entre títulos.

2.7 – *Betas como Estimadores de Coeficientes de Correlação*

Elton, Gruber e Urich [78] compararam a capacidade dos seguintes modelos de previsão da estrutura de correlações entre títulos:

1. A matriz de correlação histórica;
2. Previsões da matriz de correlação, preparada através dos betas estimados a partir do período histórico anterior;
3. Previsões da matriz de correlação a partir dos betas estimados com base nos dois períodos anteriores e actualizando-os, utilizando a técnica de Blume [71 e 75];
4. Previsões construídas conforme o 3º. modelo, mas no qual a actualização é obtida pela técnica Bayesiana de Vasicek [73].

Um dos resultados deste estudo foi a prova de que a matriz de correlação histórica é a técnica mais fraca de todas. Na maior parte das vezes em que foram utilizadas técnicas de previsão de betas, o modelo teve sempre um nível de significância estatístico que excedeu as expectativas, o que indica que uma grande parte da estrutura de correlação observada entre títulos não é captada pelo modelo de um só índice, o que representa o erro aleatório desta previsão.

Um aspecto a salientar é que o modelo de um só índice foi desenvolvido para simplificar a análise de *inputs* da carteira. No entanto, parte da informação será perdida devido ao nível de significância imposto, embora ainda se obtenham resultados mais fiáveis do que no modelo de previsão, em que só se utilizam dados históricos.

Da comparação das várias técnicas de ajustamento de betas, em cada 2 dos 5 períodos amostrais testados, a técnica de ajustamento de Blume é aquela em que se obtêm melhores resultados, comparando com a técnica dos betas não ajustados e com a técnica dos betas ajustados, pelo modelo Bayesiano. A diferença entre as técnicas foi estatisticamente significativa. Contudo, a técnica de ajustamento Bayesiano obteve um melhor desempenho do que o Beta não ajustado, num período, piorando no segundo. Qualquer dos casos foram estatisticamente significativos, o que obrigou à elaboração de uma análise mais aprofundada. O desempenho de cada uma das técnicas de previsão é, por um lado, uma função da previsão da correlação média entre todos os títulos e, por outro lado, uma função da previsão das prévias diferenças em relação à média.

A técnica de Blume [71] detém outras duas fontes de tendências. Uma é que a técnica de Blume ajusta todos os betas na convergência para 1, o que implica que os coeficientes de correlação médios sejam estimados a partir da técnica de Blume. Os coeficientes de correlação resultam de dois betas. Como os betas são reduzidos a 1, simetricamente (ou seja, sem alterações na média), o cruzamento do produto entre eles tenderá a ser maior. Por exemplo, o produto entre 1.1 e 0.9 é maior do que o produto entre 1.2 e 0.8. Ainda existe um outro problema potencial na técnica de Blume, pois como já sabemos, a técnica de Blume ajusta os betas no período 2 conforme a variação nos betas entre o período 1 e 2. Se a média do beta variar positivamente (negativamente) entre o período 1 e 2, a técnica de Blume ajusta para cima (para baixo) a média do beta no período 2 (isto é uma propriedade desejada se a tendência dos coeficientes de correlação médios persistirem constantemente, mas não temos razões para acreditar nisso). Nos estudos de Elton, Gruber e Urich [78], não

existia um sentido ascendente nos betas durante o período estudado e isto, combinado com a tendência da técnica de Blume em reduzir todos os betas a 1, conduz à obtenção de previsões de coeficientes médios de correlação bastante abaixo dos coeficientes de correlação médios da amostra, para os quais o modelo foi criado.

O ajustamento Bayesiano dos Betas, tal como o de Blume, tinha alguma propensão em estimar previsões acima dos valores reais devido à sua tendência em aproximar os betas do valor 1, o que não implica a formação de alguma tendência nos betas e, portanto, nos coeficientes de correlação, tal como a técnica de Blume faz. Contudo, como já foi referido, isto implica uma nova fonte de pressupostos, tendendo a empurrar os betas e os coeficientes de correlação para baixo, devido ao facto dos títulos com betas elevados terem maiores ajustamentos do que os títulos com betas inferiores, relativamente à média.

Pequenos testes empíricos em que é difícil dizer, se dado um conjunto de informação, as fontes alternativas de pressupostos implicarem sentidos opostos, tal irá provocar um aumento ou diminuição da capacidade de previsão dos resultados. Sabemos que, a menos que exista tendências premeditadas nos coeficientes de correlação médios, o efeito destas tendências na capacidade de previsão será aleatória de período para período. Esta fonte de aleatoriedade poderá ser eliminada, forçando a que a média do coeficiente de correlação estimado, a partir de cada técnica, seja a mesma e igual à média do coeficiente de correlação existente no período sobre o qual o modelo foi estimado. Se o coeficiente de correlação não tiver tendências estáveis, este será o procedimento de previsão eficiente, pois utiliza apenas a informação disponível, sendo também fácil a sua utilização.

2.8 – Estudos Empíricos Relacionados com o Problema

Por detrás da controvérsia de Blume [75] e Dimson e Marsh [83] que os betas dos mínimos quadrados simples, ajustados ao enviesamento de ordem, são de boas previsões para as estimativas futuras, os resultados de Boabang [96] confirmam que os betas dos mínimos quadrados simples ajustados ao enviesamento de ordem prevêem melhor os seus valores futuros do que as suas estimativas futuras. Quando as acções estão livres dos efeitos da infrequência das transacções, as técnicas de Blume [75] e de Dimson e Marsh [83] são eficientes ao eliminar o enviesamento de tendência da regressão. A técnica de Bayes-Vasicek [73] não é tão eficiente em termos de erro total de previsão. Com acções que são transaccionadas com pouca frequência as técnicas de Blume [75] e Bayes-Vasicek [73] não são eficazes em reduzir o enviesamento de tendência de regressão quando comparadas com as técnicas de Dimson e Marsh [83]. Com transacções pouco frequentes como as acções da TSE, as técnicas de ajustamento dos betas de Blume [75] e de Dimson e Marsh [83] não atingem a mesma performance a nível de previsão dos erros, causadas pelas componentes resultantes da ineficiência dos mercados, bem como do erro aleatório contido no erro de previsão. A técnica de previsão de Boabang [96] surgiu com o intuito de reduzir o erro de previsão através da eliminação dos efeitos das três fontes de erro de previsão, ou seja, enviesamento de tendência de regressão, a ineficiência e o erro aleatório. Os seus resultados confirmaram que quando as acções não sofriam do efeito da infrequência de transacção ou não eram demasiados afectadas por ele, as técnicas de previsão dos betas são mais significativas quando os verdadeiros betas obedecem ao modelo de passeio aleatório do que o modelo de coeficiente aleatório.

Perante a presença da infrequência de transacção nas acções, as técnicas de previsão dos betas atingem melhores performances quando os verdadeiros betas obedecem ao modelo dos coeficientes aleatórios do que ao modelo passeio aleatório. A implicação é que a infrequência de transacção tende a estimar betas aleatoriamente distribuídos em torno das suas médias, enquanto que os verdadeiros betas obedecem a um modelo de passeio aleatório, tal como confirmado por vários investigadores.

Também Hawawini e outros [85] fizeram uma tentativa para determinar se a precisão das previsões do beta do próximo período para acções ordinárias da Bélgica, poderão ser melhoradas ao ajustarem-se estimativas históricas do beta, de acordo com 3 técnicas de ajustamento: 1º o método bayesiano, desenvolvido por Vasicek [73]; 2º o método desenvolvido por Blume [71, 75]; e 3º aquele utilizado por Merrill, Lynch, Pierce, Fenner e Smith. A amostra consistia em 170 títulos transaccionados de forma contínua durante o período de Dezembro de 1966 e Dezembro de 1983 na Bolsa de Valores de Bruxelas. A análise sugere que a estacionaridade do coeficiente do beta para acções ordinárias Belgas não é tão forte como a divulgada por estudos prévios que se baseavam em amostras mais pequenas. Mostra-se, contudo, que as suas previsões podem melhorar utilizando um método de ajustamento. Ao longo do período da amostra de 17 anos, concluiu-se que o erro de previsão dos betas ajustados é 30% mais pequeno do que o erro de previsão de um beta extrapolativo não transaccionado para títulos individuais. Também se concluiu que o erro de previsão pode ser ainda reduzido ao utilizar-se uma carteira de títulos.

Luoma e outros [96] apresentaram um novo pseudo critério que pode ser utilizado para avaliar técnicas alternativas para estimação dos betas. Este é dado por um

modelo de regressão, no qual a variável dependente é a estimativa do beta subtraída do beta do modelo de mercado e os regressores são: os factores relacionados com as transacções pouco frequentes, isto é, a frequência da transacção; o valor de mercado; e o produto destas duas variáveis. Naquele estudo, compararam-se modelos de regressão através do teste de J de Davidson. De acordo com este teste, sendo a técnica de estimação dos betas de Vasicek [73] a mais apropriada, isto é, os factores relacionados com as transacções pouco frequentes explicam melhor as diferenças entre o beta de Vasicek e o beta do modelo de mercado tradicional. A aplicabilidade deste beta pode ser parcialmente explicada por informação *à priori*. Ela toma em consideração as características da distribuição das estimativas dos betas de todas as acções. Também o beta do modelo de mercado e o beta de Cohen [83] obtido através da estrutura de um desfasamento anterior e outro posterior, mostraram uma boa qualidade de ajustamento ao pseudo critério.

3 – Metodologia

Neste estudo, iremos ensaiar a hipótese, para o mercado de capitais português, da existência de tendência dos betas em convergirem para a unidade, através da análise à evolução temporal dos mesmos. Por outro lado, pretendemos conhecer qual o melhor método de previsão para o beta.

Iremos, portanto, testar empiricamente os métodos aplicados por Blume [71 e 75] e por Vasicek [73] e contrapo-los com modelos *naives* de estimação de betas. Por sua vez, proceder-se-á ao estudo comparativo das várias técnicas de previsão, no que respeita à robustez da estimação, através da utilização de betas anuais com dados

diários (todos os betas calculados/ apenas os betas estatisticamente relevantes) e de betas anuais com dados quinzenais, quer para a previsão do beta de 1997, quer para o de 1998.

Finalmente, estudaremos o comportamento dos erros de previsão como critério de selecção do método de previsão mais eficiente.

Para qualquer m , o erro de previsão definiu-se por $e_t = \beta_{im} - \hat{\beta}_{im}$, onde β_{im} representa o valor observado e $\hat{\beta}_{im}$ a previsão feita para esse mesmo período, com base nos valores registados no período anterior, substituídos nas respectivas equações de regressão linear simples. A escolha quanto ao método de previsão que melhor se ajusta ao caso português em análise, será aquele que minimiza a função do erro de previsão.

Entre um conjunto de previsões conhecidas, irá utilizar-se preferencialmente o erro quadrático médio (EQM), pelas razões apontadas por Boabang [96], definido como:

$$EQM = \frac{\sum_{t=K}^T e_t^2}{T - K + 1} \quad (3.0.1)$$

Também determinou-se o erro absoluto médio (EAM), definido como:

$$EAM = \frac{\sum_{t=k}^T |e_t|}{T - k + 1}; \quad (3.0.2)$$

o erro percentual absoluto médio (EPAM), definido como:



$$EPAM = \frac{\sum_{t=k}^T \frac{|e_t|}{\beta_{im}}}{T - k + 1} \quad (3.0.3)$$

e o erro percentual médio, definido como:

$$EPM = \frac{\sum_{t=k}^T \frac{|e_t|}{\beta_{im}}}{T - k + 1} \quad (3.0.4)$$

que poderá ser utilizado como medida do enviesamento previsual do modelo.

3.1 - Medindo a Tendência dos Betas para Convergiem para Um – Técnica de Blume

Blume [71] verificou que os betas estimados num determinado período tendem para valores mais próximos de um do que os betas estimados a partir da informação histórica. Então, o próximo passo consiste em tentar modificar betas do período anterior, para detectar esta tendência e concluir se a mesma é ou não observada no mercado de capitais português. Blume [75] foi o primeiro a propor um modo de o fazer, corrigindo os betas do período anterior, medindo-lhes directamente o diferencial relativamente à unidade e assumindo que esse diferencial num determinado período é uma boa estimativa do diferencial para o período seguinte. Ou seja, Blume concluiu que poderia calcular os betas para todos os títulos no período de 1948/54 e posteriormente para o período de 1955/61. No nosso estudo, iremos procurar fazer o mesmo através do cálculo dos betas para todos os títulos da nossa amostra, em vários períodos:

- períodos anuais com dados diários (entre 1993 e 1998);
- períodos anuais com dados quinzenais (entre 1993 e 1998);

- períodos bianuais com dados diários (1993/94; 1995/96 e 1997/98);
- períodos bianuais com dados quinzenais (1993/94; 1995/96 e 1997/98);
- períodos bianuais com dados mensais (1993/94; 1995/96 e 1997/98);
- períodos trianuais com dados diários (1993/95 e 1996/98);
- períodos trianuais com dados quinzenais (1993/95 e 1996/98); e
- períodos trianuais com dados mensais (1993/95 e 1996/98).

Depois, calcularemos a regressão dos betas para o período posterior e de seguida para o anterior.

Note-se que, para cada observação o valor beta pertence ao mesmo título para os diversos períodos considerados. Desta forma, pretende-se obter uma linha que mede a tendência dos betas previstos estarem mais próximos do valor um do que aqueles calculados a partir da informação histórica. Blume [71] realizou esse trabalho para o período mencionado e obteve a seguinte equação:

$$\beta_{i2} = 0.343 + 0.677 \beta_{i1} \quad (3.1.1)$$

Correspondendo β_{i2} ao título i no período posterior e o β_{i1} ao título i no período $i1$. Dessa relação, conclui-se que o beta do período posterior é igual a $0.343 + 0.677 \beta$ do período mais antigo. Se quisermos prever o valor de beta de qualquer título incluído no período 1962/68, poderemos calculá-lo (através da análise de regressão) atendendo ao valor de beta para o período de 1955/61. Para determinar como é que este beta pode ser modificado, substitui-se este valor de beta pelo β_{i1} na equação. Depois, calcula-se β_{i2} a partir da equação e utiliza-se como previsão, tal como iremos reproduzir para o nosso estudo, para os nossos títulos, nos períodos considerados.

A equação de Blume [71] faz diminuir grandes valores de beta e aumentar valores baixos de beta, tal como queremos testar com a equação encontrada para o nosso mercado, nos períodos definidos. Uma outra característica desta equação consiste na modificação do nível médio dos betas para um universo de títulos. Desde que se meça a relação entre os betas para dois períodos, quando o beta médio aumentar durante estes dois períodos, pressupõe-se que o beta médio aumentará durante o período seguinte. A menos que haja uma razão para suspeitar que existe uma tendência para o beta, o que seria uma propriedade indesejada. Caso não haja nenhuma razão que indique a existência dessa tendência, então as estimativas poderão ser melhoradas se ajustarmos os betas previstos, de modo a que a sua média seja a mesma do que a dos betas históricos. Logo, conforme o que acima se disse, esperamos que a técnica de Blume resulte apenas numa extrapolação contínua da tendência crescente, observada nos betas dos períodos anteriores.

Se não houver nenhuma razão para pensarmos que nos períodos seguintes o beta médio seja maior do que naqueles períodos, então a previsão será melhorada se ajustarmos o beta previsto, de modo a que tenha a mesma média do que o beta histórico. Isto envolve a subtração de uma constante a todos os betas seguida do seu ajustamento.

Quando os betas da carteira de Blume [71] foram estimados, por exemplo, no período de agrupagem de 1926-33, variando de 0.50 a 1.53, os betas estimados para estas mesmas carteiras no período subsequente de sete anos (1933-40) variaram apenas de

0.61 a 1.42. Os resultados para os outros períodos mostram uma tendência de regressão em tudo parecida.

Uma explicação óbvia para esta tendência de regressão, é que, para alguma economia instável ou por algum género de comportamento, os betas tenderão a convergir para a média ao longo dos tempos. Contudo, mesmo se os betas verdadeiros fossem constantes através do tempo, tem sido discutido que os betas da carteira, estimados no período de agrupagem, tenderiam, como um artefacto estatístico, a serem mais extremos do que aqueles estimados no período subsequente.

Sendo assim, espera-se que os erros negativos de entre os 100 betas mais baixos estimados sejam em maior número do que os erros positivos. O mesmo argumento, só que em sentido inverso aplica-se às 100 maiores estimativas. Sem dúvida, poderia parecer que qualquer carteira de títulos estratificados por betas estimados em que a média destas estimativas não é o principal meio termo de todos os betas, nomeadamente 1.0, seria sujeita a alguma tendenciosidade. Também poderia parecer que a magnitude absoluta desta tendência deveria ser maior, quanto mais distante a estimativa média estivesse da média principal.

A explicação intuitiva para o enviesamento atrás citado, parecia sugerir que a maneira como as carteiras são formadas, leva directamente a esta tendência. Blume [75] mostrou que a tendenciosidade apresentada nos betas estimados para os títulos individuais não é induzida pela forma como as carteiras são seleccionadas. Seguindo este argumento, estará uma análise da extensão para a qual esta tendência se liga à tendência de regressão observada nos betas das carteiras, ao longo dos tempos.

Pode ser realçado que a expectativa de $\hat{\beta}_{it}$, condicionado por β_{it} , $E(\hat{\beta}_{it} / \beta_{it})$, é β_{it} . Contudo, numa situação de amostragem, um investigador encararia uma estimativa de beta e iria querer avaliar a distribuição do beta verdadeiro condicionada pelo beta estimado. Verifica-se facilmente que as expectativas de β_{it} condicionado pelo $\hat{\beta}_{it}$, $E(\beta_{it} / \hat{\beta}_{it})$ não é, geralmente, $\hat{\beta}_{it}$. Por exemplo, se o $\hat{\beta}_{it}$ fosse 0.8, $E(\beta_{it} / \hat{\beta}_{it} = 0.8)$ seria 0.85, isto porque com esta estimativa o verdadeiro beta seria 0.8 com uma probabilidade de 0.75 ou 1.0 com uma probabilidade de 0.25.³

Sendo assim, o beta estimado $\hat{\beta}_{it}$, seria tipicamente tendencioso, e a sua tendenciosidade existiria quer fossem ou não formadas carteiras. O efeito causado pela formação de grandes carteiras é o responsável pela redução da componente aleatória da estimativa, de modo a que a diferença entre o beta da carteira estimado e o beta verdadeiro, possa ser quase totalmente adstrita à magnitude da tendência.

A tarefa inicial foi a de ajustar os betas das carteiras nos períodos de agrupagem para a tendência de ordem. Depois de fazer este ajustamento, será evidente que muita da tendência permaneça. Assim, se a equação (2.5.1.2) é válida, o valor do coeficiente de correlação provavelmente não será de 1.0. Iremos ainda examinar as propriedades estatísticas das estimativas dos betas dos títulos e dos períodos subsequentes.

³ Para uma discussão mais detalhada da distinção entre $E(\beta_{it} / \hat{\beta}_{it})$ e $E(\hat{\beta}_{it} / \beta_{it})$, o leitor deverá consultar Vasicek [73].

Para ajustar as estimativas de betas nos períodos de agrupagem para a tendência de ordem, usando a equação (2.5.1.3), seria requerido estimativas do rácio de $\sigma^2(\beta_{it})$ com $\sigma^2(\hat{\beta}_{it})$. O cálculo da variação da amostra feito a partir dos betas estimados para todos os títulos, dá-nos uma estimativa de $\sigma^2(\hat{\beta}_{it})$. Uma estimativa de $\sigma^2(\beta_{it})$ pode ser derivada da diferença entre estimativas de $\sigma^2(\hat{\beta}_{it})$ e $\sigma^2(\eta_{it})$. Se a variância do erro ao medir um beta individual for a mesma para qualquer título, $\sigma^2(\eta_{it})$ pode ser estimado através da média de todos os títulos dos quadrados do desvio padrão associado a cada beta estimado.

Em conformidade com estes procedimentos, as estimativas do rácio de $\sigma^2(\beta_{it})$ com $\sigma^2(\hat{\beta}_{it})$ para os cinco períodos de sete anos de 1926 a 1961, examinadas por Blume [75], foram, respectivamente, 0.92, 0.92, 0.89, 0.82, e 0.75. Por outras palavras, uma estimativa não enviesada de um beta para um título individual deveria estar entre de 8 e 25 por cento mais perto de 1.0 do que a estimativa original. Por exemplo, se $\sigma^2(\beta_{it}) / \sigma^2(\hat{\beta}_{it})$ fosse 0.9 e se $(\hat{\beta}_{it})$ fosse 1.3, uma estimativa não enviesada seria de 1.27.

Para determinar qual a tendência da ordem para todas as regressões, os betas estimados para títulos individuais foram ajustados de acordo com o enviesamento usando a equação (2.5.1.3) e o valor apropriado do rácio. Para as mesmas carteiras de 100 títulos examinadas por Blume [75], betas para carteiras com períodos agrupados foram recalculados através da média destes betas ajustados. Poder-se-á notar que os betas das carteiras ajustadas podem ser obtidos de outra forma alternativa: ajustando directamente os betas desajustados das carteiras.

Neste estudo, vamos assumir que os betas dos títulos estimados num período de agrupagem, antes do ajustamento, para tendência de ordem, são números de extrema confiança no que quer que eles meçam. Neste caso, ajustando os betas dos títulos para a tendência de ordem, dará estimativas não enviesadas e de confiança, e, sendo assim, estes betas ajustados podem ser tomados como boas aproximações, mas de valores desconhecidos.

A partir do momento em que as carteiras de Blume [75] foram sendo tratadas como títulos, a fórmula (2.5.1.3) pode ser aplicada, para que haja ainda a presença de algum “enviesamento de ordem”. Contudo, ao determinar a taxa de regressão, a medida apropriada da variância dos erros nas estimativas é a variância para os betas das carteiras e não para betas de títulos individuais. Este facto tem o importante efeito de fazer o rácio de $\sigma^2(\beta_{it})$ com $\sigma^2(\hat{\beta}_{it})$ aproximar-se mais de um, do que para títulos individuais. Estimando $\sigma^2(\hat{\beta}_{it})$ e $\sigma^2(\eta_{it})$ para as carteiras formadas no período imediatamente anterior, o valor deste rácio, em Blume [75], para cada um dos quatro períodos posteriores de sete anos de 1933 a 1961 foi, por excesso, de 0.99 e para o último período de sete anos, em excesso de 0.98. Sendo assim, para a maior parte dos casos, um erro pequeno é introduzido ao assumir que estes betas estimados das carteiras não contêm “enviesamento de ordem” ou, equivalentemente, que estas estimativas medem com precisão o verdadeiro beta da carteira.

Uma comparação dos betas da carteira no período de agrupagem, mesmo depois de ter a tendência ajustada, com os betas correspondentes no período imediatamente

subsequente, faz aparecer uma tendência de regressão definitiva. Ao nível de 5 por cento de significância, esta tendência de regressão foi estatisticamente significativa para cada um dos três últimos períodos de agrupagem, 1940-47, 1947-54, 1954-61. Este teste de significância baseou-se na regressão $(\hat{\beta}_{it+1} - 1) = b(\hat{\beta}_{it} - 1) + \varepsilon_{it}$, onde $\hat{\beta}_{it}$ foi ajustado de acordo com o enviesamento de ordem. Os coeficientes estimados com o valor de t (estatística t) medido a partir de 1.0 em parêntesis, foram para os cinco períodos de sete anos, cronologicamente, 0.86 (-1.14), 0.94 (-0.88), 0.71 (-3.84), 0.86 (-3.23) e 0.81 (-2.57). Note-se que mesmo que β_{it} fosse medido com erro de independência, o b estimado não seria enviesado em direcção ao zero porque, o ajustamento para o enviesamento de ordem já está correcto para este enviesamento. Desta forma, esta evidência em Blume [75], sugere fortemente que há uma tendência substancial para que os valores de beta regridam para a média ao longo dos tempos.

Mesmo assim, pode ainda ser discutido que este teste é suspeito porque a fórmula usada no ajustamento do enviesamento de ordem foi desenvolvido sob a hipótese que as distribuições de beta eram normais. Esta hipótese não é estritamente correcta e não é clara no que diz respeito à sensibilidade do ajustamento em relação às violações desta hipótese.

3.2 - Medindo a Tendência dos Betas para convergirem para Um – Técnica de Vasicek

Um forma mais robusta de mostrar a existência de uma tendência de regressão, é baseada na observação dos betas das carteiras estimados no período de agrupagem imediatamente subsequente. Estes betas estimados das carteiras podem ser

comparados com os betas das mesmas carteiras estimados no segundo período de agrupagem dos anos subsequentes. Os betas, que foram estimados no segundo período, mostraram em Vasicek [73], de novo, uma tendência de regressão óbvia. Esta tendência foi significativa ao nível de 5 por cento de significância para as últimas três ou quatro comparações possíveis.

Da mesma forma que Vasicek [73] estudou, procuramos identificar a tendência de regressão das estimativas dos betas obtidos através dos mínimos quadrados simples, não para carteiras, mas para títulos individuais, no mercado de capitais português.

Vasicek [73] sugeriu o esquema seguinte que inclui a propriedade acima referida: se fizermos $\bar{\beta}_1$ igual ao beta médio, através da amostra de títulos, no período histórico, o procedimento utilizado por Vasicek consiste em utilizar um $\bar{\beta}_1$ com um maior peso e o beta histórico para o título i . Sendo $\sigma_{\beta_i}^2$ a variância da distribuição do beta histórico estimado para a amostra de títulos, então, isto será uma medida adequada para a variação do beta ao longo da amostra de títulos em consideração. Se σ_{i1}^2 for o quadrado do erro standardizado do beta estimado para o título i , no período de tempo 1, então esta será a medida da incerteza associada ao beta de cada título. Vasicek [73], atribuiu uma ponderação de

$$\frac{\sigma_{\beta_1}^2}{\sigma_{\beta_1}^2 + \sigma_{i1}^2} \text{ para } \beta_{i1} \quad \text{e} \quad \frac{\sigma_{i1}^2}{\sigma_{\beta_1}^2 + \sigma_{i1}^2} \text{ para } \bar{\beta}_1$$

Note-se que, estas ponderações adicionadas totalizam 1 e quanto maior for a incerteza acerca do beta estimado, menor será a ponderação deste. A previsão para o beta do título i é:

$$\beta_{im} = \frac{\sigma^2_{\beta_{im-1}}}{\sigma^2_{\beta_{m-1}} + \sigma^2_{\beta_{im-1}}} \bar{\beta}_{m-1} + \frac{\sigma^2_{\beta_{m-1}}}{\sigma^2_{\beta_{m-1}} + \sigma^2_{\beta_{im-1}}} \beta_{im-1} \quad (3.2.1)$$

com,

β_{im} = beta do título i no momento m ;

β_{im-1} = beta do título i no momento anterior;

$\bar{\beta}_{m-1}$ = beta médio de todos os títulos no momento anterior; e

$\sigma^2_{\bar{\beta}_{m-1}}$ = variância do beta médio de todos os títulos no momento anterior.

Deste modo, como podemos observar pela equação (3.2.1), o β_{im} da técnica de Bayes-Vasicek resulta da soma do beta médio de todos os títulos no período histórico “m-1”, com o beta do título i em idêntico período. Por sua vez, o ponderador do beta médio de todos os títulos resulta da fracção da variância do beta do título i no período $m-1$, sobre a soma da variância do beta médio de todos os títulos do período $m-1$, com a variância do beta do título i em idêntico período. Quanto ao ponderador do β_{im-1} , ao inverso do anterior, este resulta do peso da variância do beta médio de todos os títulos no período histórico m-1, sobre a soma anterior.

Este procedimento de ponderação ajusta as observações com erros padrão grandes, para que depois, a média ajuste as observações com erros padrão pequenos. Como Vasicek [73] demonstrou, esta não é mais do que a técnica de estimação Bayesiana

que não prevê a tendência nos Betas tal como o previsto na técnica de Blume [71 e 75].

3.3 – Técnicas “Naives” de Estimação de Betas

A maneira mais simples de estimação de um valor para o beta consiste na aplicação de técnicas *naives*. Entre estas, escolhemos estudar o comportamento de dois modelos. O primeiro consiste em considerar que o beta estimado para um período é igual ao beta do período anterior, tal que:

$$\hat{\beta}_{im} = \beta_{im-1} \quad (3.3.1)$$

com:

$\hat{\beta}_{im}$ - beta estimado do título i no período m ; e

β_{im-1} - beta histórico do título i no período $m-1$.

No segundo modelo *naive*, consideramos que o beta estimado para um período resultava do beta médio obtido dos períodos históricos anteriores, tal que:

$$\hat{\beta}_{im} = \bar{\beta}_{im-j} = \sum_{j=1}^{m-1} \frac{1}{m-1} \beta_{ij} \quad (3.3.2)$$

com:

$\hat{\beta}_{im}$ - beta estimado do título i no período m ; e

$\bar{\beta}_{im-j}$ - beta médio do título i verificado no período histórico compreendido entre $j=1$ e $m-1$.

Como poderemos observar pelas equações (3.3.1) e (3.3.2), as técnicas *naives* utilizadas para a estimação do beta de um período com base, quer no beta do período histórico imediatamente anterior, quer no beta médio dos períodos anteriores, são procedimentos que não prevêem qualquer tipo de ajustamentos relativamente às observações com erros padrão grandes. Também nestes, não é analisada a possibilidade de existência de tendência nos betas, tal como se pretende verificar a partir da aplicação da equação de Blume [71] ao mercado de capitais português.

3.4 – Metodologia de Scholes-Williams

Nesta metodologia, tal como Ferreira [95] utilizou na estimação do beta em mercados ilíquidos, a rendibilidade do título i foi determinada apenas quando se verificou a transacção do mesmo em dois períodos de tempo consecutivos.

Scholes e Williams [77] propuseram que a rendibilidade do mercado fosse calculada do seguinte modo:

$$R_{M_m} = \sum_{i=1}^N R_{im} X_{iM} \quad (3.4.1)$$

em que:

N – número de títulos (acções) da amostra;

R_{im} – rendibilidade observada do título i no momento m ; e

X_{im} – capitalização bolsista do título i relativamente ao conjunto das empresas da amostra.

Como nada foi dito na metodologia Scholes-Williams [77] relativamente ao cálculo da ponderação da empresa no índice, e como iremos trabalhar sempre com base no índice BVL – Geral, optamos por considerar a rendibilidade deste. Note-se que não esperamos incorrer em grandes diferenças na estimação da rendibilidade do mercado, dado que a amostra utilizada, definida no próximo capítulo, contém um número bastante significativo de empresas cotadas no mercado de cotações oficiais da Bolsa de Valores de Lisboa.

Do cálculo da rendibilidade do índice BVL – Geral, obteve-se uma série temporal dessa rendibilidade no mesmo período de tempo em que é calculada a rendibilidade do título, ou seja, no momento m^4 . A esta série temporal de rendibilidade de mercado, introduziu-se um atraso e um avanço, de modo a se obterem as séries temporais de rendibilidade do índice de mercado no momento $(m-1)$ e $(m+1)$, respectivamente.

A estimativa do beta de Scholes-Williams [77] foi, então, obtida através da equação (2.4.1.2), que aqui se reproduz:

$$\hat{\beta}_i = \frac{\hat{\beta}_i^{-1} + \hat{\beta}_i^0 + \hat{\beta}_i^{+1}}{1 + 2\rho_M}$$

4 – Dados

Para a realização dos testes ao modelo de Blume [71 e 75]; de Vasicek [73] e dos modelos *naives*, utilizou-se uma amostra de 32 títulos de empresas portuguesas –

⁴ No entanto, note-se que a cotação do índice BVL – Geral é retirada no fecho de cada sessão de bolsa, enquanto que as cotações dos títulos são apanhadas irregularmente ao longo da sessão em que os mesmos são transaccionados. Logo, é praticamente impossível a estimação de ambas as cotações em tempo real para que o cálculo das rendibilidades possa ser coincidente, como adverte Scholes-Williams [77].

representativos do mercado de títulos doméstico - cotadas no mercado de cotações oficiais português da Bolsa de Valores de Lisboa.

Como a maior parte dos títulos são transaccionados com pouca frequência no mercado de capitais português, temos a consciência que este facto poderá ser responsável pela introdução de problemas a nível econométrico, nomeadamente no que concerne a erros de estimação (problema este que é agravado com a utilização de dados diários).

Deste modo, procedeu-se ao agrupamento das observações em dados diários; quinzenais e mensais e, por sua vez, calcularam-se betas anuais, bianuais e trianuais, a fim de obtermos uma maior confiança nas estimativas dos mesmos, conforme se explicita no quadro seguinte:

Dados Período	Diários	Quinzenais	Mensais
1 Ano	+/- 250 observ. 143 betas	+/- 26 observ. 141 betas	-
2 Anos	+/- 500 observ. 63 betas	+/- 52 observ. 63 betas	+/- 24 observ. 63 betas
3 Anos	+/- 750 observ. 40 betas	+/- 78 observ. 40 betas	+/- 36 observ. 40 betas

Os betas históricos foram calculados para 6 anos consecutivos (de 1 de Janeiro de 1993 a 30 de Junho de 1998 – 1º semestre do ano), com o recurso ao modelo de Sharpe [63]:

$$R_i = \alpha_i + \beta_i R_m + e_i \quad (4.1)$$

onde,

R_i – corresponde à rendibilidade do título i ;

α_i - corresponde à componente da rendibilidade do título que é independente da *performance* do mercado (variável aleatória);

R_m - corresponde à rendibilidade do mercado, medida através de um índice (também é uma variável aleatória);

β_i - é uma constante que mede a variação esperada de um título (R_i) face a variações do mercado (R_m), e

e_i - corresponde ao erro aleatório, com um valor esperado igual a zero.

Para a determinação da rendibilidade do título i , utilizou-se as cotações diárias; quinzenais e mensais, corrigidas e/ou ajustados dos vários efeitos, do tipo: aumentos de capital; dividendos; incorporação de reservas; direitos de subscrição; e agregação, as quais foram gentilmente cedidas pela BVL.

Note-se que estas correcções e/ou ajustamentos são imprescindíveis para o cálculo correcto dos betas. Por exemplo, Carroll e Sears [94] examinaram as variações no risco do beta em redor de uma data de publicação de dividendos, utilizando uma amostra de anúncios de dividendos para o período Janeiro/1979 a Dezembro/1983. O estudo mostrou que as variações do beta são fortemente influenciadas ao alterar-se o comportamento dos betas grandes e pequenos. Isto implica que, os investigadores que atribuem variações do risco a anúncios específicos não necessitam controlar a sua investigação relativamente ao enviesamento de ordem da regressão. Investigações adicionais poderão também ser necessárias para assegurar se o enviesamento de ordem da regressão desempenha ou não um papel significativo na estimação de rendibilidades anormais em estudos individuais. Também o comportamento das

rendibilidades dos títulos em torno das datas de distribuição dos *stock split* tem gerado um interesse considerável nos anos mais recentes. Em particular alguns autores têm detectado alterações quer no grau de risco total quer no risco sistemático das acções em volta das datas anteriores daquela operação. Artigos recentes documentam um acréscimo permanente e significativo no beta médio subsequente às datas anteriores ao *stock split*. Wiggins [92], por exemplo, demonstrou que a alteração no beta estimado, determinado após as datas anteriores à operação em causa, diminuiu à maneira que o intervalo e a medição é aumentado. Não existem, portanto, diferenças estatisticamente significativas entre os betas pré-split e pós-split utilizando o estimador de Scholes-Willians [77].

O índice BVL Geral para o período em estudo foi o instrumento utilizado como indicador do comportamento do mercado, usando-se a respectiva taxa instantânea de rendibilidade do mercado entre dois períodos consecutivos (dia, quinzena ou mês) como variável independente:

$$R_m = \ln\left(\frac{\text{Índice BVL Geral } m}{\text{Índice BVL Geral } m-1}\right) \quad (4.2)$$

e as respectivas taxas instantâneas de rendibilidade de cada título i e de cada período m no mesmo espaço de tempo, como variável dependente, ou seja,

$$R_i = \ln\left(\frac{\text{Cotação } im}{\text{Cotação } im-1}\right), \quad (4.3)$$

nas diversas regressões separadas, que determinaram os diversos betas estimados para os diferentes períodos, das diferentes empresas.

Todas as regressões foram efectuadas através do programa estatístico "*Times Series Processor*". Os dados das séries temporais afectados pelo problema de autocorrelação (com os erros correlacionados entre si), detectados através da utilização da estatística *Durbin-Watson*, foram corrigidos pelo método tradicional de *Cochrane-Orcutt*.

Relativamente às séries trans-seccionais, utilizamos o comando "*Robustse*" no método dos mínimos quadrados simples, do programa estatístico em referência, a fim de eliminarmos eventuais problemas de heterocedasticidade e garantirmos a homocedasticidade, tal como pretendemos.

Inicialmente, foram calculados 143 betas históricos anuais, através de dados diários (cerca de 250 observações) das 32 empresas portuguesas que constam da amostra definida, entre 1993 e 1998 (1º semestre), cuja lista encontra-se descrita na página seguinte:

Quadro 4.1 - Betas Históricos: Betas anuais/Dados diários

Betas	β_{93}	β_{94}	β_{95}	β_{96}	β_{97}	β_{98}
A. Silva & Silva				0,451988	0,725226 *	0,551000 *
BCP	1,220880 *	1,253310 *	0,951053 *	1,199370 *	1,204050 *	1,046130 *
BES	0,541805 *	0,995716 *	0,664059 *	0,503686 *	0,956369 *	0,999343 *
BPI	1,060780 *	1,758210 *	1,345420 *			
BPI-SGPS				0,762708 *	1,237230 *	1,045410 *
C. S. Império	-0,069969	0,516551 *	1,493650 *	0,321399	1,045560 *	1,208800 *
C. S. Mundial confiança	0,813711	0,602789 *	0,579520	0,514343 *	1,564060 *	1,073060 *
C. S. Tranquilidade	1,196550	0,366991 *	0,190535	0,376948 *	0,208681 *	0,770809 *
Caima	1,521570 *	0,385070	0,972508 *	0,404978	0,315811 *	1,140920 *
Cimpor		0,355135 *	0,378384 *	0,939087 *	0,913061 *	
Cimpor-SGPS					0,967697 *	0,684866 *
Cofina						0,960132 *
Corticeira Amorim	1,526110 *	1,506270 *	0,759917 *	1,313660 *	1,111280 *	0,866813 *
EDP					0,885013 *	1,005560 *
Espart	0,045222	0,739153 *	1,210650 *	0,725879	0,886969 *	1,182250 *
Estoril-Sol	0,490365	0,216063	0,541823	-0,346622	0,972359 *	0,161301
Gestnave					-2,752680	0,867033 *
Inapa	1,147300 *	0,976877 *	0,422355 *	0,638278 *	0,386586 *	0,423289 *
Inparsa					1,646570 *	2,306410 *
Investec					0,268815	0,062336
ITI	0,663193 *	0,705677 *	0,528754	0,546150	0,321291 *	0,791733 *
Lisnave	3,036810 *	0,091185	-0,600480	-0,333502	0,153194	
Lusomundo				-0,024440	0,610335 *	0,498282 *
Mague	0,499744	0,239870	-0,061147	1,124070 *	0,397416 *	0,299373
Modelo-Continente	0,572319 *	1,006760 *	0,931707 *	0,569466 *	1,297020 *	0,964932 *
Portugal Telecom			0,536592 *	1,337620 *	0,992930 *	0,904762 *
Reditus	0,596320	1,506040 *	1,301800	0,368258	0,646883 *	0,842491 *
Semapa			0,866589 *	0,811434 *	1,127330 *	0,890628 *
Somague		1,589920 *	0,633254 *	1,262870 *	1,248830 *	0,992694 *
Sonae Imobiliária					0,275687	1,088700 *
Sonae Investimento	2,936910 *	2,015180 *	1,175420 *	1,119890 *	1,216800 *	0,781355 *
Unicer	0,817618 *	0,828578 *	0,763321 *	0,819668 *	0,784330 *	0,316428 *

Obs: * Betas estatisticamente significativos para um nível de significância de 5%

Dos 143 betas estimados, apenas 7 foram menores do que zero, ou seja, 5%. Tal facto significa que a inclusão de uma acção que se movimenta contra a tendência do mercado pode reduzir substancialmente o risco da carteira. Tal é difícil de acontecer pois quase todas as acções se movimentam de acordo com o mercado. Por outro lado, apenas se determinaram 12 betas com valores superiores a 1.5, correspondendo a 8.4% dos betas da amostra, pelo que se pode verificar que a maioria dos estimadores para o beta se encontram em redor da média do mercado. Finalmente, note-se que, dos

143 betas estimados, 109 são considerados estatisticamente relevantes ao nível de significância de 5%.

Posteriormente, calcularam-se novamente mais 141 betas anuais, só que agora com dados quinzenais retirados da Sexta-feira (ou em alternativa, da Quinta-feira) da primeira e terceira semana do mês, numa média de 26 observações anuais.

Quadro 4.2 - Betas Históricos: Betas anuais/Dados quinzenais

Betas	β_{93}	β_{94}	β_{95}	β_{96}	β_{97}	β_{98}
A. Silva & Silva				1,169670	0,538699 *	1,311270 *
BCP	1,030910 *	1,215470 *	1,015990 *	0,936165 *	1,124860 *	1,425540 *
BES	0,281277	0,770649 *	0,993026	0,705922 *	1,140870 *	1,618350 *
BPI	0,918476 *	1,821990 *	2,002980 *			
BPI-SGPS				0,545414	1,214790 *	1,760710 *
C. S. Império	0,377903	0,448970	2,371130 *	0,062148	1,134200 *	0,923149 *
C. S. Mundial confiança	1,904100 *	0,372684	-0,915253	0,149948	1,628760 *	1,653200 *
C. S. Tranquilidade	1,507180	0,419496 *	0,472767	0,375735	0,309782	1,238160 *
Caima	2,321950 *	0,902008 *	1,468140	1,181310	0,582233 *	1,480480 *
Cimpor		0,562845	0,178950	2,043830 *	1,318940 *	
Cimpor-SGPS					0,893361 *	0,670263 *
Cofina						-0,313772
Corticeira Amorim	1,945390 *	1,376360 *	-0,361901	2,072470 *	1,301210 *	0,742764
EDP					0,661873 *	0,864061 *
Espart	-0,426923	0,636385 *	1,000220	-0,580807	0,764667 *	0,633648
Estoril-Sol	0,908503 *	0,730644 *	-0,715205	0,647803	0,750012 *	0,959403 *
Gestnave						1,536070 *
Inapa	1,561640 *	0,736534 *	1,056200	0,228092	0,742101 *	0,397581
Inparsa					1,663410 *	1,156350 *
Investec						0,583559 *
ITI	0,922864 *	0,878196	-0,431336	1,808160	0,190494	0,313200
Lisnave	1,901780	0,626534	-1,662680	-0,432076	3,833240	
Lusomundo				-0,291584	0,193230	1,207890 *
Mague		0,417259	0,231896	2,704020 *	0,797193 *	0,947859
Modelo-Continente	0,886676 *	0,949472 *	1,609480 *	0,835832	1,154700 *	0,853918 *
Portugal Telecom			0,438003	1,546320 *	1,102470 *	0,500369
Reditus	0,792663	1,327640	-2,298280	0,081779	0,339320	0,936890
Semapa			0,909604	0,989001	1,081170 *	0,976935 *
Somague		1,892860 *	1,158450 *	1,034060	1,193850 *	1,082510 *
Sonae Imobiliária						0,662334
Sonae Investimento	2,900880 *	1,754490 *	0,969254 *	1,919020 *	1,091640 *	0,645265 *
Unicer	1,173430 *	1,199270 *	2,070300 *	1,248190 *	0,549031 *	0,394262

Obs: * Betas estatisticamente significativos para um nível de significância de 5%

Agora, registamos cerca de 8% de betas sem significado, cujo valor é menor do que zero; 27 betas com valor superior a 1.5, correspondendo a 19% do total e 80 betas estatisticamente relevantes (57%).

No quadro (4.3), descrevemos a relação dos 63 betas bianuais, estimados a partir de dados diários, num total de cerca de 500 observações, para o período de 1993/94; 1995/96 e 1997/98.

Quadro 4.3 – Betas Históricos: Betas bianuais/Dados diários			
Betas	$\beta_{93/94}$	$\beta_{95/96}$	$\beta_{97/98}$
A. Silva & Silva			0,666650 *
BCP	1,249150 *	1,027830 *	1,132200 *
BES	0,800257 *	0,608797 *	0,973165 *
BPI	1,479140 *		
BPI-SGPS			1,154270 *
C. S. Império	0,275234 *	1,023870 *	1,099640 *
C. S. Mundial confiança	0,604270 *	0,677181 *	1,330070 *
C. S. Tranquilidade	0,714005 *	0,269873 *	0,475920 *
Caima	0,859946 *	0,699266 *	0,693663 *
Cimpor		0,621328 *	
Cimpor-SGPS			0,827296 *
Corticeira Amorim	1,512700 *	0,986092 *	0,987959 *
EDP			0,939645 *
Espart	0,478612 *	0,883734 *	0,968704 *
Estoril-Sol	0,347363 *	0,313802	0,549714 *
Gestnave			
Inapa	1,087770 *	0,549560 *	0,401291 *
ITI	0,634777 *	0,672737	0,566265 *
Lisnave	1,246960 *	-0,465059	
Lusomundo			0,555189 *
Mague	0,254110	0,415664	0,342112 *
Modelo-Continente	0,866566 *	0,791862 *	1,161650 *
Portugal Telecom		0,973926 *	0,951901 *
Reditus	1,114940 *	1,010940	0,743327 *
Semapa		0,802828 *	1,023910 *
Somague		0,899108 *	1,129370 *
Sonae Investimento	2,369520 *	1,185090 *	1,008060 *
Unicer	0,830531 *	0,764658 *	0,620916 *

Obs: * Betas estatisticamente significativos para um nível de significância de 5%

Destes, apenas um foi menor do que zero, dois foram superiores a 1.5 e 90% dos betas foram considerados estatisticamente relevantes, ao nível de significância de 5%.

Recalculando os betas bianuais, agora com dados quinzenais num total de 52 observações, os novos 63 betas tiveram a seguinte nomenclatura:

Quadro 4.4 – Betas Históricos: Betas bianuais/Dados quinzenais			
Betas	$\beta_{93/94}$	$\beta_{95/96}$	$\beta_{97/98}$
A. Silva & Silva			0,922358 *
BCP	1,181100 *	0,840443 *	1,252050 *
BES	0,535379 *	0,880963 *	1,320600 *
BPI	1,470580 *		
BPI-SGPS			1,425920 *
C. S. Império	0,341832	1,066750 *	1,120880 *
C. S. Mundial confiança	0,991096 *	0,304589	1,620010 *
C. S. Tranquilidade	0,775122	0,381567 *	0,676105 *
Caima	1,503640 *	0,992074	1,015480 *
Cimpor		1,022870 *	
Cimpor-SGPS			0,804301 *
Corticeira Amorim	1,607130 *	0,993612 *	1,087600 *
EDP			0,788928 *
Espart	0,147767	0,569148	0,709594 *
Estoril-Sol	0,853311 *	0,741558	0,851720 *
Inapa	1,045460 *	0,781591 *	0,567833 *
Inparsa			1,404820 *
ITI	0,724014 *	1,519200	0,278411
Lisnave	1,338550 *	-0,526002	
Lusomundo			0,674652 *
Mague	0,474471	1,473100	0,680466 *
Modelo-Continente	0,920809 *	1,166740 *	1,034780 *
Portugal Telecom		1,241590 *	0,820218 *
Reditus	0,824682 *	0,047377	0,614956 *
Semapa		0,827879	1,017850 *
Somague		1,457060 *	1,056940 *
Sonae Investimento	2,229130 *	1,546290 *	0,899893 *
Unicer	1,142870 *	1,394000 *	0,515484 *

Obs: * Betas estatisticamente significativos para um nível de significância de 5%

Continuamos a ter o beta 1995/96 da Lisnave menor do que zero, mas os betas maiores do que 1.5 passaram a 6 e obtivemos 50 betas estatisticamente relevantes.

Calculamos, ainda, os betas bianuais a partir de 24 observações mensais, agora com 2 betas negativos, 15 superiores a 1.5 e 46 estatisticamente significativos:

Quadro 4.5 – Betas Históricos: Betas bianuais/Dados mensais			
Betas	$\beta_{93/94}$	$\beta_{95/96}$	$\beta_{97/98}$
A. Silva & Silva			1,046670 *
BCP	1,380590 *	1,079790 *	1,220600 *
BES	0,154261	0,280197	1,330650 *
BPI	1,169060 *		
BPI-SGPS			1,744830 *
C. S. Império	0,137237	0,311486	1,238330 *
C. S. Mundial confiança	1,339920 *	1,271620	1,544320 *
C. S. Tranquilidade	0,196752	0,368548	0,422482
Caima	1,999370 *	0,082991	0,920629 *
Cimpor		1,022760 *	
Cimpor-SGPS			0,891771 *
Corticeira Amorim	1,718160 *	1,354500 *	0,774820 *
EDP			0,818644 *
Espart	0,329128	1,048330	0,987970 *
Estoril-Sol	1,058840 *	1,521990	0,550198
Inapa	1,384000 *	0,488858	-0,020789
Inparsa			2,131700 *
ITI	0,571220	2,864390 *	0,838714 *
Lisnave	2,137950 *	-0,325368	
Lusomundo			0,708025
Mague	0,744729	2,797440 *	0,931076 *
Modelo-Continente	1,258970 *	2,055930 *	1,409710 *
Portugal Telecom		1,493780 *	0,717425 *
Reditus	0,651799	-0,774465	0,862955 *
Semapa		0,754725	0,968970 *
Somague		0,883210	1,153790 *
Sonae Indústria	1,987010 *	2,541270 *	0,987815 *
Sonae Investimento	2,331210 *	1,590760 *	0,658509 *
Unicer	1,514620 *	0,761882 *	0,717216 *

Obs: * Betas estatisticamente significativos para um nível de significância de 5%

A fim de estudarmos o impacto da estabilidade da estimação na nossa análise, relativamente à tendência dos betas em convergirem para a unidade, calculamos os betas trianuais para o período de 1993/95 e 1996/98.

Primeiro, utilizamos cerca de 750 observações diárias que foram responsáveis pela estimação de 40 betas, conforme o quadro (4.6).

Quadro 4.6 - Betas Históricos: Betas trianuais/Dados diários

Betas	$\beta_{93/95}$	$\beta_{96/98}$
A. Silva & Silva		0,642900 *
BCP	1,185570 *	1,142590 *
BES	0,774740 *	0,954748 *
BPI	1,442740 *	
BPI-SGPS		1,159420 *
C. S. Império	0,480020 *	1,064497 *
C. S. Mundial confiança	0,698634 *	1,280180 *
C. S. Tranquilidade	0,612634 *	0,468239 *
Caima	0,827299 *	0,687837 *
Corticeira Amorim	1,389620 *	1,018800 *
Espart	0,571359 *	1,001460 *
Estoril-Sol	0,407071 *	0,523374 *
Inapa	0,948802 *	0,418199 *
ITI	0,635389 *	0,585086 *
Lisnave	0,881590 *	
Lusomundo		0,538557 *
Mague	0,164083	0,391725 *
Modelo-Continente	0,881755 *	1,117030 *
Portugal Telecom		0,972729 *
Reditus	1,137240 *	0,713644 *
Semapa		1,004230 *
Somague		1,125270 *
Sonae Investimento	2,166380 *	1,014220 *
Unicer	0,822151 *	0,634076 *

Obs: * Betas estatisticamente significativos para um nível de significância de 5%

Como se pode observar, não registamos nenhum beta negativo, apenas um foi superior a 1.5 e, também, só um foi considerado estatisticamente irrelevante, através da aplicação da estatística *t-student*.

No próximo quadro, apresentamos os novos betas trianuais, resultantes da aplicação do método dos mínimos quadrados simples a cerca de 78 observações quinzenais.

Quadro 4.7 - Betas Históricos: Betas trianuais/Dados quinzenais

Betas	$\beta_{93/95}$	$\beta_{96/98}$
A. Silva & Silva		0,892194 *
BCP	1,135030 *	1,258210 *
BES	0,590339 *	1,284900 *
BPI	1,464570 *	
BPI-SGPS		1,385640 *
C. S. Império	0,593437 *	1,087280 *
C. S. Mundial confiança	0,887392 *	1,516360 *
C. S. Tranquilidade	0,684585	0,642025 *
Caima	1,494240 *	0,969617 *
Corticeira Amorim	1,535690 *	1,156460 *
Espart	0,324643	0,606130 *
Estoril-Sol	0,785482 *	0,794489 *
Inapa	1,099720 *	0,558459 *
ITI	0,744114 *	0,133401
Lisnave	1,166510 *	
Lusomundo		0,467684
Mague	0,404422	0,807746 *
Modelo-Continente	1,027100 *	1,025940 *
Portugal Telecom		0,854856 *
Reditus	0,760836	0,492180
Semapa		0,972480 *
Somague		0,987008 *
Sonae Investimento	2,150320 *	0,927796 *
Unicer	1,178220 *	0,568733 *

Obs: * Betas estatisticamente significativos para um nível de significância de 5%

Continuamos a não ter betas sem significado (ou seja, negativos), três foram superiores a 1.5 e 17.5% considerados estatisticamente irrelevantes.

Passando à estimação dos 40 betas dos dois triénios em análise, com dados mensais (36 observações), obtivemos o seguinte quadro, em que nenhum beta foi menor do que zero, 7 foram superiores a 1.5 e 70% considerados estatisticamente significativos.

Quadro 4.8 - Betas Históricos: Betas trianuais/Dados mensais

Betas	$\beta_{93/95}$	$\beta_{96/98}$
A. Silva & Silva		0,962831 *
BCP	1,335540 *	1,262300 *
BES	0,389321	1,254910 *
BPI	1,095330 *	
BPI-SGPS		1,712130 *
C. S. Império	0,326150	1,176130 *
C. S. Mundial confiança	1,189160 *	1,489010 *
C. S. Tranquilidade	0,251714	0,462930 *
Caima	1,832830 *	0,747865 *
Corticeira Amorim	1,682110 *	0,977878 *
Espart	0,494621	0,863901 *
Estoril-Sol	1,134590 *	0,457200
Inapa	1,281050 *	0,220906
ITI	0,694160	0,596320
Lisnave	1,844400 *	
Lusomundo		0,531224
Mague	1,211980	1,052320 *
Modelo-Continente	1,523640 *	1,349260 *
Portugal Telecom		0,770661 *
Reditus	0,560805	0,516320
Semapa		0,871797 *
Somague		0,909698 *
Sonae Indústria	2,388970 *	1,311110 *
Sonae Investimento	2,281640 *	0,693827 *
Unicer	1,411590 *	0,707241 *

Obs: * Betas estatisticamente significativos para um nível de significância de 5%

Finalmente, recalculamos os betas anuais a partir de dados diários, pela metodologia de Scholes-Williams [77], descrita no ponto 2.4.1 e 3.4 da dissertação, através da aplicação das equações (2.4.1.1) e (2.4.1.2).

Para a estimação dos 140 betas pela metodologia Scholes-Williams [77], foram calculadas 420 regressões lineares simples, muitas das quais repetidas a fim de serem eliminados os problemas causados pela autocorrelação, quando detectados pela estatística *Durbin-Watson*.

Quadro 4.9 - Betas Históricos Scholes-Williams: Betas anuais/Dados diários

Betas	β_{S-W93}	β_{S-W94}	β_{S-W95}	β_{S-W96}	β_{S-W97}	β_{S-W98}
A. Silva & Silva				3,055985	0,467412	0,226823
BCP	1,145314	1,174690	1,319938	1,295330	1,192002	0,575292
BES	0,598156	1,236252	0,714612	0,579956	0,741489	0,930511
BPI	1,208153	2,615950	1,487771			
BPI-SGPS				1,099692	1,308674	0,919488
C. S. Império	0,327248	0,525590	2,131932	0,442260	1,228242	0,222805
C. S. Mundial confiança	2,309668	1,449000	0,638421	0,491092	1,716393	1,252088
C. S. Tranquilidade	1,061277	0,430366	0,232938	0,740245	0,306717	0,937842
Caima	2,118087	0,844926	2,217468	0,964838	0,798498	0,926398
Cimpor		0,665090	0,550813	1,272220	1,545167	
Cimpor-SGPS					0,846018	0,708063
Cofina						0,496145
Corticeira Amorim	1,595315	2,246911	1,066687	1,520328	1,218110	0,594595
EDP					0,584519	0,917565
Espart	0,601501	1,516471	2,404333	0,201333	0,833779	0,891598
Estoril-Sol	1,057539	0,990938	1,059768	0,063151	0,811901	0,424481
Gestnave					-2,295376	0,325045
Inapa	1,242209	1,250536	0,952744	1,174816	0,412008	0,226623
Inparsa					0,901209	1,349476
Investec						0,594258
ITI	1,132658	1,342659	0,704864	0,423676	0,302337	1,015135
Lisnave	2,047017	0,571719	-0,818184	-0,802691	0,154661	
Lusomundo				1,131386	0,757978	0,834957
Mague		0,116800	1,248570	2,285776	1,164225	0,101579
Modelo-Continente	0,777220	1,830167	1,791673	1,684902	1,326509	0,734992
Portugal Telecom			0,550970	1,400413	0,767502	0,695003
Reditus	0,607093	2,389432	0,584975	-2,083320	0,657324	0,827995
Semapa			1,601192	1,130881	1,110108	0,928701
Somague		2,916410	1,036145	1,381551	1,052548	0,892534
Sonae Imobiliária						0,884971
Sonae Investimento	2,733354	2,478110	1,297038	1,343620	1,232446	1,073731
Unicer	0,918207	1,779716	1,414060	0,792767	0,872721	0,122675

Dos betas de Scholes-Williams [77], apenas 4 foram menores do que zero e 24, ou seja, 17% foram superiores a 1,5.

5 – Resultados Empíricos

Depois de calculados os diversos betas anuais, bianuais e trianuais com dados diários, quinzenais e mensais, pelo método tradicional com a utilização dos mínimos quadrados simples e pelo método de Scholes-Williams [77], seguiu-se a metodologia adoptada por Blume [71 e 75]⁵, descrita no capítulo 2 e 3. Esta foi aplicada, não a carteiras, mas aos títulos individuais do mercado de capitais português, descritos no capítulo anterior, para testar a validação da hipótese empírica de Blume [71], através da aplicação da seguinte equação aos dados constantes dos quadros 34-42 do anexo:

$$\beta_{im} = b_0 + b_1\beta_{im-1} + \varepsilon_i \quad (5.1)$$

em que β_{im} corresponde ao beta do activo i para o período m .

Conforme resulta do quadro 43; 45 e do 47 ao 54 do anexo, que contém algumas das estatísticas encontradas sobre as equações de regressão, estas aparecem resumidas na tabela (5.1):

Tabela 5.1 – Equação de Blume para os títulos individuais no mercado de capitais português		
Betas/ Dados	$\beta_{im} = b_0 + b_1\beta_{im-1}$	Equação
Betas Anuais/ Dados Diários	$\beta_{im} = 0.625338 + 0.217276 \beta_{im-1} + ei$	(5.2)
Betas Anuais/ Dados Quinzenais	$\beta_{im} = 0.834330 + 0.058684 \beta_{im-1} + ei$	(5.3)
Betas Bianuais/ Dados Diários	$\beta_{im} = 0.546325 + 0.265338 \beta_{im-1} + ei$	(5.4)
Betas Bianuais/ Dados Quinzenais	$\beta_{im} = 0.885776 - 0.016467 \beta_{im-1} + ei$	(5.5)
Betas Bianuais/ Dados Mensais	$\beta_{im} = 0.910567 + 0.067181 \beta_{im-1} + ei$	(5.6)
Betas Trianuais/ Dados Diários	$\beta_{im} = 0.613431 + 0.233589 \beta_{im-1} + ei$	(5.7)
Betas Trianuais/ Dados Quinzenais	$\beta_{im} = 0.722570 + 0.147355 \beta_{im-1} + ei$	(5.8)
Betas Trianuais/ Dados Mensais	$\beta_{im} = 0.781651 + 0.092615 \beta_{im-1} + ei$	(5.9)
Betas Anuais S-W/ Dados Diários	$\beta_{im} = 0.724303 + 0.222118 \beta_{im-1} + ei$	(5.10)

⁵ Sobre o teste ao modelo de Blume no mercado de capitais português, os leitores podem ainda consultar os estudos de Cuquemelle e outros [96] e Duque, João [96].

Tendo em conta que b_1 varia entre -1 e 1 , tal como Blume [75] demonstrou teoricamente e se valida empiricamente e sendo $\beta_{im} = f \beta_{im-1}$, o limite para que tenderão os betas será⁶:

$$\lim_{m \rightarrow \infty} \beta_{im} = b_0 \left[1 + \frac{b_1}{1 - b_1} \right] \quad (5.11)$$

Blume [71], ao aplicar a equação (5.11), obteve valores próximos da unidade para a generalidade dos períodos considerados. Neste estudo, o limite encontrado para que tenderão os betas varia entre 0.743641 para os betas bianuais/ dados diários e 0.931122 para os betas anuais com dados diários, segundo a metodologia de Scholes-Williams [77], pelo que alguns dos limites afastam-se significativamente da unidade, como se pode observar pela tabela (5.2).

Betas/ Dados	$\lim_{m \rightarrow \infty} \beta_{im} = b_0 \left[1 + \frac{b_1}{1 - b_1} \right]$
Betas Anuais/ Dados Diários	0.798925 (5.12)
Betas Anuais/ Dados Quinzenais	0.886344 (5.13)
Betas Bianuais/ Dados Diários	0.743641 (5.14)
Betas Bianuais/ Dados Quinzenais	0.871426 (5.15)
Betas Bianuais/ Dados Mensais	0.976145 (5.16)
Betas Trianuais/ Dados Diários	0.800394 (5.17)
Betas Trianuais/ Dados Quinzenais	0.847445 (5.18)
Betas Trianuais/ Dados Mensais	0.861432 (5.19)
Betas Anuais S-W/ Dados Diários	0.931122 (5.20)

Como a forma de associar medidas de incerteza às previsões consiste em construir intervalos de confiança para as mesmas – os chamados intervalos de previsão – de seguida construiu-se o intervalo que se creia que conterà o valor futuro do β_{im}

⁶ O limite encontrado para β_{im} , quando m tende para infinito, só se valida perante determinadas restrições, nomeadamente, no que respeita à estacionaridade dos betas ao longo dos tempos, ou seja, só

estimado, após substituir-se o valor de β_{im-1} pelo acima encontrado, nas equações da tabela (5.2), com uma probabilidade de 95%.

O intervalo de previsão para o beta estimado resultou da aplicação da seguinte fórmula:

$$\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \beta_{im-1} \pm t_{\alpha/2} S \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(\beta_{im} - \overline{\beta_{im-1}})^2}{\sigma^2 \beta_{im-1}}} \quad (5.21)$$

pelo que o intervalo de confiança a 95% para os betas da tabela (5.2) foram os constantes da tabela (5.3).

Tabela 5.3 – Intervalo de previsão para o beta estimado pela equação de Blume	
Betas/ Dados	$\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \beta_{im-1} \pm t_{\alpha/2} S \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(\beta_{im} - \overline{\beta_{im-1}})^2}{\sigma^2 \beta_{im-1}}}$
Betas Anuais/ Dados Diários	$0.760375 \leq \hat{\beta}_{im} \leq 0.837475$ (5.22)
Betas Anuais/ Dados Quinzenais	$0.760942 \leq \hat{\beta}_{im} \leq 1.011746$ (5.23)
Betas Bianuais/ Dados Diários	$0.683951 \leq \hat{\beta}_{im} \leq 0.803331$ (5.24)
Betas Bianuais/ Dados Quinzenais	$0.765951 \leq \hat{\beta}_{im} \leq 0.976901$ (5.25)
Betas Bianuais/ Dados Mensais	$0.673375 \leq \hat{\beta}_{im} \leq 1.278915$ (5.26)
Betas Trianuais/ Dados Diários	$0.758057 \leq \hat{\beta}_{im} \leq 0.842731$ (5.27)
Betas Trianuais/ Dados Quinzenais	$0.757478 \leq \hat{\beta}_{im} \leq 0.937412$ (5.28)
Betas Trianuais/ Dados Mensais	$0.706010 \leq \hat{\beta}_{im} \leq 1.016854$ (5.29)
Betas Anuais S-W/ Dados Diários	$0.775928 \leq \hat{\beta}_{im} \leq 1.086316$ (5.30)

Como se pode aferir, pela utilização dos betas anuais/ dados diários; betas bianuais e trianuais com dados diários e quinzenais, o intervalo de confiança, para a estimação do β_{im} , não contém a unidade.

se β_{im} for igual a β_{im+1} , e se β_{im} e $\hat{\beta}_{im}$ forem variáveis normais bivariadas.

Deste modo, poderemos concluir que a hipótese empírica levantada por Blume [71], para estes casos, não se verifica no mercado de capitais português no período em análise.

Por outro lado, para os betas anuais determinados por dados quinzenais; betas bianuais e trianuais a partir de dados mensais e para os betas anuais/ dados diários da metodologia de Scholes-Williams [77], a conclusão a que chegamos é que a hipótese empírica de convergência dos betas para a unidade verifica-se no mercado português, tal como noutros mercados estrangeiros, nomeadamente o dos Estados Unidos da América, estudados por Blume [71 e 75], pois o intervalo de previsão para aqueles betas contém a unidade.

No entanto, nem todos os betas utilizados para o teste ao modelo de Blume que constam dos primeiros 33 quadros apresentados em anexo são estatisticamente relevantes ao nível de significância de 5%, pois como se pode observar pelos resultados dos resumos das estatísticas associadas à regressão linear simples que determinou cada um dos betas utilizados para o estudo (conforme consta dos dados apresentados dos quadros (4.1) e (4.2) do capítulo referente aos dados do estudo), 34 em 143 betas anuais/ dados diários e 61 em 141 betas anuais/ dados quinzenais, não são estatisticamente significativos. Estas conclusões são provadas pelo teste t , pois a um grau de significância de 5% não podemos, para aqueles, rejeitar a hipótese nula, uma vez que o intervalo de confiança a 95% contém o valor zero. Logo, levantou-se a questão das equações (5.12) e (5.13) não terem validade estatística, dado que a primeira dependeu em cerca de 24% de dados não estatisticamente relevantes e a segunda em 43%. Adicionalmente, procedeu-se à repetição dos testes de regressão do

modelo em estudo pela equação (5.1), reduzindo-se as observações a 109 em vez de 143 para os betas anuais/ dados diários e a 80 em 141 para os betas anuais/ dados quinzenais. A diferença é que agora as observações utilizadas dizem respeito a betas estatisticamente relevantes a um nível de significância de 5%.⁷

As novas equações encontradas, conforme as estatísticas apuradas sobre a regressão linear implementada, cujos resultados encontram-se nos quadros 44 e 46 do anexo, foram as seguintes:

Tabela 5.4 – Equação de Blume para os títulos individuais no mercado de capitais português Utilização de betas estatisticamente relevantes (*)		
Betas*/ Dados	$\beta_{im} = b_0 + b_1 \beta_{im-1}$	Equação
Betas* Anuais/ Dados Diários	$\beta_{im} = 0.799406 + 0.183375 \beta_{im-1} + ei$	(5.31)
Betas* Anuais/ Dados Quinzenais	$\beta_{im} = 1.13192 + 0.054255 \beta_{im-1} + ei$	(5.32)

Aplicando novamente a equação (5.11) de modo a determinar-se o limite para o qual tenderão os betas anuais, estes passaram a 0.978914 e 1.196855, com a utilização de dados diários e quinzenais, respectivamente. Agora, com a utilização de dados diários, o limite encontrado para os betas está muito mais próximo da unidade e do valor encontrado por Blume [71] para o mercado de capitais americano. Por outro lado, para os dados quinzenais, aquele limite afastou-se ligeiramente da unidade, comparativamente à situação anterior em que se utilizaram todos os betas, quer estatisticamente relevantes ou não.

⁷ Note-se que, apenas recorremos à utilização exclusiva de betas estatisticamente significativos a 5% para o caso da utilização de dados diários, pois para os betas bianuais e trianuais, ficaríamos reduzidos a poucas observações para a estimação do modelo.

Tabela 5.5 – Limite para a tendência dos betas estatisticamente relevantes estimados pela equação de Blume

Betas/ Dados	$\lim_{m \rightarrow \infty} \beta_{im} = b_0 \left[1 + \frac{b_1}{1 - b_1} \right]$
Betas* Anuais/ Dados Diários	0.978914 (5.33)
Betas* Anuais/ Dados Quinzenais	1.196855 (5.34)

Novamente, testamos o intervalo de confiança com o objectivo de verificar se este incluía a unidade para, deste modo, poder-se validar a hipótese empírica levantada por Blume [71], desta feita para o mercado de capitais português. Concluimos, pela aplicação da fórmula (5.21), que os intervalos de confiança a 95% para $\hat{\beta}_{im}$, quando $\hat{\beta}_{im-1}$ é igual aos limites encontrados na tabela (5.5), foram os seguintes, descritos na tabela (5.6).

Tabela 5.6 – Intervalo de previsão para os betas estatisticamente relevantes estimados pela equação de Blume

Betas/ Dados	$\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \beta_{im-1} \pm t_{\alpha/2} S \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(\beta_{im} - \overline{\beta_{im-1}})^2}{\sigma^2 \beta_{im-1}}}$
Betas* Anuais/ Dados Diários	$0.935554 \leq \hat{\beta}_{im} \leq 1.022274$ (5.35)
Betas* Anuais/ Dados Quinzenais	$1.099711 \leq \hat{\beta}_{im} \leq 1.293999$ (5.36)

Aqui as conclusões retiradas anteriormente invertem-se, passando os betas estatisticamente significativos com maior ruído (pela utilização de dados diários) a conterem a unidade no seu intervalo de previsão, ao passo que para os betas determinados a partir de dados quinzenais (menor ruído), o intervalo de previsão para estes deixou de conter a unidade. Logo, a hipótese levantada por Blume [71] valida-se no primeiro caso, tal como queríamos demonstrar, mas não no segundo caso.

Para as previsões do beta de 1997 e 1998, procuramos estudar qual o modelo que minimiza os erros de estimação, utilizando-se apenas os betas anuais, determinados a partir de dados diários e quinzenais.

Para a construção dos quadros 55; 57; 59; 61; 63 e 65 do anexo, procedeu-se às respectivas previsões através da utilização das equações resultantes dos quadros 54, 56; 58; 60; 62 e 64, aplicadas a todas as observações de β_{im-1} , quer estatisticamente relevantes ou não, e da utilização das equações dos quadros 56 e 60 do anexo, apenas para as observações relevantes dos betas anuais a partir de dados diários, na estimação do beta de 1997 e 1998, respectivamente. Ao procedermos às respectivas estimações para o beta do título i do período m futuro, espera-se que as previsões não se afastem muito dos valores futuros, isto é, que os erros de previsão em que se vai incorrer sejam, em termos práticos, considerados toleráveis. De facto, o objectivo da previsão pontual é mais o de obter previsões que, em geral, minimizem os erros cometidos, do que acertar em valores particulares. Mas a possibilidade de fazer previsões em que a incerteza que lhes é inerente possa ser controlada, através de uma medição em termos de probabilidade, é sempre desejável.

Paralelamente, procedeu-se às estimativas para o beta futuro de cada título i através da técnica de previsão de Bayes-Vasicek [73], a partir da aplicação da equação (3.2.1), com o apoio dos dados obtidos nos quadros 66; 67 e 68 do anexo, em relação às médias e variâncias do β_{im-1} médio, para cada período compreendido entre 1996 e 1997, inclusive. Quanto às variâncias de cada beta individual do período antecedente, estas foram retiradas dos sumários estatísticos referentes à determinação de cada valor

de beta para cada título, no respectivo período anual analisado. Mais uma vez se analisou separadamente as duas estimativas de previsão da técnica de Bayes-Vasicek quer numa primeira fase com todos os betas anuais determinados com dados diários e quinzenais e, posteriormente, apenas com os betas anuais com dados diários estatisticamente relevantes. As respectivas previsões constam nos quadros 69 a 74, apresentados em anexo.

Finalmente, utilizamos os dois modelos *Naives* para a previsão dos betas. O primeiro, resultou da aplicação da equação (3.3.1), em que fizemos depender o β_{im} do beta do título respectivo do ano anterior. No segundo, igualamos o β_{im} ao beta médio dos anos anteriores em estudo, pela aplicação da equação (3.3.2). A partir das previsões destes modelos, utilizados também para a estimação do beta do título i no período m , construímos os quadros que fazem parte dos anexos, entre o número 75 e 82, inclusive.

Os diferentes métodos de previsão apresentados quer por Blume [71], quer por Vasicek [73], pressupõem certos padrões de comportamento que já foram analisados, relativamente aos quais iremos procurar qual o mais eficaz para o mercado de capitais português e confrontá-los com os métodos *naives*. Os critérios em função dos quais iremos procurar a resposta mais adequada, numa perspectiva de previsão, terá de basear-se nos erros de previsão cometidos, tal como fizeram diversos investigadores, entre eles Boabang [96].

Da análise da tabela (5.7), que resume os resultados da estimação temporal dos betas de 1997, através da técnica de Blume [71], de Vasicek [73] e dos modelos *naives*, quando são utilizados todos os betas anuais com dados diários, quer relevantes ou não em termos estatísticos, conclui-se, pela utilização do EQM, através da aplicação da equação (3.0.1) – medida de confrontação privilegiada por Boabang [96] - que a técnica de previsão de Blume apresenta o menor EQM de 0.1476, inferior em 14.7% do que o respectivo valor de erro encontrado na técnica de Bayes-Vasicek que foi de 0.1693. Por sua vez, qualquer das técnicas, quer de Blume quer de Vasicek, apresentam erros de estimação inferiores aos existentes nos dois modelos *naives* em confrontação. Em relação a todas as outras medidas de enviesamento, resultantes da aplicação das equações (3.0.2); (3.0.3) e (3.0.4), a conclusão sobre a escolha de Blume não mantém-se.

Tabela 5.7 – Comparação de erros de previsão para a estimação do beta de 1997
Utilização de Betas Anuais/ Dados Diários

Modelo de Previsão	Dados	N	EQM	EAM	EPAM	EPM
Técnica de Blume	1993 a 1996	24	0.1476	0.3288	53.18%	-10.12%
Técnica de Vasicek	1996	24	0.1693	0.3128	42.49%	3.91%
Técnica <i>Naive</i> ¹	1996	24	0.2539	0.3784	60.79%	20.11%
Técnica <i>Naive</i> ²	1993 a 1996	19	0.1708	0.3325	50.28%	-16.81%

$$^1 \hat{\beta}_{im} = \beta_{im-1}$$

$$^2 \hat{\beta}_{im} = \bar{\beta}_{im-j} = \sum_{j=1}^{m-1} \frac{1}{m-1} \beta_{ij}$$

No entanto, como já tínhamos concluído anteriormente, em relação ao modelo de Blume [71], o mesmo apenas se validava empiricamente no mercado de capitais português perante a utilização das observações estatisticamente relevantes, no que se refere à utilização de betas anuais com dados diários. Então, procedeu-se à comparação similar, agora referente aos quadros 57 e 70 do anexo, correspondendo à

estimação temporal dos betas com a utilização dos coeficientes estatisticamente relevantes. Na construção da tabela (5.8), esquecemos os modelos *naives*, uma vez que não fazia sentido a sua utilização, quando estamos a seleccionar apenas dados estatisticamente relevantes, numa base não *naive*.

Tabela 5.8 – Comparação de erros de previsão para a estimação do beta de 1997
Utilização de Betas Anuais/ Dados Diários – betas estatisticamente relevantes

Modelo de Previsão	Dados	N	EQM	EAM	EPAM	EPM
Técnica de Blume	1993 a 1996	15	0.2300	0.3406	79.97%	-77.53%
Técnica de Vasicek	1996	15	0.1597	0.3089	41.31%	-8.37%

Desta tabela, pode-se aferir que o modelo de previsão de Vasicek [73] é aquele que melhor se ajusta, no período em estudo para previsão do beta de 1997, ao mercado de capitais nacional, uma vez que, o EQM (0.1597) é bastante mais baixo, comparativamente à técnica de previsão de Blume [71] (0.2300), sendo esta diferença de menos 44%. O mesmo tipo de avaliação é feito em relação ao EAM, ao EPAM, e ao EPM, sendo aqui a escolha pela técnica de Vasicek [73] bastante consistente.

Voltamos a repetir a análise efectuada aos modelos de previsão, mas agora para a estimação do beta de 1998, de modo a ser comparado com os valores históricos alcançados no mesmo período, conforme consta da tabela (5.9):

Tabela 5.9 – Comparação de erros de previsão para a estimação do beta de 1998
Utilização de Betas Anuais/ Dados Diários

Modelo de Previsão	Dados	N	EQM	EAM	EPAM	EPM
Técnica de Blume	1993 a 1997	28	0.1784	0.3022	80.44%	-46.39%
Técnica de Vasicek	1997	28	0.1891	0.3522	72.14%	-35.61%
Técnica <i>Naive</i> ¹	1997	28	0.6225	0.4425	77.92%	-19.92%
Técnica <i>Naive</i> ²	1993 a 1997	19	0.1587	0.3269	63.37%	-33.97%

$$^1 \hat{\beta}_{im} = \beta_{im-1}$$

$$^2 \hat{\beta}_{im} = \bar{\beta}_{im-j} = \sum_{j=1}^{m-1} \frac{1}{m-1} \beta_{ij}$$

Como se pode observar por esta tabela, com especial destaque para os resultados do EQM, a técnica que comporta menores erros de estimação foi, surpreendentemente, a resultante da aplicação do modelo *naive* cuja previsão depende do beta médio de 1993 a 1997. Por sua vez, os modelos de Blume [71] e de Vasicek [73], bastante próximos do modelo vencedor, ficaram distantes um do outro por um ponto, sendo a vantagem atribuída ao primeiro.

Repetimos a comparação dos erros de previsão para a estimação do beta de 1998, apenas com os betas estatisticamente significativos, tal como tínhamos feito para 1997.

Tabela 5.10 – Comparação de erros de previsão para a estimação do beta de 1998
Utilização de Betas Anuais/ Dados Diários – betas estatisticamente relevantes

Modelo de Previsão	Dados	N	EQM	EAM	EPAM	EPM
Técnica de Blume	1993 a 1997	25	0.2982	0.4494	94.29%	-90.56%
Técnica de Vasicek	1997	25	0.1414	0.3057	54.21%	-30.52%

Tal como na análise similar feita para 1997, o modelo que claramente apresenta menores erros de estimação em todos os testes (EQM; EAM; EPAM e EPM), foi a técnica de estimação Bayesiana de Vasicek [73].

Tabela 5.11 – Comparação de erros de previsão para a estimação do beta de 1997
Utilização de Betas Anuais/ Dados Quinzenais

Modelo de Previsão	Dados	N	EQM	EAM	EPAM	EPM
Técnica de Blume	1993 a 1996	24	0.5695	0.4603	63.28%	-23.22%
Técnica de Vasicek	1996	24	0.7747	0.5992	77.67%	-34.28%
Técnica <i>Naive</i> ¹	1996	24	1.4262	0.8196	113.71%	-26.90%
Técnica <i>Naive</i> ²	1993 a 1996	19	0.2837	0.4200	69.39%	-25.36%

$$^1 \hat{\beta}_{im} = \beta_{im-1}$$

$$^2 \hat{\beta}_{im} = \bar{\beta}_{im-j} = \sum_{j=1}^{m-1} \frac{1}{m-1} \beta_{ij}$$

Passamos, ainda à estimação dos betas anuais de 1997, agora com a recorrência a dados quinzenais, cujos resumos estão descritos na tabela (5.11). A técnica naive resultante da aplicação da equação (3.3.2) voltou a apresentar a melhor performance, seguida da técnica de Blume [71]. No entanto, qualquer das técnicas de estimação apresentam valores de erro bastante elevados face aos anteriormente estudados.

Finalmente, repetimos as equações de estimação com dados quinzenais para o ano de 1998, em que a técnica de Blume [71] voltou a superar a técnica de Vasicek [73] por um ponto no que respeita ao EQM e EAM, mas perdendo em relação ao EPAM e EPM. Qualquer destas duas técnicas deixaram para trás os métodos *naives* de estimação utilizados, como se pode observar da tabela (5.12).

Tabela 5.12 – Comparação de erros de previsão para a estimação do beta de 1998
Utilização de Betas Anuais/ Dados Quinzenais

Modelo de Previsão	Dados	N	EQM	EAM	EPAM	EPM
Técnica de Blume	1993 a 1997	25	0.1731	0.3362	39.96%	-5.94%
Técnica de Vasicek	1997	25	0.1831	0.3466	37.95%	-2.25%
Técnica <i>Naive</i> ¹	1997	25	0.2356	0.3976	43.73%	-1.67%
Técnica <i>Naive</i> ²	1993 a 1997	19	0.3364	0.4848	66.46%	-23.37%

$$^1 \hat{\beta}_{im} = \beta_{im-1}$$

$$^2 \hat{\beta}_{im} = \bar{\beta}_{im-j} = \sum_{j=1}^{m-1} \frac{1}{m-1} \beta_{ij}$$

Feita uma análise geral aos resultados empíricos que obtivemos, poderemos concluir, tal como Klemkosky e Martin [75] referiram, que as diferenças entre a técnica de estimação de Blume [71] e de Vasicek [73] são insignificantes e de período para período, cada uma das técnicas pode ser alternadamente a mais adequada. Por sua vez, os métodos naives, principalmente aquele que estima um beta através da média dos betas históricos para um determinado título, não são para desprezar de todo.

Tal como Eubank e Zumwalt [79] analisaram, seria também interessante estudar no mercado de capitais português, quando este possuir uma maior maturidade, se o modelo de Blume [71] tem ou não melhor desempenho para períodos de estimação curtos, face ao de Vasicek [73] que, naquele estudo, parece comportar-se melhor para períodos de estimação longos.

Pelo facto de neste estudo a opção tomada visar a utilização da análise sobre títulos individuais e não de carteiras de títulos tal como Blume examinou não significa que não se possa retirar conclusões válidas, pois, por exemplo, Gregory e outros [94] elaboraram um estudo que considera o tema da estabilidade comparativa dos coeficientes de beta para títulos e carteiras individuais. A sabedoria convencional tem sido a de que os betas de carteiras são mais estáveis que os referentes a títulos individuais. O tema da estabilidade é importante uma vez que existe uma larga utilização de estimativas de betas que se baseiam em rendibilidades históricas, quer nas instituições financeiras de investimentos, quer a nível académico. Se os betas de carteiras são mais estáveis que aqueles para os títulos individuais, então uma maior confiança poderá ser colocada em estimativas dos betas ao longo de grandes períodos

de tempo, tal como se procurou aqui estudar. O estudo acabou por concluir que a maior confiança nos betas de carteira não se justifica. Adicionalmente ao tema da estabilidade relativa dos betas também deverá ser considerada a sua estabilidade absoluta. Mesmo que se possa concluir que os betas de carteiras não sejam mais ou menos estáveis do que os betas individuais, também se concluiu que nenhuma das categorias exhibe estabilidade ao longo do tempo, mesmo para intervalos tão pequenos como 100 dias.

Quanto às razões que possam explicar a tendência empírica encontrada para os betas convergirem para a unidade, estas poderão ser de várias ordens. Por exemplo, Goldberg e Heflin [95] analisaram a ligação entre o grau de internacionalização das empresas americanas e o risco. Analisaram quer o risco sistemático quer o risco total. Concluíram que os betas de carteiras totalmente compostas por activos estrangeiros apresentam-se menores que os betas de carteiras domésticas. Logo, se o beta do investimento estrangeiro de uma empresa americana é igual ao beta médio de um investimento no mercado estrangeiro, então o beta total da empresa irá diminuir à maneira que o grau de internacionalização aumenta. Enquanto que o risco total poderá decrescer devido a uma maior diversificação resultante do crescente grau de internacionalização, da moeda e da política, outros riscos poderão levar o risco total a aumentar. As conclusões do estudo sugerem que um grau de internacionalização crescente diminui o risco sistemático mas aumenta o risco total. Variações anuais quer dos betas quer da variância das rendibilidades parecem também estar relacionadas com variações anuais no grau de internacionalização. Logo, para além dos efeitos do grau de internacionalização das empresas portuguesas na explicação da tendência verificada empiricamente dos betas do mercado de capitais português em convergirem

para a unidade, outras razões poderão estar relacionadas, tais como o efeito dimensão das empresas e a correspondente diversificação da actividade. As empresas portuguesas ao diversificarem a sua actividade ou a investirem os seus excedentes financeiros noutras empresas, nomeadamente noutros sectores de actividade, acabam por investir na carteira do mercado, cujo nível de risco corresponde à grande média, ou seja, à unidade. Daí a tendência para que os betas se aproximem do valor 1, tal como demonstrado para o período de 1993 a 1998 no mercado de capitais português, perante determinados cenários de períodos de estimação, bem como pela utilização da metodologia de Scholes-Williams [77], face à infrequência de transacções que caracterizam o nosso mercado.

6 - Conclusão

Existem duas razões para estimar betas: a primeira em ordem à própria previsão do beta futuro e a segunda está relacionada com a geração de coeficientes de correlação, que funcionam como *inputs* para os problemas da carteira. A evidência empírica sugere fortemente que, para a previsão de betas futuros é preferível utilizar tanto o ajustamento Bayesiano, como o ajustamento de Blume, do que os betas não ajustados. A evidência na escolha entre o ajustamento de Blume e o Bayesiano não é clara, no entanto o ajustamento Bayesiano parece trabalhar ligeiramente melhor, embora no caso do mercado de capitais português e para os períodos de estimação estudados de 1997 e 1998, se tenha concluído ora por Blume [71], ora por Vasicek [73] e, por duas vezes, pela técnica de estimação naïve que previa o beta futuro com base no beta médio dos períodos anteriores. A preferência por um dos modelos passou pela escolha daquele que minimizou o erro quadrático médio dos resíduos, comparativamente aos restantes. No entanto, sempre que utilizamos dados diários para a estimação de betas anuais, que tornam os testes empíricos mais potentes, o modelo vencedor foi inquestionavelmente o de Vasicek [73] (por superar o seu principal concorrente em todos os testes de medição dos erros de estimação), tal como por vezes verificado no mercado internacional, desde que se restringisse o estudo aos betas estatisticamente relevantes a um grau de significância de 5%.

Se o objectivo for a estimação da matriz de correlação futura para funcionar como *input* para os problemas da carteira, então as coisas tornam-se mais complexas. Tanto os betas não ajustados como os betas ajustados da técnica de Blume e da Bayesiana

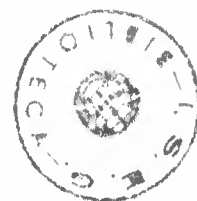
contêm tendências quanto às potenciais previsões sobre o futuro das matrizes de correlação. As previsões retiradas daquelas técnicas, podem ser examinadas directamente ou ajustadas de modo a retirar-se a tendência existente na previsão sobre a média do coeficiente de correlação. O primeiro facto a salientar é que qualquer uma destas 3 estimações para o beta superam o desempenho da matriz de correlação histórica, a nível de previsão da matriz de correlação futura. O segundo facto é que quando se compara com o $\text{Beta}=1$, tudo produz melhores estimações. A classificação destas 3 técnicas depende do ajustamento à média da previsão e, desde que se aceite ser este o caminho ideal, acabamos por concluir que a técnica do ajustamento Bayesiano é a que tem melhor desempenho no mercado internacional.

Começando com a revisão da sabedoria convencional, este estudo mostrou que os coeficientes de beta estimados, tendem a convergir para a média principal de todos os betas ao longo dos tempos, validando-se para Portugal a tendência empírica encontrada por Blume [71] para o mercado americano, quando utilizamos betas anuais estatisticamente significativos com dados diários; betas anuais com dados quinzenais e sempre que utilizamos dados mensais, logo, com menor ruído do que os anteriores, quer para os betas bianuais quer trianuais. Por sua vez, quando corrigimos os hipotéticos problemas econométricos causados pela baixa frequência de transação que caracteriza o mercado de capitais português, tal como a muitos outros estrangeiros, através da utilização da metodologia de Scholes-Williams [77], a conclusão foi mais uma vez a de aceitar a validação da hipótese levantada por Blume [71], relativamente à convergência para a unidade, ou seja, para a grande média dos betas do mercado, ao longo dos períodos de estimação.

Isto é possível porque os dois géneros de análises empíricas revelaram-nos que parte desta tendência observada representa a “não estacionaridade” nos betas de títulos individuais e que o designado enviesamento de ordem não é de uma grande importância.

Por outras palavras, empresas com risco extremo – quer alto ou baixo – tendem a ter menos características de risco extremo ao longo dos tempos. Há duas explicações lógicas. Primeiro: o risco dos projectos existentes pode tender a ser menos extremo ao longo dos tempos. Esta explicação pode ser plausível para empresas de grande risco, mas não seria aplicável a empresas com menor risco. Segundo: novos projectos, levados a cabo pelas empresas, tendem a ter menos características de risco extremo que os projectos existentes. Se esta segunda razão estiver correcta, é interessante especular as suas explicações. Por exemplo, é uma tendência de direcção ou será que as limitações de disponibilidade de projectos rentáveis com risco extremo tendem a levar a que o risco das empresas, convirjam em direcção à média principal ao longo dos tempos?

Contudo, pode-se continuar a especular sobre as forças fundamentais da tendência do risco – medidas por coeficientes de beta – para convergirem em direcção à média principal ao longo dos tempos, permanecendo para pesquisa futura a determinação das razões explícitas.



Bibliografia

- Alexander, Gordon J. e Benson, P. George. (Março de 1982), "More on Beta as a Random Coefficient", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, XVII, No. 1, pp. 27-36.
- Bartholdy, Jan e Riding, Allan. (1994), "Thin Trading and the Estimation of Betas: the Efficacy of Alternatives Techniques". *Journal of Financial Research* 17, No. 2, pp. 241-254.
- Blume, Marchall. (Abril de 1970), "Portfolio Theory: A Step Toward Its Practical Application", *Journal of Business*, 43, No. 2, pp. 152-173.
- Blume, Marchall. (Março de 1971), "On The Assessment of Risk", *Journal of Finance*, VI, No. 1, pp. 1-10.
- Blume, Marchall. (Junho de 1975), "Betas and Their Regression Tendencies", *Journal of Finance*, X, No. 3, pp. 785-795.
- Boabang, Francis. (1992), "Stationarity of the Market Model: Joint Tests of Process and Parameter Nonstationarity", *Canadian Journal of Administrative Sciences*, Vol. 9, No. 3, pp. 192-202.

Boabang, Francis. (Dezembro de 1996), "An Adjustment Procedure For Predicting Betas When Thin Trading Is Present: Canadian Evidence", *Journal of Business Finance & Accounting*, 23(9) & (10), pp. 1333-1356.

Carroll, Carolyn; Sears, R. Stephen. (Agosto de 1994), "Dividends announcements and changes in beta", *Financial Review*, 29, pp. 371-393.

Chen, S. e C. F. Lee. (1982), "Bayesian and Mixed Estimators of Time Varying Betas". *Journal of Economics and Business*, Vol. 34, pp. 291-301.

Cohen, K. J.; Hawawini, G. A.; Maier, S. F.; Schwartz, R. A. e Whitcomb, D. K. (Agosto de 1983), "Friction in the Trading Process and the Estimation of Systematic Risk". *Journal of Financial Economics* 12, pp. 263-278.

Cuquemelle, Etiéne; Loureiro, João; Oliveira, Nuno e Eusébio, Orlando. (1996), "Um teste ao Modelo de Blume no Mercado de Capitais Português", *Estudos e Artigos*, BVL, 2º Semestre.

Dimson, E. (Junho de 1979), "Risk Measurement when Shares are Subject to Infrequent Trading". *Journal of Financial Economics* 7, pp. 197-226.

Dimson, E. e Marsh, P. R. (Junho de 1983), "The Stability of Risk Measures and the Problem of Thin Trading". *Journal of Finance* 38 No. 3, pp. 753-783.

Duque, João. (1996), “Nota a «Um Teste ao Modelo de Blume no Mercado de Capitais Português»”, Estudos e Artigos, BVL, 2º Semestre.

D’Souza, E. R.; D. L. Brooks e H. D. Oberhelman. (1989), “A General Stationary Stochastic Regression Model for Estimating and Predicting Beta”, Financial Review, Vol. 24, No. 2, pp. 299-317.

Elgers, P. T.; J. R. Haltiner e W. H. Hawthorne. (1979), “Beta Regression Tendencies: Statistical and Real Causes”, Journal of Finance, Vol. 34, No. 1, pp. 261-263.

Elton, Edwin J. Gruber, Martin J. (1995). Modern Portfolio Theory and Investment Analysis, Fifth Edition. Ed. John Wiley & Sons, Inc, New York.

Elton, Edwin J., Gruber, Martin J. e Urich, Thomas. (Dezembro de 1978), “Are Betas Best?”, Journal of Finance, XIII, No. 5, pp. 1375-1384.

Escalda, Armindo. (1993), “Beta Estimation in the Portuguese Thin Stock Market”, Working Paper Series 14/93, Banco de Portugal.

Escalda, Armindo. (Dezembro de 1994), “The Stability of Portuguese Risk Measures”, Working Paper Series 11/94, Banco de Portugal.

Eubank, Jr A. A.; Zumwalt, J. K. (Junho de 1979), “An Analysis of the Forecast Error Impact of Alternative Beta Adjustment Techniques and Risk Classes”. Journal of Finance 34, pp. 761-776.

Fabozzi, Frank e Francis, Clark. (Março de 1978), “Betas as a Random Coefficient”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, XIII, No. 1, pp. 101-116.

Fama, Eugene. (Março de 1968), “Risk, Return, and Equilibrium: Some Clarifying Comments”, *Journal of Finance*, 23, pp. 29-40.

Ferreira, Augusta C. Santos. (1995), “A Estimação do Beta em Mercados Ilíquidos”, Tese de Mestrado em Gestão, Escola de Economia e Gestão – Universidade do Minho.

Fisher, L. (1966), “Some New Stock-Market Indexes”. *Journal of Business* 39 (suppl), pp. 191-225.

Fowler, David J. e Rorke, C. H. (1983), “Risk Measurement when Shares are Subject to Infrequent Trading: Comment”. *Journal of Financial Economics* 12, No. 2, pp. 279-283.

Fowler, David J.; Rorke, C. H. e Jog, V. M. (1979), “Heteroscedasticity, R^2 , and Thin Trading on the Toronto Stock Exchange””. *Journal of Finance*, Vol. 34, pp. 1202-1210.

Fowler, David J.; Rorke, C. H. e Jog, V. M. (1980), “Thin Trading and Beta Estimation Problems on the Toronto Stock Exchange”. *Journal of Business Administration* (Fall), pp. 77-90.

Golberg, Michael A. (Janeiro de 1981), "An Explanation of Security beta Regression Tendencies", Southern Economic Journal, 47, pp. 809-815.

Goldberg, Stephen R; Heflin, Frank L (1995), "The association between the level of internacional diversification and risk", Journal of internacional Financial Management & Accounting, 6, pp. 1-25.

Gooding, Arthur E.; O'Malley, Terence P. (Dezembro de 1977), "Market Phase and the Stationarity of Beta", Journal of Finance & Quantitative Analisis, 12, pp. 833-857.

Gregory-Allen, Russell; Impson, C. Michael; Karafiath, Imre (Setembro de 1994), "An empirical investigation of beta stability: Portfolios", Journal of business Finance & Accounting, 21, pp. 909-916.

Hawawini, Gabriel A.; Michel, Pierre A.; Corthay, Albert (Dezembro de 1985), "New Evidence on Beta Stationarity and Forecast for Belgian Common Stocks", Journal of Banking & Finance, 9, pp. 553-560.

Klemkosky, R. C. e Martin, J. D. (Março de 1975), "The Effect of Market Risk on Portfolio Diversification". Journal os Finance, X, No. 1, pp. 147-153.

Klemkosky, R. C. e Martin, J. D. (Setembro de 1975), "The Adjustment of Betas Forecast". Journal os Finance 30, pp. 1123-1128.

Kolb, R. W.; Ricardo, Z. e Robriguez, J. (1989), "The Regression Tendencies of Beta: A Reappraisal", *The Financial Review*, Vol. 24, No. 2, pp. 319-334.

Kolb, Robert W. ; Rodriguez, Ricardo J. (1990), "Is the Distribution of Betas Stationary?", *Journal of Financial Research*, 13, pp. 279-283.

Lee, Cheng F.; Chen, Carl R. (1982), "Beta Stability and Tendency; An application of a Variable, Mean Response Regression Model; *Journal of Economics & Business*, 34, pp. 201-206.

Luoma, Martti; Martikainen, Teppo e Perttunen, Jukka. (Janeiro de 1996), "A Pseudo Criterion for Security Betas in the Finnish Stock Market". *Applied Economics*, 28, pp. 65-69.

Martikainen, Teppo. (1991), "The Impact of Infrequent Trading on Betas Based on Daily, Weekly and Monthly Return Intervals: Empirical Evidence With Finnish Data". *Finnish Economic Papers*, vol 4, No. 1.

Murray, Louis (Setembro de 1995), "An examination of beta estimation using daily Irish data", *Journal of Business Finance & Accounting*, 22, pp. 893-906.

Sharpe, W. F. (Janeiro de 1963), "A Simplified Model for Portfolio Analysis", *Management Science*, vol. 9, pp. 277-293.

Scholes, M. e Williams, J. (Dezembro de 1977), "Estimating Betas from Non-Synchronous Data", *Journal of Financial Economics*, 5, No. 3, pp. 309-328.

Vasicek, Oldrich. (Dezembro de 1973), "A Note on Using Cross-Sectional Information in Bayesian Estimation of Security Betas", *Journal of Finance*, VIII, No. 5, pp. 1233-1239.

Wagner, Wayne H (1994), "Ten myths and twenty years of betas", *Journal of Portfolio Management*, 21, pp. 79-82.

Wiggins, James B. (Dezembro de 1992), "Beta Changes Around Stock Splits Revisited", *Journal of Finance & Quantitative Analysis*, 27, pp. 631-640.

Anexos

Quadro 1 - Sumários estatísticos - Betas anuais/Dados diários

Ano: 1993

Título	R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	β_0	β_1
BCP	0,284320	0,011576	249	99,524	2,137140	-0,000138 (-0,18018)	1,220880 (9,97614)
BES	0,058744	0,012625	249	16,478	1,988650	-0,000104 (-0,124659)	0,541805 (4,05927)
BPI	0,232626	0,011496	249	76,180	2,000500	0,000000 (0,0000825282)	1,060780 (8,72812)
C.S. Tranquilidade	0,009477	0,061628	249	3,373	1,903080	-0,000477 (-0,117281)	1,196550 (1,83653)
Caima	0,079131	0,030471	249	22,311	1,827410	-0,001223 (-0,607537)	1,521570 (4,72343)
Império	-0,003678	0,021902	249	0,091	2,022490	0,000343 (0,231548)	-0,069969 (-0,302179)
Corticeira Amorim	0,129385	0,023462	249	37,856	2,153790	0,000904 (0,583626)	1,526110 (6,15274)
Espart	-0,003958	0,028582	249	0,022	2,167020	-0,000276 (-0,145957)	0,045222 (0,149659)
Estoril-Sol	0,008804	0,027848	248	3,194	1,994070	0,001214 (0,758032)	0,490365 (1,78715)
Inapa	0,054510	0,027746	249	15,298	1,962680	-0,000189 (-0,103047)	1,147300 (3,91125)
ITI	0,044308	0,018979	248	12,452	2,003060	-0,001240 (-1,12609)	0,663193 (3,52868)
Lisnave	0,126109	0,044283	245	36,211	1,99435	-0,001675 (-0,451546)	3,03681 (6,01756)
Mague	-0,029730	0,010282	20	0,451	1,665630	0,001983 (0,750548)	0,499744 (0,671894)
Modelo-Continente	0,031886	0,017879	249	9,168	2,155220	0,003448 (2,91968)	0,572319 (3,02792)
C.S. Mundial Confiança	0,009342	0,042124	249	3,339	2,075430	-0,000603 (-0,216880)	0,813711 (1,82722)
Reditus	0,010690	0,031194	248	3,669	2,012000	-0,002541 (-1,38501)	0,596320 (1,91548)
Sonae Investimento	0,342092	0,023127	248	129,433	1,964880	-0,001136 (-0,632505)	2,936910 (11,3768)
Unicer	0,154704	0,012295	248	46,205	2,006370	0,000022 (0,031699)	0,817618 (6,79744)

Quadro 2 - Sumários estatísticos - Betas anuais/Dados diários

Ano: 1994

Título	R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	β_0	β_1
BCP	0,469565	0,009557	246	217,885	1,977750	-0,001319 (-2,16295)	1,253310 (14,7609)
BES	0,466368	0,007641	246	215,118	1,958210	0,000301 (0,618109)	0,995716 (14,6669)
BPI	0,472298	0,013334	246	220,277	1,962320	-0,002001 (-2,35172)	1,758210 (14,8417)
C.S. Tranquilidade	0,032297	0,013636	246	9,177	2,201980	0,000042 (0,048220)	0,366991 (3,02932)
Caima	0,009012	0,024123	246	3,228	1,920180	-0,000445 (-0,289274)	0,385070 (1,79665)
Cimpor	0,035461	0,006918	119	5,338	2,213440	0,000055 (0,084412)	0,355135 (2,31047)
Império	0,038442	0,017696	246	10,795	2,041890	-0,000522 (-0,462068)	0,516551 (3,28555)
Corticeira Amorim	0,330736	0,015344	246	122,074	2,057770	0,001147 (1,17152)	1,506270 (11,0487)
Espart	0,059520	0,021926	245	16,442	1,918300	-0,000971 (-0,827484)	0,739153 (4,05487)
Estoril-Sol	0,001542	0,022169	245	1,377	2,049750	-0,000200 (-0,168802)	0,216063 (1,17338)
Inapa	0,169482	0,016282	245	50,793	1,984240	0,000087 (0,097331)	0,976877 (7,12689)
ITI	0,021751	0,031280	246	6,448	1,945640	0,002906 (1,45560)	0,705677 (2,53921)
Lisnave	-0,003390	0,024825	246	0,172	2,03645	-0,001791 (-1,12975)	0,091185 (0,414974)
Mague	0,003681	0,019560	246	1,905	2,052170	-0,002656 (-2,12748)	0,239870 (1,38027)
Modelo-Continente	0,184210	0,016637	245	56,097	2,014990	-0,000290 (-0,344454)	1,006760 (7,48976)
C.S. Mundial Confiança	0,027561	0,025928	245	7,916	2,041730	0,000562 (0,409925)	0,602789 (2,81346)
Reditus	0,132341	0,027366	246	38,369	1,919620	-0,000371 (-0,212693)	1,506040 (6,19428)
Somague	0,194066	0,024303	183	44,825	2,074880	-0,002856 (-2,02981)	1,589920 (6,69514)
Sonae Investimento	0,524002	0,013786	246	270,708	1,997850	0,000914 (1,03918)	2,015180 (16,4532)
Unicer	0,146305	0,015050	245	42,816	2,004340	-0,000635 (-0,768708)	0,828578 (6,54341)

Quadro 3 - Sumários estatísticos - Betas anuais/Dados diários

Ano: 1995

Título	R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	β_0	β_1
BCP	0,197291	0,008690	246	61,216	1,993260	0,000213 (0,384707)	0,951053 (7,82409)
BES	0,106732	0,008629	246	30,274	1,848580	-0,000132 (-0,239019)	0,664059 (5,50216)
BPI	0,186675	0,012749	244	56,773	2,099070	0,000168 (0,206093)	1,345420 (7,53481)
C.S. Tranquilidade	0,007728	0,008793	245	2,900	1,990710	0,000526 (1,25290)	0,190535 (1,70300)
Caima	0,029847	0,025647	245	8,507	1,885140	-0,001187 (-0,9279949)	0,972508 (2,91664)
Cimpor	0,089539	0,005400	246	25,095	1,919660	0,000479 (1,39144)	0,378384 (5,00944)
Império	0,146263	0,017188	245	42,802	0,146263	-0,000639 (-0,709334)	1,493650 (6,54235)
Corticeira Amorim	0,045179	0,015310	246	12,593	1,969030	-0,001541 (-1,57749)	0,759917 (3,54860)
Espart	0,060257	0,022417	245	16,645	2,041800	-0,000827 (-0,710081)	1,210650 (4,07987)
Estoril-Sol	0,010299	0,020561	246	3,549	2,145580	-0,002138 (-1,62933)	0,541823 (1,88399)
Inapa	0,012301	0,015430	245	4,039	2,059750	-0,000929 (-1,06864)	0,422355 (2,00968)
ITI	0,003623	0,027491	246	1,891	2,106360	-0,001897 (-1,08150)	0,528754 (1,37507)
Lisnave	0,008521	0,024197	245	3,097	1,96086	-0,002523 (-1,34502)	-0,600480 (-1,75986)
Mague	-0,003990	0,024840	245	0,030	1,943290	-0,001104 (-0,634764)	-0,061147 (-0,174397)
Modelo-Continente	0,070379	0,015877	245	19,473	1,976440	0,000102 (0,122492)	0,931707 (4,41277)
C.S. Mundial Confiança	0,005285	0,029741	245	2,296	1,970560	-0,001859 (-1,28189)	0,579520 (1,51542)
Portugal Telecom	0,111703	0,006268	141	18,605	1,805860	-0,000057 (-0,107081)	0,536592 (4,31335)
Reditus	0,008702	0,052014	245	3,142	2,004750	-0,003733 (-0,913431)	1,301800 (1,77252)
Semapa	0,075337	0,013538	103	9,311	1,989810	0,002236 (2,05228)	0,866589 (3,05131)
Somague	0,021367	0,018656	245	6,327	1,982630	-0,001953 (-1,91377)	0,633254 (2,515449)
Sonae Investimento	0,278458	0,008597	246	95,551	1,853070	-0,000155 (-0,281652)	1,175420 (9,77500)
Unicer	0,096582	0,010465	246	27,192	2,005720	0,000817 (1,22281)	0,763321 (5,21462)

Quadro 4 - Sumários estatísticos - Betas anuais/Dados diários

Ano: 1996

Título	R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	β ₀	β ₁
A. Silva & Silva	0,003340	0,016855	207	1,690	2,040090	0,000191 (0,181393)	0,451988 (1,30013)
BCP	0,211528	0,008428	247	66,996	1,868460	-0,001034 (-1,83996)	1,199370 (8,18511)
BES	0,086454	0,00587943	247	24,280	2,16343	0,00037523 (0,957527)	0,503686 (4,92751)
BPI-SGPS	0,049180	0,011842	247	13,724	1,958810	-0,000092 (-0,117033)	0,762708 (3,70458)
C.S. Tranquilidade	0,043592	0,006836	246	12,167	2,031480	0,000605 (1,75121)	0,376948 (3,48809)
Caima	0,000558	0,021842	247	1,137	2,018140	-0,000091 (-0,062298)	0,404978 (1,06645)
Cimpor	0,142508	0,008296	246	41,717	2,014560	0,000292 (0,474891)	0,939087 (6,45885)
Império	0,004766	0,013503	246	2,173	2,128600	-0,000749 (-1,05434)	0,321399 (1,47417)
Corticeira Amorim	0,102702	0,013994	247	29,156	2,144840	-0,001432 (-1,53490)	1,313660 (5,39966)
Espart	0,009954	0,022253	246	3,463	1,934210	0,000419 (0,249956)	0,725879 (1,86098)
Estoril-Sol	-0,001677	0,025757	246	0,590	2,023060	0,004049 (2,02726)	-0,346622 (-0,768003)
Inapa	0,033091	0,011962	247	9,419	2,184670	0,000103 (0,128719)	0,638278 (3,06902)
ITI	-0,000974	0,035715	246	0,762	1,945080	0,003620 (1,30568)	0,546150 (0,872735)
Lisnave	-0,001536	0,024374	247	0,623	1,89277	0,000269 (0,166066)	-0,333502 (-0,789141)
Lusomundo	-0,004664	0,027201	216	0,002	1,976520	0,001321 (0,681744)	-0,024440 (-0,043582)
Mague	0,022165	0,026302	246	6,553	1,974130	-0,000098 (-0,065348)	1,124070 (2,55996)
Modelo-Continente	0,025911	0,012347	246	7,517	2,040420	0,000369 (0,516104)	0,569466 (2,74174)
C.S. Mundial Confiança	0,026364	0,010623	246	7,634	1,982290	0,001380 (1,68186)	0,514343 (2,76300)
Portugal Telecom	0,273839	0,007945	247	93,768	1,829570	0,000409 (0,771431)	1,337620 (9,68338)
Reditus	-0,003007	0,040890	246	0,265	1,979180	0,002822 (0,843142)	0,368258 (0,515201)
Semapa	0,055546	0,011867	247	15,468	1,935470	0,001483 (1,87509)	0,811434 (3,93294)
Somague	0,042598	0,021017	247	11,945	1,925330	0,001498 (1,06911)	1,262870 (3,45620)
Sonae Investimento	0,204657	0,007984	246	64,043	1,994020	0,000626 (1,05070)	1,119890 (8,002709)
Unicer	0,144431	0,007188	246	42,359	1,991880	-0,000416 (-0,791434)	0,819668 (6,50839)

Quadro 5 - Sumários estatísticos - Betas anuais/Dados diários

Ano: 1997

Título	R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	β ₀	β ₁
A. Silva & Silva	0,118732	0,201720	246	34,009	1,838740	-0,001378 (-1,05119)	0,725226 (5,83169)
BCP	0,621757	0,009718	245	402,088	1,986280	0,000168 (0,209209)	1,204050 (20,0521)
BES	0,621325	0,007718	245	401,351	1,995920	0,001045 (1,66144)	0,956369 (20,0338)
BPI-SGPS	0,691616	0,008554	246	550,465	1,912430	0,001037 (1,86574)	1,237230 (23,4620)
C.S. Tranquilidade	0,030517	0,011799	245	8,681	1,996640	0,000787 (1,16641)	0,208681 (2,94629)
Caima	0,026480	0,020186	245	7,637	2,059400	-0,001568 (-1,57020)	0,315811 (2,76347)
Cimpor	0,374313	0,008685	59	35,698	1,698610	-0,001626 (-1,35008)	0,913061 (5,97479)
Cimpor-SGPS	0,622545	0,008390	186	306,124	2,020300	0,000160 (0,256529)	0,967697 (17,4964)
Império	0,284219	0,017108	246	98,284	1,805320	-0,000883 (-0,794172)	1,045560 (9,91380)
Corticeira Amorim	0,245852	0,019943	245	80,544	1,989930	-0,001098 (-0,755705)	1,111280 (8,97463)
EDP	0,540527	0,010134	134	157,462	2,099480	-0,000676 (-0,545061)	0,885013 (12,5484)
Espart	0,188384	0,018914	246	57,867	2,180300	-0,001190 (-0,968113)	0,886969 (7,60702)
Estoril-Sol	0,147599	0,023936	246	43,423	2,107770	0,000270 (0,173602)	0,972359 (6,58964)
Gestnave	0,130379	0,051071	21	3,999	1,959200	-0,004828 (-0,320027)	-2,752680 (-1,99963)
Inapa	0,038108	0,019165	246	10,706	2,138930	0,001831 (1,47027)	0,386586 (3,27206)
Inparsi	0,403173	0,022886	189	127,999	2,051600	0,002837 (1,10770)	1,646570 (11,3137)
Investec	-0,025284	0,014440	22	0,482	2,295500	-0,002946 (-0,880864)	0,268815 (0,694352)
ITI	0,020070	0,022274	245	5,997	2,102390	-0,002259 (-1,87614)	0,321291 (2,44896)
Lisnave	-0,005883	0,064909	163	0,053	1,95530	-0,000516 (-0,068694)	0,153194 (0,229215)
Lusomundo	0,071848	0,024087	245	19,889	1,998260	-0,001525 (-1,27105)	0,610335 (4,45960)
Mague	0,019970	0,027514	245	5,972	2,023380	0,000411 (0,273437)	0,397416 (2,44375)
Modelo-Continente	0,591423	0,011437	245	354,194	1,977650	-0,000776 (-1,17080)	1,297020 (18,8201)
C.S. Mundial Confiança	0,573379	0,013890	245	328,936	2,001900	-0,000063 (-0,062278)	1,564060 (18,1366)
Portugal Telecom	0,535879	0,009536	245	282,725	1,955750	0,000764 (0,999569)	0,992930 (16,8144)
Reditus	0,093049	0,020525	246	26,136	1,870210	-0,002120 (-1,58965)	0,646883 (5,11233)
Semapa	0,470512	0,012686	245	217,823	1,996490	-0,000204 (-0,278824)	1,127330 (14,7588)
Somague	0,267672	0,021288	246	90,550	1,950740	-0,001575 (-1,13811)	1,248830 (9,51575)
Sonae Imobiliária	-0,002455	0,007549	13	0,971	1,852730	-0,006587 (-2,60177)	0,275687 (0,985195)
Sonae Investimento	0,630433	0,009609	245	417,233	1,937990	-0,000788 (-1,04564)	1,216800 (20,4263)
Unicer	0,357379	0,011493	245	136,695	2,010330	-0,001587 (-2,61401)	0,784330 (11,6917)

Quadro 6 - Sumários estatísticos - Betas anuais/Dados diários

Ano: 1998

Título	R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	β_0	β_1
A. Silva & Silva	0,124964	0,208260	121	18,137	1,666610	-0,000486 (-0,152959)	0,551000 (4,25878)
BCP	0,518652	0,014415	121	130,300	1,963800	0,000645 (0,339011)	1,046130 (11,4149)
BES	0,534281	0,013118	121	138,666	2,049410	-0,000926 (-0,627019)	0,999343 (11,7757)
BPI-SGPS	0,581562	0,012547	121	167,781	2,000040	-0,000772 (-0,512347)	1,045410 (12,9530)
C.S. Tranquilidade	0,137998	0,026649	122	20,371	1,782350	-0,001155 (-0,468570)	0,770809 (4,51342)
Caima	0,169497	0,035121	122	25,695	1,985850	0,000959 (0,295202)	1,140920 (5,069901)
Cimpor-SGPS	0,363859	0,012684	121	69,637	2,034280	0,000462 (0,323832)	0,684866 (8,34490)
Cofina	0,212515	0,028271	85	23,669	1,820640	-0,003333 (-0,909307)	0,960132 (4,86505)
Império	0,322675	0,025098	121	58,168	1,794970	0,000983 (0,283939)	1,208800 (7,62677)
Corticeira Amorim	0,196569	0,024295	121	30,359	1,986220	0,001677 (0,621335)	0,866813 (5,50993)
EDP	0,614960	0,011258	122	194,253	2,275110	-0,001011 (-0,971179)	1,005560 (13,93759)
Espart	0,171034	0,036203	122	25,965	2,254870	-0,001709 (-0,510471)	1,182250 (5,09558)
Estoril-Sol	-0,002307	0,029631	122	0,722	2,235880	0,002960 (1,08043)	0,161301 (0,849436)
Gestnave	0,049983	0,051264	121	7,314	1,825150	0,001467 (0,195203)	0,867033 (2,70435)
Inapa	0,219929	0,011146	122	35,114	1,909560	-0,000301 (-0,292273)	0,423289 (5,92572)
Inparsa	0,615360	0,026944	121	192,980	1,940300	0,000367 (0,085143)	2,306410 (13,8917)
Investec	-0,006890	0,023486	121	0,179	1,954400	0,003581 (1,89887)	0,062336 (0,422879)
ITI	0,163136	0,025651	121	24,393	1,995770	-0,000951 (-0,468218)	0,791733 (4,93888)
Lusomundo	0,049479	0,029604	121	7,247	2,043380	0,002721 (1,15889)	0,498282 (2,691949)
Mague	0,012343	0,029473	122	2,512	1,939940	0,003491 (1,28091)	0,299373 (1,58499)
Modelo-Continente	0,283500	0,021537	122	48,877	1,757550	0,000701 (0,352121)	0,964932 (6,99118)
C.S. Mundial Confiança	0,430488	0,017413	122	92,462	1,828760	-0,000017 (-0,010717)	1,073060 (9,61574)
Portugal Telecom	0,543975	0,011727	121	144,144	1,961120	-0,001631 (-1,14782)	0,904762 (12,0060)
Reditus	0,144790	0,028361	122	21,486	1,868290	-0,000920 (-0,350914)	0,842491 (4,63526)
Semapa	0,480875	0,013069	122	113,085	1,852780	-0,002092 (-1,73082)	0,890628 (10,6341)
Somague	0,243961	0,024403	121	39,722	1,642090	-0,003397 (-1,51049)	0,992694 (6,30254)
Sonae Imobiliária	0,392760	0,018993	121	78,615	2,010130	0,000012 (0,00556820)	1,088700 (8,86653)
Sonae Investimento	0,308921	0,017463	121	54,642	2,037780	0,000351 (0,275485)	0,781355 (7,39199)
Unicer	0,065466	0,016064	121	9,406	1,909980	0,002782 (1,42177)	0,316428 (3,06696)

Quadro 7 - Sumários estatísticos - Betas anuais/Dados quinzenais

Ano: 1993

Título	R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	β ₀	β ₁
BCP	0,499609	0,027415	26	25,961	1,917020	0,001881 (0,295449)	1,030910 (5,09518)
BES	-0,014334	0,047392	26	0,647	1,932370	0,003395 (0,308486)	0,281277 (0,804180)
BPI	0,398951	0,029670	26	17,594	2,202040	0,002399 (0,348163)	0,918476 (4,19452)
C.S. Tranquilidade	0,023416	0,174654	25	1,575	2,199310	-0,011111 (-0,343729)	1,507180 (1,25517)
Caima	0,315709	0,088865	26	12,534	1,892130	-0,025199 (-1,22101)	2,321950 (3,54036)
Império	-0,011481	0,060503	26	0,716	2,349140	-0,004264 (-0,303480)	0,377903 (0,846313)
Corticeira Amorim	0,376162	0,065745	26	16,075	2,288960	0,001595 (0,104457)	1,945390 (4,00930)
Espart	-0,011972	0,074470	25	0,716	2,096660	0,007184 (0,532386)	-0,426923 (-0,846213)
Estoril-Sol	0,146505	0,053514	26	5,291	2,518820	0,004527 (0,364293)	0,908503 (2,30029)
Inapa	0,144676	0,092536	26	5,229	1,517500	-0,008792 (-0,409104)	1,561640 (2,28663)
ITI	0,212601	0,044917	26	7,750	1,998800	-0,016104 (-1,54377)	0,922864 (2,78390)
Lisnave	0,052392	0,166953	26	2,382	2,501770	0,003129 (0,080709)	1,901780 (1,54344)
Modelo-Continente	0,108384	0,059780	26	4,039	2,130680	0,027720 (1,99669)	0,886676 (2,00972)
C.S. Mundial Confiança	0,138816	0,115038	26	5,030	1,809970	-0,024156 (-0,904173)	1,904100 (2,24272)
Reditus	0,061023	0,066294	26	2,625	2,255330	-0,027640 (-1,79530)	0,792663 (1,62010)
Sonae Investimento	0,557592	0,068937	26	32,509	1,832060	-0,007925 (-0,495040)	2,900880 (5,70165)
Unicer	0,529672	0,031235	25	28,028	2,167070	-0,006290 (-1,03474)	1,173430 (5,29417)

Quadro 8 - Sumários estatísticos - Betas anuais/Dados quinzenais

Ano: 1994

Título	R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	β_0	β_1
BCP	0,618372	0,029213	26	41,509	2,488280	-0,011647 (-2,02171)	1,215470 (6,44273)
BES	0,540387	0,021646	26	30,394	1,745340	0,003858 (0,903831)	0,770649 (5,51304)
BPI	0,653415	0,040666	26	48,132	2,248190	-0,017659 (-2,20207)	1,821990 (6,93775)
C.S. Tranquilidade	0,127169	0,030148	26	4,642	1,716270	-0,002627 (-0,441907)	0,419496 (2,15463)
Caima	0,236716	0,047209	26	8,753	2,222980	-0,006120 (-0,657385)	0,902008 (2,95858)
Cimpor	0,134994	0,023477	12	2,717	1,816010	-0,002691 (-0,368038)	0,562845 (1,64823)
Império	0,035759	0,050080	26	1,927	2,480050	-0,005346 (-0,541334)	0,448970 (1,38821)
Corticeira Amorim	0,473889	0,043947	26	23,519	2,231440	0,011845 (1,36681)	1,376360 (4,84962)
Espart	0,150868	0,042243	26	5,442	1,735790	-0,006085 (-0,730473)	0,636385 (2,33277)
Estoril-Sol	0,138918	0,050429	26	5,033	1,652530	-0,005008 (-0,503573)	0,730644 (2,24349)
Inapa	0,340162	0,030359	25	13,373	2,058070	-0,002024 (-0,288062)	0,736534 (3,65685)
ITI	0,040063	0,095131	26	2,043	2,408700	0,028132 (1,49963)	0,878196 (1,42947)
Lisnave	0,058847	0,060598	26	2,563	2,392290	-0,023013 (-1,92583)	0,626534 (1,60099)
Mague	0,008747	0,058482	26	1,221	1,718540	-0,023442 (-2,03271)	0,417259 (1,10481)
Modelo-Continente	0,489955	0,034569	25	24,055	1,734910	-0,001969 (-0,394872)	0,949472 (4,90456)
C.S. Mundial Confiança	0,076112	0,032992	26	3,060	1,573970	0,004097 (0,629740)	0,372684 (1,74916)
Reditus	0,083526	0,113540	26	3,278	2,490830	-0,003075 (-0,137335)	1,327640 (1,81065)
Somague	0,331015	0,067657	19	9,906	2,352570	-0,025697 (-1,63938)	1,892860 (3,14745)
Sonae Investimento	0,626139	0,041493	26	42,870	2,523550	0,010275 (1,25570)	1,754490 (6,54750)
Unicer	0,418215	0,042635	26	18,971	2,197850	-0,005907 (-0,702552)	1,199270 (4,35560)

Quadro 9 - Sumários estatísticos - Betas anuais/Dados quinzenais

Ano: 1995

Título	R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	β ₀	β ₁
BCP	0,276017	0,020704	26	10,531	2,114330	0,001598 (0,389281)	1,015990 (3,24518)
BES	0,103535	0,033307	26	3,887	1,799690	-0,001305 (-0,197644)	0,993026 (1,97163)
BPI	0,558419	0,023160	25	31,350	2,022800	-0,001673 (-0,265728)	2,002980 (5,59913)
C.S. Tranquilidade	0,060066	0,019398	26	2,598	1,631590	0,008366 (2,17586)	0,472767 (1,61171)
Caima	0,065923	0,058394	26	2,764	1,938570	-0,008196 (-0,708102)	1,468140 (1,66264)
Cimpor	-0,018906	0,016162	26	0,536	2,007210	0,004744 (1,48072)	0,178950 (0,732204)
Império	0,277028	0,048208	26	10,580	2,101760	-0,003555 (-0,371990)	2,371130 (3,25261)
Corticeira Amorim	-0,026884	0,040716	26	0,346	2,005670	-0,018366 (-2,27573)	-0,361901 (-0,587798)
Espart	0,018373	0,054594	26	1,468	2,285540	-0,012368 (-1,14290)	1,000220 (1,21158)
Estoril-Sol	0,001842	0,046242	26	1,046	2,036800	-0,019205 (-2,09531)	-0,715205 (-1,02281)
Inapa	0,081013	0,039022	26	3,204	1,843640	-0,007024 (-0,908084)	1,056200 (1,78993)
ITI	-0,027665	0,049882	26	0,327	1,977100	-0,023719 (-2,39885)	-0,431336 (-0,571828)
Lisnave	0,031298	0,081779	26	1,808	2,193360	-0,025466 (-1,57099)	-1,662680 (-1,34452)
Mague	-0,040657	0,100498	26	0,023	1,728420	-0,008839 (-0,443700)	0,231896 (0,152593)
Modelo-Continente	0,142838	0,046828	26	5,166	2,070600	0,001726 (0,185908)	1,609480 (2,27289)
C.S. Mundial Confiança	-0,009630	0,074884	25	0,771	1,999190	-0,019905 (-1,68903)	-0,915253 (-0,878109)
Portugal Telecom	0,024293	0,018644	14	1,324	2,220910	-0,000802 (-0,158627)	0,438003 (1,15051)
Reditus	-0,003981	0,160128	26	0,901	2,034670	-0,038346 (-1,20813)	-2,298280 (-0,949144)
Semapa	0,011502	0,045765	9	1,093	1,799780	0,022150 (2,33486)	0,909604 (1,04551)
Somague	0,122312	0,036178	26	4,484	2,142730	-0,013341 (-1,86035)	1,158450 (2,11752)
Sonae Investimento	0,206326	0,023406	26	7,499	2,169510	-0,003301 (-0,711567)	0,969254 (2,73845)
Unicer	0,459000	0,029050	26	22,211	2,150930	0,007045 (1,22349)	2,070300 (4,71283)

Quadro 10 - Sumários estatísticos - Betas anuais/Dados quinzenais

Ano: 1996

Título	R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	β_0	β_1
A. Silva & Silva	0,035225	0,044268	22	1,767	2,281200	-0,004285 (-0,346290)	1,169670 (1,32918)
BCP	0,148494	0,026489	26	5,360	1,651270	-0,007008 (-1,04098)	0,936165 (2,31511)
BES	0,192320	0,017537	26	6,953	2,350300	0,001943 (0,435915)	0,705922 (2,63683)
BPI-SGPS	0,012568	0,030961	25	1,305	1,613760	0,002062 (0,261516)	0,545414 (1,14257)
C.S. Tranquilidade	0,078810	0,013893	26	3,139	2,127710	0,005952 (1,68594)	0,375735 (1,77166)
Caima	0,065875	0,048689	25	2,693	2,283950	-0,003837 (-0,224953)	1,181310 (1,64088)
Cimpor	0,473121	0,027649	26	23,449	2,189960	-0,008712 (-1,23986)	2,043830 (4,84244)
Império	-0,040496	0,024770	26	0,027	1,924970	-0,003982 (-0,632647)	0,062148 (0,164354)
Corticeira Amorim	0,305365	0,039207	26	11,990	1,556660	-0,019212 (-1,92825)	2,072470 (3,46268)
Espart	-0,027858	0,067005	26	0,322	1,926640	0,017767 (1,04342)	-0,580807 (-0,567828)
Estoril-Sol	-0,031143	0,085746	26	0,245	2,041540	0,026272 (1,20566)	0,647803 (0,494904)
Inapa	-0,034637	0,037000	26	0,163	2,343360	0,005545 (0,589732)	0,228092 (0,403826)
ITI	0,003711	0,113291	26	1,093	1,609550	0,021831 (0,758266)	1,808160 (1,04552)
Lisnave	-0,036601	0,082652	26	0,117	1,959520	0,003835 (0,182569)	-0,432076 (-0,3424509)
Lusomundo	-0,050267	0,074697	21	0,043	2,057350	0,025973 (0,885672)	-0,291584 (-0,206841)
Mague	0,215655	0,063126	26	7,874	1,604040	-0,018610 (-1,16004)	2,704020 (2,80601)
Modelo-Continente	0,082585	0,030369	26	3,250	1,922400	0,001208 (0,156488)	0,835832 (1,80291)
C.S. Mundial Confiança	-0,038668	0,030939	25	0,107	1,725520	0,018297 (1,72139)	0,149948 (0,326386)
Portugal Telecom	0,419599	0,025155	25	18,351	2,085710	0,001109 (0,212524)	1,546320 (4,28378)
Reditus	-0,041576	0,117256	26	0,002	2,136580	0,028019 (0,940299)	0,081779 (0,045688)
Semapa	0,079316	0,036482	26	3,154	2,314960	0,010959 (1,18203)	0,989001 (1,77587)
Somague	0,007846	0,061896	26	1,198	2,308710	0,010927 (0,694655)	1,034060 (1,09440)
Sonae Investimento	0,470555	0,028575	25	22,331	2,168120	-0,002840 (-0,486485)	1,919020 (4,72551)
Unicer	0,163866	0,033664	26	5,900	2,182060	-0,007059 (-0,825172)	1,248190 (2,42889)

Quadro 11 - Sumários estatísticos - Betas anuais/Dados quinzenais

Ano: 1997

Título	R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	β_0	β_1
A. Silva & Silva	0,118246	0,049786	25	4,218	2,017090	-0,014632 (-1,30735)	0,538699 (2,05389)
BCP	0,650233	0,031321	26	47,476	2,079270	0,002681 (0,392068)	1,124860 (6,89029)
BES	0,707006	0,027950	26	61,326	1,964780	0,005774 (0,946411)	1,140870 (7,83110)
BPI-SGPS	0,700740	0,030204	26	59,540	1,837270	0,007613 (1,15459)	1,214790 (7,71619)
C.S. Tranquilidade	0,106357	0,033576	25	3,856	1,964770	0,004100 (0,360762)	0,309782 (1,96376)
Caima	0,279541	0,034149	26	10,700	2,366290	-0,019502 (-2,61619)	0,582233 (3,27110)
Cimpor	0,786697	0,029527	5	15,753	1,705180	-0,037148 (-1,75434)	1,318940 (3,96896)
Cimpor-SGPS	0,646121	0,025863	19	33,865	2,546420	0,002568 (0,399994)	0,893361 (5,81935)
Império	0,402548	0,051512	26	17,844	1,885060	-0,009503 (-0,845119)	1,134200 (4,22426)
Corticeira Amorim	0,428331	0,056200	26	19,732	1,773650	-0,015497 (-1,26319)	1,301210 (4,44203)
EDP	0,299973	0,039328	13	6,142	1,937680	-0,006568 (-0,585261)	0,661873 (2,47835)
Espart	0,230032	0,050411	26	8,469	2,262090	-0,007782 (-0,707178)	0,764667 (2,91014)
Estoril-Sol	0,141852	0,063515	26	5,133	2,003240	0,004452 (0,321075)	0,750012 (2,265509)
Inapa	0,131942	0,064985	26	4,800	1,783050	0,010270 (0,723966)	0,742101 (2,19088)
Inparsi	0,166666	0,130661	19	4,600	1,649520	0,026498 (0,816982)	1,663410 (2,14475)
ITI	-0,004889	0,038995	26	0,878	1,827010	-0,018442 (-2,16650)	0,190494 (0,937211)
Lisnave	0,094951	0,283872	17	2,679	2,375360	-0,101496 (-1,07362)	3,833240 (1,63665)
Lusomundo	-0,024116	0,057805	26	0,411	1,956120	-0,007200 (-0,570599)	0,193230 (0,641329)
Mague	0,188137	0,058680	26	6,793	1,835200	-0,004396 (-0,343159)	0,797193 (2,60641)
Modelo-Continente	0,602572	0,035517	26	38,905	2,194610	-0,004185 (-0,539735)	1,154700 (6,23734)
C.S. Mundial Confiança	0,640959	0,046260	26	45,630	1,992250	-0,001328 (-0,131551)	1,628760 (6,75499)
Portugal Telecom	0,637376	0,031551	26	44,942	1,667250	0,004710 (0,683845)	1,102470 (6,70387)
Reditus	0,053854	0,041822	26	2,423	2,187770	-0,014790 (-1,62005)	0,339320 (1,55659)
Semapa	0,635543	0,032926	25	42,851	1,866130	-0,001477 (-0,263788)	1,081170 (6,54609)
Somague	0,491650	0,047877	25	24,212	1,993810	-0,015150 (-1,81957)	1,193850 (4,92053)
Sonae Investimento	0,579578	0,035169	26	35,464	2,010490	-0,003324 (-0,432978)	1,091640 (5,95517)
Unicer	0,413691	0,027994	25	17,934	1,826450	-0,011858 (-1,18360)	0,549031 (4,23486)

Quadro 12 - Sumários estatísticos - Betas anuais/Dados quinzenais

Ano: 1998

Título	R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	β ₀	β ₁
A. Silva & Silva	0,329631	0,080102	14	7,392	1,748670	-0,015579 (-0,616701)	1,311270 (2,71888)
BCP	0,515394	0,061491	14	14,826	2,128310	-0,005702 (-0,294035)	1,425540 (3,85044)
BES	0,742437	0,043335	14	38,473	2,648540	-0,024468 (-1,79042)	1,618350 (6,20267)
BPI-SGPS	0,664293	0,056569	14	26,724	2,201970	-0,022670 (-1,27074)	1,760710 (5,16955)
C.S. Tranquilidade	0,278192	0,083883	14	6,010	2,408770	-0,020742 (-0,784108)	1,238160 (2,45160)
Caima	0,516173	0,078428	13	13,802	1,910020	-0,001512 (-0,079618)	1,480480 (3,71514)
Cimpor-SGPS	0,553989	0,033620	13	15,905	1,995480	0,005728 (0,717221)	0,670263 (3,98813)
Cofina	-0,070692	0,065640	9	0,472	1,742850	-0,016973 (-0,745261)	-0,313772 (-0,686878)
Império	0,590701	0,046270	13	18,318	2,702970	0,015068 (1,48329)	0,923149 (4,28000)
Corticeira Amorim	0,183913	0,062232	14	3,930	1,823790	0,017281 (0,880522)	0,742764 (1,96234)
EDP	0,678930	0,026887	14	28,490	1,693730	-0,004261 (-0,502476)	0,864061 (5,33757)
Espart	0,023852	0,091683	14	1,318	2,208470	-0,003865 (-0,133665)	0,633648 (1,14789)
Estoril-Sol	0,268004	0,066397	14	5,760	1,809610	0,008612 (0,411278)	0,959403 (2,39993)
Gestnave	0,292311	0,101087	14	6,370	1,391710	-0,007462 (-0,234076)	1,536070 (2,52382)
Inapa	0,117886	0,039912	14	2,737	1,910960	-0,001844 (-0,146529)	0,397581 (1,65448)
Inparsi	0,235273	0,085895	14	5,000	2,350910	0,032452 (1,19800)	1,156350 (2,23596)
Investec	0,262472	0,040861	14	5,626	1,706100	0,015718 (1,21981)	0,583559 (2,37201)
ITI	-0,028973	0,065333	14	0,634	2,404330	0,005546 (0,269153)	0,313200 (0,796213)
Lusomundo	0,269040	0,083412	14	5,785	1,970400	0,004258 (0,161855)	1,207890 (2,40517)
Mague	0,115317	0,118756	13	2,564	1,985560	0,016609 (0,590727)	0,947859 (1,60130)
Modelo-Continente	0,262759	0,059755	14	5,633	2,120800	0,009765 (0,518171)	0,853918 (2,37346)
C.S. Mundial Confiança	0,723227	0,046433	14	34,970	1,950250	-0,016538 (-1,12937)	1,653200 (5,91353)
Portugal Telecom	0,108448	0,051726	14	2,581	2,531120	0,000516 (0,031617)	0,500369 (1,60665)
Reditus	0,160223	0,083411	14	3,480	2,292850	-0,014047 (-0,534016)	0,936890 (1,86555)
Semapa	0,677382	0,030504	14	28,295	2,017140	-0,021573 (-2,24262)	0,976935 (5,31934)
Somague	0,352241	0,063294	14	8,069	1,517710	-0,030897 (-1,54791)	1,082510 (2,84063)
Sonae Imobiliária	0,102970	0,069682	14	2,492	2,350140	0,008006 (0,364311)	0,662334 (1,57869)
Sonae Investimento	0,281733	0,043396	14	6,099	1,766040	0,006889 (0,503397)	0,645265 (2,46964)
Unicer	0,147624	0,025930	14	3,251	1,766580	0,001302 (0,138622)	0,394262 (1,80319)

Quadro 13 - Sumários estatísticos - Betas bianuais/Dados diários

Ano: 1993/94

Título	R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	β_0	β_1
BCP	0,379285	0,010615	495	302,856	2,084770	-0,000749 (-1,55143)	1,249150 (17,4028)
BES	0,201920	0,010544	495	125,985	1,950430	-0,000099 (-0,207112)	0,800257 (11,2243)
BPI	0,376696	0,012638	495	299,551	1,928110	-0,001319 (-2,29425)	1,479140 (17,3075)
C.S. Tranquilidade	0,009163	0,044747	495	5,568	1,917130	0,000151 (0,074285)	0,714005 (2,35970)
Caima	0,039070	0,027695	495	21,085	1,850520	-0,000328 (-0,260434)	0,859946 (4,59188)
Império	0,006341	0,019975	495	4,152	2,049680	-0,000353 (-0,388439)	0,275234 (2,03770)
Corticeira Amorim	0,203932	0,019808	495	127,550	2,126580	0,001036 (1,14940)	1,512700 (11,2938)
Espart	0,013109	0,025738	495	7,562	2,191160	-0,001051 (-0,897568)	0,478612 (2,74992)
Estoril-Sol	0,007573	0,025155	494	4,762	2,013740	0,000613 (0,625386)	0,347363 (2,18219)
Inapa	0,089853	0,022802	495	49,769	2,055380	-0,000025 (-0,024555)	1,087770 (7,05474)
ITI	0,023916	0,025932	495	13,104	2,027670	0,000865 (0,733040)	0,634777 (3,61997)
Lisnave	0,041993	0,037212	491	22,479	1,993180	-0,000432 (-0,212438)	1,246960 (4,74115)
Mague	0,004868	0,019044	266	2,296	2,036080	-0,002279 (-1,94809)	0,254110 (1,51532)
Modelo-Continente	0,107721	0,017468	494	60,518	2,011030	0,001352 (1,95485)	0,866566 (7,77932)
C.S. Mundial Confiança	0,010927	0,035165	495	6,457	2,176830	0,000166 (0,103885)	0,604270 (2,54115)
Reditus	0,057329	0,029593	495	31,043	2,088960	-0,001858 (-1,37974)	1,114940 (5,57163)
Sonae Investimento	0,383573	0,019300	494	307,770	1,973400	0,000338 (0,337993)	2,369520 (17,5434)
Unicer	0,154949	0,013697	494	91,397	2,012540	-0,000313 (-0,584159)	0,830531 (9,56016)

Quadro 14 - Sumários estatísticos - Betas bianuais/Dados diários

Ano: 1995/96

Título	R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	β_0	β_1
BCP	0,200170	0,008574	493	124,131	1,931360	-0,000306 (-0,787228)	1,027830 (11,1414)
BES	0,105230	0,007375	493	58,862	1,939110	0,000057 (0,170328)	0,608797 (7,67217)
C.S. Tranquilidade	0,022730	0,007867	492	12,420	2,004910	0,000624 (2,33923)	0,269873 (3,52423)
Caima	0,013810	0,024009	492	7,875	1,964560	-0,000807 (-0,858326)	0,699266 (2,80632)
Cimpor	0,116471	0,007116	493	65,858	1,812440	0,000592 (1,83479)	0,621328 (8,11529)
Império	0,076102	0,015624	492	41,444	1,998380	-0,001138 (-1,95691)	1,023870 (6,43771)
Corticeira Amorim	0,071663	0,014680	493	38,980	2,060710	-0,001277 (-1,91967)	0,986092 (6,24337)
Espart	0,024104	0,022649	493	13,152	2,094440	-0,000346 (-0,337410)	0,883734 (3,62657)
Estoril-Sol	0,001065	0,023621	493	1,525	1,856290	0,000566 (0,528776)	0,313802 (1,23477)
Inapa	0,026657	0,013775	492	14,447	2,036040	-0,000350 (-0,626660)	0,549560 (3,80091)
ITI	0,005618	0,032162	493	3,780	1,837820	0,000714 (0,489518)	0,672737 (1,94413)
Lisnave	0,004260	0,024309	492	3,101	1,989900	-0,001037 (-0,828550)	-0,465059 (-1,76083)
Mague	0,002487	0,025892	493	2,226	2,125270	-0,000130 (-0,110432)	0,415664 (1,49212)
Modelo-Continente	0,054855	0,014223	492	29,497	2,001850	0,000129 (0,239529)	0,791862 (5,43114)
C.S. Mundial Confiança	0,015818	0,022570	492	8,891	1,970400	-0,000328 (-0,400998)	0,677181 (2,98184)
Portugal Telecom	0,203719	0,007498	387	99,753	2,002460	0,000544 (1,26393)	0,973926 (9,98766)
Reditus	0,005965	0,046730	492	3,947	1,997530	-0,000833 (-0,317140)	1,010940 (1,98658)
Semapa	0,058414	0,012515	351	22,713	2,114710	0,001653 (2,42990)	0,802828 (4,76582)
Somague	0,032067	0,020091	493	17,300	2,092070	0,000005 (0,00568400)	0,899108 (4,15928)
Sonae Investimento	0,262301	0,008304	493	175,939	1,812510	0,000201 (0,533685)	1,185090 (13,2642)
Unicer	0,110248	0,009029	493	61,963	1,966030	0,000187 (0,457900)	0,764658 (7,87165)

Quadro 15 - Sumários estatísticos - Betas bianuais/Dados diários

Ano: 1997/98

Título	R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	β_0	β_1
A. Silva & Silva	0,120081	0,020905	367	50,947	1,987940	-0,001211 (-0,970978)	0,666650 (7,13775)
BCP	0,575338	0,011479	367	496,861	1,975310	0,000320 (0,396646)	1,132200 (22,2904)
BES	0,575319	0,009814	367	496,824	2,039140	0,000392 (0,602069)	0,973165 (22,2895)
BPI-SGPS	0,639350	0,010139	367	649,834	2,004060	0,000478 (0,766773)	1,154270 (25,4918)
C.S. Tranquilidade	0,082403	0,018394	368	33,958	1,894000	0,000069 (0,070903)	0,475920 (5,82731)
Caima	0,085965	0,026917	367	35,422	2,023360	-0,000829 (-0,657695)	0,693663 (5,95165)
Cimpor-SGPS	0,488190	0,010463	307	292,878	2,013780	0,000319 (0,474377)	0,827296 (17,1137)
Império	0,290591	0,020167	367	150,922	1,938770	-0,000162 (-0,117921)	1,099640 (12,2850)
Corticeira Amorim	0,222976	0,021482	367	106,028	1,988780	-0,000183 (-0,139215)	0,987959 (10,2970)
EDP	0,558230	0,010915	256	323,224	2,064920	-0,000716 (-0,947245)	0,939645 (17,9784)
Espart	0,167887	0,025753	367	74,844	2,000510	-0,001284 (-1,04850)	0,968704 (8,65126)
Estoril-Sol	0,057677	0,026138	367	23,402	2,017480	0,001389 (1,11848)	0,549714 (4,83757)
Inapa	0,069720	0,016928	368	28,505	2,104810	0,001126 (1,25097)	0,401291 (5,33901)
ITI	0,076406	0,023658	367	31,278	2,049130	-0,001856 (-1,73973)	0,566265 (5,59269)
Lusomundo	0,063022	0,026161	367	25,617	2,016720	-0,000169 (-0,151254)	0,555189 (5,06137)
Mague	0,018005	0,028304	367	7,710	1,994860	0,001481 (1,09568)	0,342112 (2,77678)
Modelo-Continente	0,431102	0,015661	368	279,107	1,935420	-0,000295 (-0,353867)	1,161650 (16,7065)
C.S. Mundial Confiança	0,506327	0,015420	368	377,407	1,831090	0,000023 (0,028060)	1,330070 (19,4270)
Portugal Telecom	0,538086	0,010377	367	427,356	1,967740	0,000059 (0,083441)	0,951901 (20,6726)
Reditus	0,120500	0,023378	368	51,283	1,872240	-0,001758 (-1,41449)	0,743327 (7,16118)
Semapa	0,461480	0,012983	368	315,498	2,126020	-0,000819 (-1,18659)	1,023910 (17,7623)
Somague	0,259258	0,022356	368	129,449	1,841530	-0,002104 (-1,77037)	1,129370 (11,3776)
Sonae Investimento	0,439543	0,013359	368	288,823	2,193510	-0,000293 (-0,413282)	1,008060 (16,9948)
Unicer	0,211884	0,014008	368	99,668	2,023910	-0,000133 (-0,179032)	0,620916 (9,983369)

Quadro 16 - Sumários estatísticos - Betas bianuais/Dados quinzenais

Ano: 1993/94

Título	R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	β_0	β_1
BCP	0,598695	0,028461	52	77,085	2,125300	-0,006093 (-1,46095)	1,181100 (8,77982)
BES	0,141797	0,036893	52	9,426	1,901240	0,001861 (0,344223)	0,535379 (3,07026)
BPI	0,569904	0,037571	52	68,578	1,992340	-0,011721 (-2,12888)	1,470580 (8,28119)
C.S. Tranquilidade	0,024346	0,123539	51	2,248	2,193640	-0,000930 (-0,068090)	0,775122 (1,49923)
Caima	0,262554	0,072683	52	19,158	1,887430	-0,009724 (-0,912980)	1,503640 (4,37694)
Império	0,024076	0,051554	51	2,234	2,020790	-0,002847 (-0,452036)	0,341832 (1,49449)
Corticeira Amorim	0,417949	0,055436	52	37,621	2,254460	0,009202 (1,13271)	1,607130 (6,13361)
Espart	-0,014000	0,062887	51	0,310	2,065860	-0,003603 (-0,512913)	0,147467 (0,556468)
Estoril-Sol	0,182334	0,051325	52	12,373	2,218150	0,000029 (0,00385450)	0,853311 (3,51747)
Inapa	0,151448	0,068406	51	9,924	1,978830	0,001440 (0,110708)	1,045460 (3,15023)
ITI	0,056555	0,076049	52	4,057	2,152800	0,007936 (0,712160)	0,724014 (2,01424)
Lisnave	0,073603	0,125996	52	5,052	2,395700	-0,006333 (-0,342977)	1,338550 (2,24766)
Mague	0,024007	0,057550	28	1,664	1,643320	-0,020528 (-1,86900)	0,474471 (1,29002)
Modelo-Continente	0,210975	0,050922	52	14,637	2,138030	0,012377 (1,65866)	0,920809 (3,82580)
C.S. Mundial Confiança	0,088403	0,085994	52	5,946	1,595630	-0,003323 (-0,263702)	0,991096 (2,43840)
Reditus	0,059217	0,091058	51	4,147	2,062550	-0,014919 (-1,33506)	0,824682 (2,03648)
Sonae Investimento	0,558961	0,058213	52	65,636	2,080880	0,006077 (0,712406)	2,229130 (8,10160)
Unicer	0,445328	0,037334	52	41,946	2,339130	-0,005515 (-1,00803)	1,142870 (6,47659)

Quadro 17 - Sumários estatísticos - Betas bianuais/Dados quinzenais

Ano: 1995/96

Título	R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	β_0	β_1
BCP	0,196765	0,023659	52	13,493	1,745320	-0,002365 (-0,690019)	0,840443 (3,67332)
BES	0,179049	0,026163	52	12,123	1,952500	-0,000714 (-0,188420)	0,880963 (3,48182)
C.S. Tranquilidade	0,083613	0,016594	52	5,653	1,814820	0,007042 (2,92866)	0,381567 (2,37768)
Caima	0,043218	0,056440	52	3,304	1,750720	-0,008864 (-1,08397)	0,992074 (1,81761)
Cimpor	0,241568	0,025471	52	17,244	1,803310	0,004224 (1,14447)	1,022870 (4,15259)
Império	0,110096	0,040800	52	7,310	2,112810	-0,010328 (-1,74705)	1,066750 (2,70362)
Corticeira Amorim	0,086507	0,042554	52	5,830	1,786310	-0,011788 (-1,91194)	0,993612 (2,41447)
Espart	-0,001772	0,061702	52	0,910	1,094840	-0,003798 (-0,424815)	0,569148 (0,953824)
Estoril-Sol	0,002582	0,072071	52	1,132	1,759740	0,004423 (0,423585)	0,741558 (1,06396)
Inapa	0,065136	0,037875	52	4,553	2,102620	-0,003931 (-0,716251)	0,781591 (2,13387)
ITI	0,037782	0,090659	52	3,003	1,702940	0,002442 (0,185907)	1,519200 (1,73278)
Lisnave	-0,011212	0,082515	52	0,435	2,055630	-0,009236 (-0,772550)	-0,526002 (-0,659169)
Mague	0,043199	0,083819	52	3,303	1,747460	-0,006027 (-0,496261)	1,473100 (1,81731)
Modelo-Continente	0,143552	0,039044	52	9,548	1,930700	-0,000706 (-0,124865)	1,166740 (3,09002)
C.S. Mundial Confiança	-0,014595	0,061025	52	0,266	2,146560	-0,000404 (-0,045697)	0,304589 (0,516115)
Portugal Telecom	0,398665	0,023874	39	26,193	2,096470	0,003587 (1,10053)	1,241590 (5,11788)
Reditus	-0,019976	0,142817	52	0,001	1,904190	-0,002749 (-0,132848)	0,047377 (0,034303)
Semapa	0,076216	0,038647	35	3,805	2,015260	0,015595 (2,60584)	0,827879 (1,95068)
Somague	0,132312	0,050857	52	8,777	2,133500	-0,003162 (-0,429114)	1,457060 (2,96258)
Sonae Investimento	0,463222	0,026385	51	44,148	2,147760	-0,000032 (-0,010424)	1,546290 (6,64443)
Unicer	0,270315	0,032319	52	19,893	2,159250	-0,001423 (-0,303788)	1,394000 (4,46017)

Quadro 18 - Sumários estatísticos - Betas bianuais/Dados quinzenais

Ano: 1997/98

Título	R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	β ₀	β ₁
A. Silva & Silva	0,251363	0,062733	40	14,095	2,108770	-0,017351 (-1,54104)	0,922358 (3,75428)
BCP	0,581562	0,043029	40	55,204	2,074520	-0,000085 (-0,011034)	1,252050 (7,42992)
BES	0,694971	0,035573	40	89,857	2,207580	-0,004061 (-0,636127)	1,320600 (9,47927)
BPI-SGPS	0,653103	0,042205	40	74,425	2,070180	-0,002252 (-0,297307)	1,425920 (8,62702)
C.S. Tranquilidade	0,165086	0,058492	40	8,711	1,744530	-0,003778 (-0,359845)	0,676105 (2,95151)
Caima	0,309231	0,060352	40	18,459	2,398830	-0,014687 (-1,35593)	1,015480 (4,29637)
Cimpor-SGPS	0,630869	0,028500	32	53,981	2,054920	0,003897 (0,882350)	0,804301 (7,34717)
Império	0,428902	0,052004	40	30,289	2,238490	-0,002935 (-0,314470)	1,120880 (5,50359)
Corticeira Amorim	0,354711	0,058627	40	22,438	1,745310	-0,004827 (-0,458718)	1,087600 (4,73688)
EDP	0,529877	0,032502	27	30,305	1,793550	-0,004893 (-0,716226)	0,788928 (5,50497)
Espart	0,146501	0,065321	40	7,694	2,251480	-0,006492 (-0,553725)	0,709594 (2,77385)
Estoril-Sol	0,218280	0,063071	40	11,890	1,919890	0,005740 (0,507051)	0,851720 (3,44819)
Inapa	0,120390	0,057594	40	6,338	1,712600	0,006456 (0,624588)	0,567833 (2,51751)
Inparsa	0,202604	0,111091	33	9,131	1,841640	0,028471 (1,31436)	1,404820 (3,02169)
ITI	0,025806	0,049858	40	2,033	2,139520	-0,010759 (-1,20230)	0,278411 (1,42587)
Lusomundo	0,111518	0,070951	40	5,895	1,821310	-0,003755 (-0,294899)	0,674652 (2,42798)
Mague	0,071806	0,086691	40	4,017	2,453090	0,005149 (0,330943)	0,680466 (2,00427)
Modelo-Continente	0,468582	0,044416	40	35,389	2,200190	0,000371 (0,046552)	1,034780 (5,94883)
C.S. Mundial Confiança	0,675374	0,045642	40	82,138	2,141900	-0,006224 (-0,759782)	1,620010 (9,06301)
Portugal Telecom	0,387998	0,041293	40	25,725	1,992790	0,003503 (0,472698)	0,820218 (5,07201)
Reditus	0,134088	0,059184	40	7,039	2,164790	-0,014692 (-1,38312)	0,614956 (2,65315)
Semapa	0,579718	0,035111	40	54,795	2,268790	-0,007171 (-1,13797)	1,017850 (7,40235)
Somague	0,358042	0,056581	40	22,752	2,103860	-0,017318 (-1,70536)	1,056940 (4,76987)
Sonae Investimento	0,474391	0,038191	40	36,200	1,705910	0,000065 (0,00945667)	0,899893 (6,01661)
Unicer	0,248151	0,036052	39	13,542	1,959070	0,000857 (0,103978)	0,515484 (3,67996)

Quadro 19 - Sumários estatísticos - Betas bianuais/Dados mensais

Ano: 1993/94

Título	R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	β_0	β_1
BCP	0,770254	0,038589	24	78,111	1,734070	-0,018298 (-2,13495)	1,380590 (8,83803)
BES	-0,275190	0,061494	24	0,384	1,969260	0,011920 (0,872748)	0,154261 (0,619686)
BPI	0,487107	0,060423	24	22,844	2,347190	-0,020506 (-1,52802)	1,169060 (4,77950)
C.S. Tranquilidade	-0,019719	0,065229	24	0,555	2,304110	0,014305 (0,987414)	0,196752 (0,745133)
Caima	0,436391	0,113885	24	18,808	2,083150	-0,031409 (-1,24174)	1,999370 (4,33687)
Império	-0,032049	0,063419	24	0,286	1,959950	-0,004297 (-0,305097)	0,137237 (0,534570)
Corticeira Amorim	0,593087	0,072237	24	34,523	1,704610	0,016923 (1,05481)	1,718160 (5,87564)
Espart	-0,001853	0,091292	23	0,959	1,964600	-0,015242 (-0,983693)	0,329128 (0,979441)
Estoril-Sol	0,393539	0,072734	23	15,276	2,165110	-0,002125 (-0,168685)	1,058840 (3,90846)
Inapa	0,195558	0,133169	24	6,591	2,101960	-0,006931 (-0,234350)	1,384000 (2,56734)
ITI	0,026072	0,111013	24	1,616	1,516970	0,019214 (0,779280)	0,571220 (1,27111)
Lisnave	0,354503	0,150496	23	13,082	1,948760	-0,022980 (-0,474665)	2,137950 (3,61694)
Mague	0,079751	0,086600	13	2,040	2,020930	-0,051006 (-2,08499)	0,744729 (1,42827)
Modelo-Continente	0,458519	0,068729	24	20,476	1,876800	0,019445 (1,27383)	1,258970 (4,52505)
C.S. Mundial Confiança	0,165295	0,146346	23	5,357	2,015880	-0,006967 (-0,154355)	1,339920 (2,31444)
Reditus	0,046178	0,122029	23	2,065	1,960690	-0,027314 (-1,29709)	0,651799 (1,43705)
Sonae Indústria	0,417848	0,130925	23	16,791	1,825770	0,021268 (0,947128)	1,987010 (4,09766)
Sonae Investimento	0,795966	0,060460	24	90,726	1,809620	0,010123 (0,753871)	2,331210 (9,52504)
Unicer	0,705134	0,054452	23	53,610	2,237330	-0,020720 (-2,11661)	1,514620 (7,32189)

Quadro 20 - Sumários estatísticos - Betas bianuais/Dados mensais

Ano: 1995/96

Título	R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	β_0	β_1
BCP	0,347967	0,038374	24	13,274	1,926070	-0,006793 (-0,813297)	1,079790 (3,64339)
BES	0,067456	0,018794	23	2,591	2,502760	0,013376 (2,93580)	0,280197 (1,60978)
C.S. Tranquilidade	0,077271	0,027897	24	2,926	2,124450	0,012191 (2,00769)	0,368548 (1,71058)
Caima	-0,044909	0,100241	24	0,011	2,097230	-0,010471 (-0,479871)	0,082991 (0,107201)
Cimpor	0,279952	0,041999	24	9,942	2,274700	0,008228 (0,900038)	1,022760 (3,15314)
Império	-0,019889	0,049195	23	0,571	2,629600	-0,011597 (-1,27315)	0,311486 (0,755635)
Corticeira Amorim	0,146908	0,078743	24	4,961	1,954830	-0,029845 (-1,74125)	1,354500 (2,22728)
Espart	0,109502	0,069375	24	3,828	1,889110	-0,008727 (-0,577881)	1,048330 (1,95659)
Estoril-Sol	0,085284	0,111134	24	3,144	2,057270	-0,000195 (-0,00807573)	1,521990 (1,77325)
Inapa	0,033076	0,047354	24	1,787	1,780680	-0,004826 (-0,468167)	0,488858 (1,33670)
ITI	0,191611	0,146017	24	6,452	2,246140	-0,006791 (-0,213672)	2,864390 (2,54001)
Lisnave	-0,038403	0,108992	24	0,149	1,486300	-0,023559 (0,993044)	-0,325368 (-0,386532)
Mague	0,235247	0,127466	24	8,075	1,838420	-0,025974 (-0,936143)	2,797440 (2,84167)
Modelo-Continente	0,462840	0,058344	24	20,818	1,863120	-0,009648 (-0,759696)	2,055930 (4,56265)
C.S. Mundial Confiança	0,078892	0,095541	24	2,970	2,519520	-0,012492 (-0,600697)	1,271620 (1,72335)
Portugal Telecom	0,450497	0,039679	18	14,937	2,455280	0,005512 (0,507555)	1,493780 (3,86484)
Reditus	-0,039019	0,208914	23	0,174	1,803570	0,011596 (0,164315)	-0,774465 (-0,416920)
Semapa	0,135490	0,039683	17	3,508	1,698490	0,036559 (3,15914)	0,754725 (1,87286)
Somague	0,029477	0,076878	23	1,668	1,986820	0,003292 (0,126938)	0,883210 (1,29158)
Sonae Indústria	0,263353	0,108351	24	9,223	1,717430	-0,033953 (-1,43962)	2,541270 (3,03686)
Sonae Investimento	0,663985	0,030222	24	46,449	2,466970	0,000156 (0,023712)	1,590760 (6,81538)
Unicer	0,156314	0,043008	24	5,261	1,662810	0,003877 (0,414103)	0,761882 (2,29376)

Quadro 21- Sumários estatísticos - Betas bianuais/Dados mensais

Ano: 1997/98

Título	R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	β_0	β_1
A. Silva & Silva	0,370797	0,092646	17	10,429	2,561530	-0,049486 (-2,23012)	1,046670 (3,22939)
BCP	0,516050	0,075471	18	19,128	2,362600	0,001657 (0,074531)	1,220600 (4,37351)
BES	0,739982	0,051207	18	49,380	1,762120	-0,008981 (-0,595242)	1,330650 (7,02710)
BPI-SGPS	0,782108	0,059914	18	62,020	2,203720	-0,018060 (-1,02310)	1,744830 (7,87530)
C.S. Tranquilidade	0,062856	0,078901	17	2,073	1,505590	-0,006628 (-0,198711)	0,422482 (1,43984)
Caima	0,387865	0,072561	18	11,772	1,412420	-0,028323 (-1,32478)	0,920629 (3,43098)
Cimpor-SGPS	0,727207	0,042870	14	35,655	1,987740	0,002640 (0,246358)	0,891771 (5,97120)
Império	0,522084	0,075695	18	19,571	2,220880	-0,011225 (-0,503323)	1,238330 (4,42392)
Corticeira Amorim	0,193754	0,092913	18	5,085	2,194250	0,006185 (0,225939)	0,774820 (2,25508)
EDP	0,702140	0,041037	11	24,573	1,678580	0,000061 (0,00363645)	0,818644 (4,95709)
Espart	0,352701	0,083396	18	10,263	2,284780	-0,026797 (-1,09060)	0,987970 (3,20359)
Estoril-Sol	0,040450	0,120771	17	1,674	2,193160	0,024066 (0,824609)	0,550198 (1,29402)
Inapa	-0,066068	0,060319	17	0,008	2,197470	0,027748 (1,15329)	-0,020789 (-0,091750)
Inparsa	0,323222	0,197427	15	7,686	1,839970	0,029068 (0,467896)	2,131700 (2,77241)
ITI	0,326373	0,074552	17	8,752	1,736630	-0,040027 (-1,45399)	0,838714 (2,95838)
Lusomundo	0,091869	0,116097	18	2,720	2,429540	-0,009869 (-0,288527)	0,708025 (1,64917)
Mague	0,179430	0,115925	18	4,717	1,706000	0,002199 (0,064379)	0,931076 (2,17194)
Modelo-Continente	0,710244	0,069206	17	40,219	2,191240	-0,016551 (-1,10655)	1,409710 (6,34184)
C.S. Mundial Confiança	0,713110	0,063497	18	43,256	1,620070	-0,009773 (-0,522367)	1,544320 (6,57694)
Portugal Telecom	0,317242	0,065035	18	8,899	1,584940	0,012113 (0,632165)	0,717425 (2,98312)
Reditus	0,449842	0,067619	17	14,083	1,748570	-0,039086 (-2,50491)	0,862955 (3,75267)
Semapa	0,597208	0,051186	18	26,205	1,822450	-0,014114 (-0,935895)	0,968970 (5,11912)
Somague	0,504138	0,072968	18	0,504	1,865170	-0,044177 (-2,05485)	1,153790 (4,27595)
Sonae Indústria	0,276093	0,104788	17	7,102	1,46244	0,011007 (0,431748)	0,987815 (2,66501)
Sonae Investimento	0,347599	0,056151	18	10,058	1,986890	0,010711 (0,647454)	0,658509 (3,17137)
Unicer	0,269823	0,071873	18	7,282	2,213470	-0,007329 (-0,346099)	0,717216 (2,69852)

Quadro 22 - Sumários estatísticos - Betas trianuais/Dados diários

Ano: 1993/95

Título	R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	β_0	β_1
BCP	0,338545	0,010040	741	379,746	2,079520	-0,000370 (-0,998593)	1,185570 (19,4871)
BES	0,181746	0,009942	741	165,365	1,933270	-0,000085 (-0,231923)	0,774740 (12,8594)
BPI	0,322551	0,012681	739	352,381	1,991990	-0,000796 (-1,69749)	1,442740 (18,7718)
C.S. Tranquilidade	0,008683	0,036961	741	7,482	1,933390	0,000382 (0,279460)	0,612634 (2,73529)
Caima	0,031387	0,027316	741	24,979	2,064960	-0,000581 (-0,575351)	0,827299 (4,99790)
Império	0,020841	0,019355	741	16,751	2,113200	-0,000650 (-0,908525)	0,480020 (4,09275)
Corticeira Amorim	0,170365	0,018542	741	152,959	2,085630	0,000307 (0,447581)	1,389620 (12,3676)
Espart	0,020130	0,024625	740	16,181	2,000910	-0,001083 (-1,35438)	0,571359 (4,02260)
Estoril-Sol	0,010576	0,023745	740	8,899	2,002640	-0,000341 (-0,445487)	0,407071 (2,98310)
Inapa	0,069866	0,020815	741	56,585	2,118380	-0,000138 (-0,179295)	0,948802 (7,52228)
ITI	0,019489	0,026455	741	15,709	2,051640	-0,000046 (-0,046791)	0,635389 (3,96343)
Lisnave	0,021561	0,033702	737	17,219	1,995510	-0,000821 (-0,542777)	0,881590 (4,14953)
Mague	0,000005	0,022019	512	1,003	1,882510	-0,001654 (-1,69918)	0,164083 (1,00138)
Modelo-Continente	0,100380	0,016946	740	83,458	2,002600	0,000925 (1,72758)	0,881755 (9,13555)
C.S. Mundial Confiança	0,016213	0,033514	741	13,179	2,011650	-0,000563 (-0,522129)	0,698634 (3,63030)
Reditus	0,029346	0,038820	741	23,372	1,807330	-0,002515 (-1,75388)	1,137240 (4,83449)
Sonae Investimento	0,374423	0,016968	741	443,907	1,765490	0,000455 (0,725793)	2,166380 (21,0691)
Unicer	0,143250	0,012734	740	124,562	2,004240	0,000068 (0,164319)	0,822151 (11,1608)

Quadro 23 - Sumários estatísticos - Betas trianuais/Dados diários

Ano: 1996/98

Título	R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	β_0	β_1
A. Silva & Silva	0,088489	0,019667	576	56,821	1,935530	-0,000738 (-0,884527)	0,642900 (7,53794)
BCP	0,515262	0,010389	614	652,602	1,970680	-0,000227 (-0,424636)	1,142590 (25,5461)
BES	0,521071	0,008554	614	667,938	2,015090	0,000211 (0,507655)	0,954748 (25,8445)
BPI-SGPS	0,497863	0,010936	615	609,774	1,828120	0,000072 (0,159235)	1,159420 (24,6936)
C.S. Tranquilidade	0,078411	0,014946	615	53,240	1,969510	0,000249 (0,404537)	0,468239 (7,29660)
Caima	0,060609	0,025138	615	40,615	2,196570	-0,000669 (-0,647755)	0,687837 (6,37299)
Império	0,227570	0,018283	614	181,600	1,979170	-0,000733 (-0,871459)	1,064497 (13,4759)
Corticeira Amorim	0,202471	0,018945	615	156,878	1,819330	-0,000600 (-0,770664)	1,018800 (12,5251)
Espart	0,127025	0,024540	615	90,342	2,066140	-0,000775 (-0,768092)	1,001460 (9,50486)
Estoril-Sol	0,032444	0,026235	615	21,589	2,035550	0,002081 (1,93007)	0,523374 (4,64638)
Inapa	0,061853	0,015123	615	41,482	2,116560	0,000792 (1,27402)	0,418199 (6,44061)
ITI	0,031908	0,029570	615	21,237	1,950370	0,000222 (0,182967)	0,585086 (4,60840)
Lusomundo	0,036161	0,026778	583	22,836	2,004940	0,000234 (0,238185)	0,538557 (4,77865)
Mague	0,016955	0,027530	614	11,573	1,989050	0,001116 (1,12194)	0,391725 (3,40188)
Modelo-Continente	0,341157	0,014568	615	318,937	2,081890	-0,000186 (-0,310966)	1,117030 (17,8588)
C.S. Mundial Confiança	0,430454	0,013826	615	465,051	1,797960	0,000276 (0,485131)	1,280180 (21,5650)
Portugal Telecom	0,479102	0,009500	614	564,815	1,981700	0,000320 (0,663932)	0,972729 (23,7658)
Reditus	0,041141	0,031626	614	27,301	1,983980	-0,000025 (-0,016256)	0,713644 (5,22506)
Semapa	0,359679	0,012576	615	345,894	2,050130	0,000045 (0,086728)	1,004230 (18,5982)
Somague	0,188436	0,021873	615	143,564	1,859280	-0,000589 (-0,654558)	1,125270 (11,9818)
Sonae Investimento	0,405958	0,011518	615	420,597	2,111820	0,000116 (0,245476)	1,014220 (20,5085)
Unicer	0,202806	0,011779	615	157,201	1,983110	-0,000215 (-0,443745)	0,634076 (12,5380)

Quadro 24 - Sumários estatísticos - Betas trianuais/Dados quinzenais

Ano: 1993/95

Título	R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	β_0	β_1
BCP	0,555754	0,026135	78	97,328	2,123700	-0,003146 (-1,03504)	1,135030 (9,86547)
BES	0,147079	0,035489	78	14,278	1,836680	0,000183 (0,044324)	0,590339 (3,77863)
BPI	0,548516	0,034215	78	94,549	1,846710	-0,007919 (-1,98977)	1,464570 (9,72361)
C.S. Tranquilidade	0,027210	0,100793	77	3,126	2,185910	0,002933 (0,337318)	0,684585 (1,76799)
Caima	0,239923	0,067475	78	25,306	1,916820	-0,009136 (-1,16400)	1,494240 (5,03046)
Império	0,064454	0,053687	78	6,305	2,340850	-0,006881 (-1,10189)	0,593437 (2,51095)
Corticeira Amorim	0,347709	0,053799	78	42,046	2,120920	0,001694 (0,270691)	1,535690 (6,48425)
Espart	0,012683	0,059398	77	1,976	2,058420	-0,008547 (-1,63769)	0,324643 (1,40580)
Estoril-Sol	0,127104	0,051059	78	12,212	1,970120	-0,004977 (-0,838032)	0,785482 (3,49458)
Inapa	0,168063	0,059671	77	16,353	1,982790	-0,001760 (-0,198245)	1,099720 (4,04389)
ITI	0,059518	0,069750	78	5,873	2,035320	-0,002004 (-0,246992)	0,744114 (2,42341)
Lisnave	0,062964	0,113068	77	6,107	1,951720	-0,009171 (-0,811594)	1,166510 (2,47120)
Mague	-0,004642	0,079737	54	0,755	1,756360	-0,014590 (-1,34272)	0,404422 (0,868979)
Modelo-Continente	0,215988	0,049504	78	22,213	2,071360	0,007747 (1,34541)	1,027100 (4,71304)
C.S. Mundial Confiança	0,059291	0,083321	78	5,853	1,816320	-0,006582 (-0,679146)	0,887392 (2,41932)
Reditus	0,013784	0,119946	78	2,076	2,094420	-0,020297 (-1,45483)	0,760836 (1,44091)
Sonae Investimento	0,550794	0,050007	78	95,413	2,112600	0,004227 (0,726744)	2,150320 (9,76798)
Unicer	0,420657	0,035479	78	56,909	2,288740	-0,002131 (-0,516288)	1,178220 (7,54382)

Quadro 25 - Sumários estatísticos - Betas trianuais/Dados quinzenais

Ano: 1996/98

Título	R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	β_0	β_1
A. Silva & Silva	0,211818	0,056592	62	17,393	2,107320	-0,011397 (-1,41123)	0,892194 (4,17053)
BCP	0,551910	0,037350	66	81,060	1,964590	-0,004236 (-0,815398)	1,258210 (9,00333)
BES	0,669061	0,029844	66	132,411	2,211760	-0,003642 (-0,877277)	1,284900 (11,5070)
BPI-SGPS	0,588910	0,038466	65	92,684	1,946100	-0,003360 (-0,624502)	1,385640 (9,62723)
C.S. Tranquilidade	0,165540	0,046034	66	13,895	1,719120	-0,000607 (-0,094850)	0,642025 (3,72756)
Caima	0,225818	0,058006	66	19,960	1,941140	-0,011603 (-1,43812)	0,969617 (4,46762)
Império	0,394665	0,044122	66	43,379	2,076180	-0,007182 (-1,17019)	1,087280 (6,58623)
Corticeira Amorim	0,347618	0,051777	66	35,635	1,652950	-0,007578 (-1,05227)	1,156460 (5,96950)
Espart	0,071970	0,065912	66	6,041	2,092270	-0,000526 (-0,057338)	0,606130 (2,45781)
Estoril-Sol	0,105531	0,072120	66	8,669	1,942480	0,013968 (1,39245)	0,794489 (2,94428)
Inapa	0,108701	0,049955	66	8,927	1,855440	0,004843 (0,696931)	0,558459 (2,98785)
ITI	-0,012531	0,078308	65	0,208	2,038470	0,006932 (0,501370)	0,133401 (0,455972)
Lusomundo	0,031335	0,071925	61	2,941	1,957490	0,005670 (0,439496)	0,467684 (1,71491)
Mague	0,090905	0,078832	66	7,500	2,263970	0,002026 (0,184725)	0,807746 (2,73856)
Modelo-Continente	0,427105	0,038989	66	49,459	2,154570	0,000024 (0,00443356)	1,025940 (7,03269)
C.S. Mundial Confiança	0,585113	0,042100	66	92,669	1,932570	-0,001366 (-0,233206)	1,516360 (9,62648)
Portugal Telecom	0,369969	0,036506	66	39,170	2,103150	0,005246 (1,03309)	0,854856 (6,25856)
Reditus	0,019371	0,087041	66	2,284	2,031390	0,002036 (0,1681349)	0,492180 (1,51129)
Semapa	0,438134	0,036153	66	51,686	2,173380	0,000636 (0,126507)	0,972480 (7,18929)
Somague	0,223794	0,059373	66	19,741	2,075890	-0,005076 (-0,614637)	0,987008 (4,44305)
Sonae Investimento	0,421561	0,035654	66	48,371	1,884090	0,002810 (0,566525)	0,927796 (6,95495)
Unicer	0,210765	0,035476	66	18,358	1,764860	-0,000064 (-0,012917)	0,568733 (4,28465)



Quadro 26 - Sumários estatísticos - Betas trianuais/Dados mensais
Ano: 1993/95

Título	R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	β_0	β_1
BCP	0,740426	0,035898	36	100,837	1,650370	-0,009589 (-1,53872)	1,335540 (10,0417)
BES	0,050391	0,062166	36	2,857	2,131830	0,003300 (0,305750)	0,389321 (1,69034)
BPI	0,425568	0,057766	35	26,189	2,186760	-0,013722 (-1,35143)	1,095330 (5,11750)
C.S. Tranquilidade	0,013015	0,056199	36	1,462	2,362850	0,012585 (1,28997)	0,251714 (1,20893)
Caima	0,371371	0,106255	36	21,677	2,187160	-0,025132 (-1,36249)	1,832830 (4,65582)
Império	0,020273	0,067041	36	1,724	1,976730	-0,011352 (-0,975421)	0,326150 (1,31310)
Corticeira Amorim	0,470525	0,080131	36	32,103	1,687850	0,002475 (0,177928)	1,682110 (5,66597)
Espart	0,062231	0,080794	35	3,256	2,096910	-0,020435 (-1,87139)	0,494621 (1,80452)
Estoril-Sol	0,353942	0,073768	35	19,627	1,995930	-0,016052 (-1,53787)	1,134590 (4,43023)
Inapa	0,195124	0,112272	36	9,485	2,093930	-0,007193 (-0,369072)	1,281050 (3,07977)
ITI	0,072838	0,097635	35	3,671	2,010030	0,000093 (0,00406269)	0,694160 (1,91600)
Lisnave	0,267187	0,136194	35	13,397	1,975770	-0,027189 (-0,825734)	1,844400 (3,66013)
Mague	0,076739	0,131432	25	2,995	2,011640	-0,036756 (-1,39455)	1,211980 (1,73056)
Modelo-Continente	0,487764	0,070191	36	34,328	1,951720	0,010610 (0,870705)	1,523640 (5,85900)
C.S. Mundial Confiança	0,109041	0,139637	36	5,284	1,736290	-0,017932 (-0,739731)	1,189160 (2,29859)
Reditus	-0,007882	0,177616	36	0,726	1,977640	-0,044208 (-1,43374)	0,560805 (0,852222)
Sonae Indústria	0,366158	0,139983	36	21,219	2,24527	-0,005516 (-0,226986)	2,38897 (4,60639)
Sonae Investimento	0,798137	0,052163	36	139,385	1,840540	0,007853 (0,867153)	2,281640 (11,8062)
Unicer	0,590144	0,053146	36	51,396	2,293130	-0,006200 (-0,671987)	1,411590 (7,16909)

Quadro 27 - Sumários estatísticos - Betas trianuais/Dados mensais

Ano: 1996/98

Título	R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	β_0	β_1
A. Silva & Silva	0,295801	0,084738	27	11,921	2,211730	-0,029328 (-1,75417)	0,962831 (3,45274)
BCP	0,516004	0,064383	30	31,918	2,306380	-0,009303 (-0,641099)	1,262300 (5,64959)
BES	0,705182	0,043108	30	70,366	1,855740	-0,007186 (-0,739600)	1,254910 (8,38842)
BPI-SGPS	0,727467	0,055715	30	78,409	2,406310	-0,019581 (-1,55931)	1,712130 (8,85489)
C.S. Tranquilidade	0,122503	0,060482	29	4,909	1,545520	0,004219 (0,224697)	0,462930 (2,21561)
Caima	0,237167	0,068119	29	9,705	1,708850	-0,002759 (-0,156134)	0,747865 (3,11533)
Império	0,452044	0,067884	30	24,924	2,285540	-0,019242 (-1,25761)	1,176130 (4,99239)
Corticeira Amorim	0,250416	0,086190	30	10,688	2,201190	-0,010745 (-0,553103)	0,977878 (3,26927)
Espart	0,217090	0,082789	30	9,041	1,944060	-0,010645 (-0,570471)	0,863901 (3,00687)
Estoril-Sol	0,011481	0,121526	29	1,325	1,884620	0,042783 (1,85447)	0,457200 (1,15118)
Inapa	0,004343	0,059964	29	1,122	1,957450	0,026895 (1,5300)	0,220906 (1,05931)
ITI	0,052406	0,106167	29	2,549	1,716040	-0,016433 (-0,656080)	0,596320 (1,59641)
Lusomundo	0,014750	0,127118	28	1,404	1,962940	0,009364 (0,317617)	0,531224 (1,18499)
Mague	0,196559	0,106578	30	8,095	1,959350	-0,002299 (-0,095727)	1,052320 (2,84512)
Modelo-Continente	0,670954	0,058749	29	58,094	2,152790	-0,010742 (-1,08029)	1,349260 (7,62197)
C.S. Mundial Confiança	0,648810	0,058079	30	54,576	1,654020	-0,002301 (-0,175753)	1,489010 (7,38758)
Portugal Telecom	0,322746	0,057685	30	14,820	1,711320	0,014432 (1,11006)	0,770661 (3,84967)
Reditus	0,019829	0,118113	30	1,587	1,545080	0,006981 (0,262249)	0,516320 (1,25963)
Semapa	0,444890	0,051022	30	24,242	1,530690	0,005962 (0,518490)	0,871797 (4,92360)
Somague	0,252941	0,079694	30	10,819	1,583740	-0,003855 (-0,214645)	0,909698 (3,28921)
Sonae Indústria	0,353226	0,092069	30	16,838	2,45323	-0,0019245 (-0,092743)	1,31111 (4,10340)
Sonae Investimento	0,343757	0,049686	30	16,191	2,163410	0,014583 (1,30225)	0,693827 (4,02380)
Unicer	0,267920	0,059802	30	11,613	2,100640	-0,007191 (-0,533484)	0,707241 (3,40781)

Quadro 28 - Metodologia Scholes-Williams [77]

Ano: 1993

$\rho RM_{93} = 0,42020171$

Sumários estatísticos - Betas anuais/Dados diários

Título		R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	α	β	β_{s-w}
BCP	β_{-1}	0,12052	0,14684	213	3,58629	2,19769	0,001734 (1,64110)	0,304234 (1,89375)	1,145314
	β_0	0,297683	0,12352	214	91,282	2,15349	-0,000277 (-0,312316)	1,290720 (9,55416)	
	β_{+1}	0,048755	0,014503	213	11,8146	1,98682	0,001349 (1,45566)	0,512885 (3,43723)	
BES	β_{-1}	-0,0058522	0,015973	166	0,040003	1,89614	0,001249 (0,976726)	0,388620 (0,200006)	0,598156
	β_0	0,078314	0,015254	167	15,1048	1,82651	0,000096 (0,078761)	0,720784 (3,88649)	
	β_{+1}	-0,0060857	0,015985	166	0,001933	1,88718	0,001291 (1,00699)	-0,008556 (-0,043963)	
BPI	β_{-1}	0,053836	0,013321	228	13,9162	1,96191	0,000992 (1,06893)	0,542740 (3,73044)	1,208153
	β_0	0,239979	0,011922	229	72,9918	2,07484	-0,000203 (-0,244432)	1,106950 (8,54352)	
	β_{+1}	0,061073	0,01328	228	15,7653	2,0241	0,000861 (0,928164)	0,573799 (3,97055)	
C.S. Tranquilidade	β_{-1}	-0,0059067	0,073903	148	0,136813	2,27354	0,002953 (0,653554)	-0,303199 (-0,369883)	1,061277
	β_0	0,016293	0,072917	149	3,45126	2,27257	0,000427 (0,096036)	1,500430 (1,85776)	
	β_{+1}	-0,0010094	0,073795	148	0,851765	2,28465	0,001600 (0,354469)	0,755947 (0,922911)	
Caima	β_{-1}	0,013664	0,037412	177	3,43811	1,83515	0,000000 (-0,0000778674)	0,864226 (1,85421)	2,118087
	β_0	0,10599	0,035523	178	21,9844	1,84409	-0,002994 (-1,04308)	2,074440 (4,68876)	
	β_{+1}	0,01835	0,037119	177	4,28999	1,88373	-0,000020 (-0,00665084)	0,959468 (2,07123)	
C. S. Império	β_{-1}	-0,016259	0,044668	61	0,040081	2,36508	0,001177 (0,204363)	0,191487 (0,200202)	0,327248
	β_0	-0,015389	0,044412	62	0,075499	2,36909	0,001082 (0,190259)	-0,260538 (-0,274772)	
	β_{+1}	-0,0085067	0,044621	61	0,493901	2,36978	0,000229 (0,039657)	0,671320 (0,702781)	
Corticeira Amorim	β_{-1}	0,028573	0,02693	203	6,9415	2,08986	0,002568 (1,30429)	0,813712 (2,63467)	1,595315
	β_0	0,151934	0,025536	204	37,3682	2,14469	0,001158 (0,621014)	1,789540 (6,11295)	
	β_{+1}	0,0004292	0,027792	203	1,08674	2,10468	0,003776 (1,85439)	0,332771 (1,04247)	
Espart	β_{-1}	0,0005557	0,039814	128	1,07061	2,19332	-0,001140 (-0,314346)	0,656236 (1,03470)	0,601501
	β_0	-0,0076857	0,039857	129	0,023734	2,16308	-0,000519 (-0,143218)	0,096668 (0,154059)	
	β_{+1}	-0,0053957	0,039733	128	0,318423	2,17695	-0,000531 (-0,146106)	0,354100 (0,564290)	
Estoril-Sol	β_{-1}	0,019526	0,032314	176	4,48514	1,95719	0,001378 (0,668784)	0,751284 (2,11781)	1,057539
	β_0	0,019342	0,032229	177	4,47132	1,95653	0,001342 (0,654282)	0,747535 (2,11455)	
	β_{+1}	0,002961	0,03257	176	1,5197	1,96516	0,001970 (0,927623)	0,447479 (1,23276)	

apa	β_{-1}	0,013657	0,032526	189	3,60311	1,96818	0,000944 (0,379091)	0,739693 (1,89819)	
	β_0	0,068338	0,03153	190	14,8632	1,92382	-0,000531 (-0,220349)	1,455760 (3,85528)	1,24220
	β_{+1}	-0,00506	0,032695	189	0,053504	1,89289	0,001995 (0,795221)	0,090713 (0,231310)	
	β_{-1}	0,072532	0,023309	155	13,0435	1,9942	-0,001440 (-0,935489)	0,964378 (3,61158)	
	β_0	0,063975	0,023401	156	11,5938	2,00344	-0,001570 (-0,979499)	0,929766 (3,40497)	1,13265
	β_{+1}	-0,0036695	0,024271	155	0,43697	1,99848	-0,000337 (-0,195189)	0,190404 (0,661037)	
snave	β_{-1}	0,000890927	0,048536	226	0,799720	1,97777	0,00290943 (0,641565)	0,524679 (0,894271)	
	β_0	0,145896	0,044726	227	39,6049	1,95829	-0,00203408 (-0,478325)	3,40384 (6,29324)	2,04701
	β_{+1}	-0,00412857	0,048585	226	0,074891	1,96744	0,00401932 (0,846975)	-0,161181 (-0,273662)	
odelo-Continente	β_{-1}	0,021934	0,023564	135	4,00505	1,96661	0,007044 (3,84373)	0,642633 (2,00126)	
	β_0	0,054894	0,023259	137	8,8992	2,25676	0,006148 (2,93943)	0,986235 (2,98315)	0,77722
	β_{+1}	-0,0049514	0,024068	136	0,334854	2,21544	0,008535 (3,92214)	-0,198469 (-0,578666)	
S. Mundial Confiança	β_{-1}	0,0066721	0,061577	114	1,75901	1,99622	-0,000379 (-0,073543)	1,158360 (1,32628)	
	β_0	0,029045	0,060724	115	4,41023	1,98623	-0,002153 (-0,420164)	1,817100 (2,10005)	2,30966
	β_{+1}	0,0097987	0,061235	114	2,11821	1,98602	-0,000476 (-0,090959)	1,275260 (1,45541)	
editus	β_{-1}	-0,0046881	0,034387	196	0,090092	1,90195	-0,001589 (-0,721963)	0,112729 (0,300153)	
	β_0	0,01247	0,034835	197	3,47507	1,96647	-0,002980 (-1,34244)	0,707313 (1,86415)	0,60709
	β_{+1}	-0,0020521	0,035132	196	0,600657	1,97044	-0,002241 (-0,997990)	0,297254 (0,775021)	
nae Investimento	β_{-1}	0,0045197	0,030021	225	2,01701	1,9566	0,003846 (1,56885)	0,483504 (1,42022)	
	β_0	0,370692	0,024441	227	134,125	1,80287	-0,000644 (-0,381788)	3,044720 (11,5812)	2,73335
	β_{+1}	0,086747	0,029493	226	22,3722	1,89699	0,001965 (0,962764)	1,502250 (4,72992)	
cer	β_{-1}	0,0051944	0,014485	208	2,08086	2,0044	0,001330 (1,43219)	0,218248 (1,44252)	
	β_0	0,164412	0,013277	209	41,9264	2,00426	0,000041 (0,050009)	0,877450 (6,47506)	0,918207
	β_{+1}	0,074812	0,014007	208	17,7383	2,04137	0,000656 (0,778238)	0,594173 (4,21168)	

Quadro 29 - Metodologia Scholes-Williams [77]

Ano: 1994

$\rho RM_{94} = 0,12559372$

Sumários estatísticos - Betas anuais/Dados diários

Título		R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	α	β	β_{S-W}
BCP	β_{-1}	-0,0039046	0,013995	215	0,167672	1,95291	-0,001115 (-1,16752)	-0,051852 (-0,409478)	
	β_0	0,485767	0,010041	216	204,098	1,97491	-0,001347 (-1,96983)	1,297690 (14,2863)	1,1746907
	β_{+1}	0,010052	0,013895	215	3,17305	2,19677	-0,000992 (-1,04603)	0,223919 (1,78131)	
BES	β_{-1}	0,0025172	0,011457	204	1,51229	1,90048	0,000691 (0,861482)	0,130928 (1,22975)	
	β_0	0,511811	0,00800652	205	214,871	1,98177	0,000606 (1,08281)	1,089390 (14,6585)	1,2362529
	β_{+1}	0,041542	0,011235	204	9,79861	2,10773	0,000747 (0,949579)	0,326465 (3,13027)	
BPI	β_{-1}	0,100408	0,018366	221	25,5552	1,81161	-0,001703 (-1,37788)	0,842399 (5,05522)	
	β_0	0,488634	0,013815	222	212,176	1,97047	-0,001807 (-1,94824)	1,823970 (14,5663)	2,6159503
	β_{+1}	0,049115	0,018798	221	12,3635	1,79348	-0,001484 (-1,17347)	0,606675 (3,51618)	
C.S. Tranquilidade	β_{-1}	-0,004968	0,015525	190	0,065685	1,96415	0,000091 (0,094536)	-0,037033 (-0,256291)	
	β_0	0,034968	0,015193	191	7,88462	1,98035	0,000117 (0,124788)	0,396647 (2,80796)	0,4303661
	β_{+1}	0,0032217	0,01538	190	1,61087	1,96354	0,000020 (0,021404)	0,178854 (1,26920)	
Caima	β_{-1}	0,023836	0,029399	156	4,78483	2,11353	-0,001251 (-0,530844)	0,623771 (2,18743)	
	β_0	0,0091751	0,030227	157	2,44457	2,06836	-0,000654 (-0,270756)	0,457814 (1,56351)	0,8449261
	β_{+1}	-0,0064501	0,0305	156	0,006644	2,02839	-0,000650 (-0,266155)	-0,024424 (-0,081509)	
Cimpor	β_{-1}	-0,0094813	0,00700757	101	0,06078	1,94719	0,000018 (0,030090)	0,038066 (0,246537)	
	β_0	0,038077	0,00742918	103	5,0376	2,24013	0,000051 (0,067586)	0,388180 (2,24446)	0,6650902
	β_{+1}	0,041576	0,00744578	102	5,38138	2,23617	-0,000019 (-0,025550)	0,405906 (2,31978)	
C. S. Império	β_{-1}	-0,0054488	0,020828	184	0,008278	2,11724	-0,000310 (-0,201631)	0,020094 (0,090984)	
	β_0	0,054209	0,02025	185	11,5461	2,09106	-0,000318 (-0,213462)	0,728671 (3,39796)	0,5255903
	β_{+1}	-0,0045594	0,02091	184	0,169411	2,09127	-0,000427 (-0,276622)	-0,091153 (-0,411595)	
Corticeira Amorim	β_{-1}	0,031388	0,019409	222	8,16144	1,88709	0,001637 (1,25602)	0,504578 (2,85682)	
	β_0	0,348261	0,015901	223	119,627	2,07451	0,001489 (1,39820)	1,580910 (10,9374)	2,2469110
	β_{+1}	0,069819	0,019038	222	17,5883	2,03997	0,001682 (1,31613)	0,725819 (4,19383)	
Espart	β_{-1}	0,027121	0,028014	151	5,18154	2,01801	-0,001295 (-0,739633)	0,587393 (2,27630)	
	β_0	0,096242	0,026916	152	17,08	2,02124	-0,001324 (-0,789341)	1,024160 (4,13280)	1,516471
	β_{+1}	0,0016513	0,026879	151	1,2481	2,10617	-0,000594 (-0,340889)	0,285837 (1,11718)	
Estoril-Sol	β_{-1}	0,05263	0,026334	157	9,66633	2,07211	-0,000665 (-0,415413)	0,794508 (3,10907)	
	β_0	0,0051592	0,02698	158	1,8142	2,06689	-0,000398 (-0,239540)	0,355104 (1,34692)	0,990938
	β_{+1}	-0,0057102	0,027148	157	0,114263	2,04535	-0,000443 (-0,262320)	0,090237 (0,338027)	

Napa	β_{-1}	0,013256	0,019078	199	3,65996	2,06109	0,000162 (0,149977)	0,316311 (1,91310)	
	β_0	0,192111	0,017615	200	48,3211	1,97522	0,000157 (0,154296)	1,073260 (6,95134)	1,250536
	β_{+1}	0,0002008	0,019514	199	1,03976	1,97867	0,000595 (0,533897)	0,175084 (1,01969)	
II	β_{-1}	0,0002893	0,034202	210	1,06049	1,97692	0,003569 (1,50982)	0,328042 (1,02980)	
	β_0	0,023244	0,033733	211	5,99734	2,01737	0,003337 (1,43488)	0,769258 (2,44895)	1,342659
	β_{+1}	0,011269	0,03402	210	3,38208	1,98005	0,003420 (1,45450)	0,582618 (1,83904)	
Lisnave	β_{-1}	-0,00421946	0,025750	221	0,075619	2,04328	-0,00231197 (-1,32859)	0,074352 (0,274989)	
	β_0	-0,00340417	0,026131	222	0,250232	2,00953	-0,00202584 (-1,14993)	0,137215 (0,500231)	0,571719
	β_{+1}	0,010803	0,025857	221	3,40262	1,96104	-0,00241082 (-1,38074)	0,503761 (1,84462)	
Mague	β_{-1}	0,0072817	0,031245	94	1,68217	1,90477	-0,006500 (-2,01382)	-0,471477 (-1,29698)	
	β_0	0,0035655	0,031141	95	1,33636	1,95329	-0,006852 (-2,14201)	0,417946 (1,15601)	0,116800
	β_{+1}	-0,0076824	0,031244	94	0,290984	1,95977	-0,007118 (-2,20780)	0,199670 (0,539429)	
Modelo-Continente	β_{-1}	0,059374	0,022559	145	10,0896	2,01501	-0,000441 (-0,335779)	0,626225 (3,17641)	
	β_0	0,282225	0,019683	146	58,0132	1,94044	-0,000727 (-0,633114)	1,314415 (7,61664)	1,830167
	β_{+1}	0,012306	0,023024	145	2,79417	1,97111	-0,000260 (-0,185450)	0,349242 (1,67158)	
C.S. Mundial Confiança	β_{-1}	0,025779	0,031685	141	4,7045	2,09203	0,001049 (0,559321)	0,910251 (2,16899)	
	β_0	0,043702	0,031272	142	7,44357	2,08891	0,001034 (0,553341)	1,136520 (2,72829)	1,449000
	β_{+1}	-0,0050626	0,032138	141	0,294812	2,08	0,000988 (0,507293)	-0,233801 (-0,542966)	
Reditus	β_{-1}	0,030113	0,030869	216	7,6754	1,86507	-0,000196 (-0,093029)	0,782494 (2,77045)	
	β_0	0,139802	0,029019	217	36,1051	1,94863	-0,000361 (-0,183332)	1,593580 (6,00875)	2,389432
	β_{+1}	0,016832	0,031029	216	4,68085	1,85667	-0,000190 (-0,089909)	0,613553 (2,16353)	
Somague	β_{-1}	0,031329	0,029696	143	5,59253	2,05298	-0,004123 (-2,05383)	0,721026 (2,36485)	
	β_0	0,220839	0,026774	144	41,5308	2,06603	-0,003606 (-2,13955)	1,695940 (6,44444)	2,916410
	β_{+1}	0,109471	0,028574	143	18,4558	2,076	-0,003803 (-2,04116)	1,232010 (4,29602)	
Sonaes Investimento	β_{-1}	0,0041267	0,019889	225	1,9282	1,90996	0,001245 (0,793175)	0,255358 (1,38860)	
	β_0	0,536739	0,014156	227	262,846	1,93709	0,001237 (1,31543)	2,060190 (16,2125)	2,478110
	β_{+1}	0,074155	0,020051	226	19,0214	1,99426	0,001566 (1,17391)	0,785032 (4,36135)	
Unicer	β_{-1}	0,068876	0,017143	204	16,0161	1,9994	-0,000552 (-0,523466)	0,628827 (4,00201)	
	β_0	0,17736	0,016217	205	44,9821	2,00917	-0,000500 (-0,528337)	0,974379 (6,70687)	1,779716
	β_{+1}	0,066223	0,017219	204	15,3968	1,99825	-0,000416 (-0,397949)	0,623552 (3,92387)	

Quadro 30 - Metodologia Scholes-Williams [77]

Ano: 1995

$\rho_{RM_{95}} = 0,2625021$

Sumários estatísticos - Betas anuais/Dados diários

Título		R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	α	β	β_{s-w}
BCP	β_{-1}	0,00990784	0,010328	213	3,12148	1,87512	0,000194 (0,272937)	0,283216 (1,76677)	1,319931
	β_0	0,243464	0,00904834	214	69,5464	1,96129	0,000410 (0,661821)	1,171060 (8,33945)	
	β_{+1}	0,051672	0,010153	213	12,5514	2,00912	0,000220 (0,315564)	0,558635 (3,54280)	
BES	β_{-1}	0,045307	0,00996098	197	10,3015	2,0109	-0,000247 (-0,347758)	0,490294 (3,20960)	0,714612
	β_0	0,128058	0,00950612	198	29,9324	1,82302	-0,000140 (-0,206359)	0,797445 (5,47105)	
	β_{+1}	0,00295844	0,010125	196	1,57861	2,01682	-0,000425 (-0,497532)	-0,197953 (-1,25643)	
BPI	β_{-1}	-0,0019666	0,015072	214	0,581944	1,94358	-0,000166 (-0,161344)	0,166211 (0,762853)	1,487771
	β_0	0,198662	0,013485	215	54,0532	2,05557	0,000111 (0,120401)	1,432870 (7,35209)	
	β_{+1}	0,039914	0,014751	214	9,85513	2,17032	-0,000096 (-0,095015)	0,669776 (3,13929)	
C.S. Tranquilidade	β_{-1}	0,019105	0,00981386	182	4,52532	1,89641	0,000707 (1,37431)	0,281388 (2,12728)	0,232938
	β_0	0,00601321	0,00988312	183	2,10103	1,90257	0,000663 (1,27660)	0,193842 (1,44949)	
	β_{+1}	-0,001172	0,00994642	182	0,788115	1,88284	0,000658 (1,24682)	-0,119999 (-0,887758)	
Caima	β_{-1}	0,055297	0,033418	138	9,01916	1,92862	-0,000980 (-0,440481)	1,671370 (3,00319)	2,217468
	β_0	0,030789	0,033743	139	5,38388	1,94333	-0,001306 (-0,578877)	1,309620 (2,32032)	
	β_{+1}	-0,0039005	0,034343	138	0,467703	1,92894	-0,002057 (-0,863026)	0,400658 (0,683888)	
Cimpor	β_{-1}	-0,0019283	0,0062648	195	0,62663	1,96719	0,000507 (0,959850)	0,077658 (0,791599)	0,550813
	β_0	0,105045	0,00598207	197	24,0053	1,80998	0,000532 (1,24839)	0,447375 (4,89952)	
	β_{+1}	0,04946	0,00617694	196	11,1466	1,88957	0,000506 (1,14592)	0,314959 (3,33865)	
C. S. Império	β_{-1}	0,042402	0,019999	186	9,19168	1,91683	-0,000664 (-0,569361)	0,876780 (3,03178)	2,131932
	β_0	0,165119	0,019151	187	37,7861	1,97223	-0,000886 (-0,786616)	1,711560 (6,14704)	
	β_{+1}	0,019496	0,020749	186	4,67849	1,99601	-0,000981 (-0,776058)	0,662866 (2,16298)	
Corticeira Amorim	β_{-1}	0,00823839	0,016877	210	2,73613	1,86483	-0,001960 (-1,68275)	0,438029 (1,65412)	1,066687
	β_0	0,059399	0,016397	211	14,2616	1,88438	-0,001929 (-1,70863)	0,971369 (3,77645)	
	β_{+1}	-0,0016201	0,016961	210	0,661953	1,86598	-0,001959 (-1,67389)	0,217305 (0,813605)	
Espart	β_{-1}	-0,0085489	0,033297	112	0,05912	1,99472	-0,002224 (-0,914972)	0,141978 (0,243147)	2,404333
	β_0	0,090293	0,031504	113	12,1165	2,00625	-0,001642 (-0,734788)	1,894600 (3,48088)	
	β_{+1}	0,065553	0,032009	112	8,78682	2,01577	-0,001604 (-0,716302)	1,630040 (2,96426)	
Estoril-Sol	β_{-1}	-0,0028813	0,02601	150	0,57192	1,99578	-0,003561 (-1,98502)	0,333240 (0,756254)	1,059768
	β_0	0,02123	0,025623	151	4,25358	1,98862	-0,003423 (-1,95370)	0,893274 (2,06242)	
	β_{+1}	-0,0013492	0,025657	150	0,799239	2,021	-0,003221 (-1,83115)	0,389637 (0,894001)	

Inapa	β_{-1}	0,010469	0,017143	196	3,06313	2,06958	-0,001210 (-1,16420)	0,468235 (1,75018)	0,95274
	β_0	0,018158	0,017036	197	4,62472	2,08651	-0,001218 (-1,18772)	0,570827 (2,15052)	
	β_{+1}	0,00686793	0,017172	196	2,34851	2,07006	-0,001220 (-1,16199)	0,413877 (1,53248)	
ITI	β_{-1}	-0,0049627	0,03365	165	0,19014	2,0599	-0,002667 (-1,00936)	0,238524 (0,436050)	0,70486
	β_0	0,00282948	0,03347	166	1,46819	2,06152	-0,002564 (-0,979339)	0,657932 (1,21169)	
	β_{+1}	-0,0054386	0,032631	165	0,112894	2,08355	-0,003512 (-1,37267)	0,178465 (0,335996)	
Lisnave	β_{-1}	0,000789006	0,026104	212	0,833651	1,96455	-0,00295398 (-1,36124)	-0,341474 (-0,913045)	-0,81818
	β_0	0,00769875	0,025974	213	2,64480	1,95756	-0,00287864 (-1,34424)	-0,605253 (-1,62628)	
	β_{+1}	-0,00168058	0,026136	212	0,645992	1,96520	-0,00274757 (-1,25037)	-0,301007 (-0,803736)	
Mague	β_{-1}	0,064243	0,036721	105	8,13994	1,73885	-0,001411 (-0,392749)	2,070220 (2,85306)	1,248570
	β_0	-0,0094202	0,038057	106	0,020105	1,73604	-0,002481 (-0,669165)	-0,106607 (-0,141793)	
	β_{+1}	-0,0096449	0,037133	105	0,0065161	1,75967	-0,001579 (-0,434887)	-0,059538 (-0,080722)	
Modelo-Continente	β_{-1}	0,0002161	0,022644	131	1,0281	2,26309	0,000101 (0,051127)	0,430227 (1,01395)	1,791673
	β_0	0,098711	0,021397	131	15,2379	1,93091	0,000104 (0,065866)	1,510610 (3,90357)	
	β_{+1}	0,021224	0,022331	130	3,7973	1,93538	0,000161 (0,096003)	0,791472 (1,94867)	
C.S. Mundial Confiança	β_{-1}	0,0048664	0,035003	171	1,83133	1,92192	-0,002770 (-1,41564)	0,796889 (1,35327)	0,638421
	β_0	0,015553	0,034725	172	3,70166	1,9223	-0,002860 (-1,45803)	1,131410 (1,92397)	
	β_{+1}	0,00934977	0,034928	171	2,60446	1,90782	-0,002630 (-1,32898)	-0,954705 (-1,61383)	
Portugal Telecom	β_{-1}	-0,0029131	0,00718946	121	0,651446	1,71764	-0,000229 (-0,349908)	0,120542 (0,807122)	0,550970
	β_0	0,116498	0,00665968	121	16,8231	1,9889	-0,000077 (-0,109486)	0,574007 (4,10160)	
	β_{+1}	-0,0003439	0,00716364	121	0,958751	1,73135	-0,000247 (-0,377827)	0,145683 (0,979158)	
Reditus	β_{-1}	0,00189188	0,056847	206	1,38857	1,993	-0,004987 (-1,01754)	-1,047550 (-1,17838)	0,584975
	β_0	0,0090751	0,056508	207	2,88659	2,0015	-0,004187 (-0,860756)	1,500730 (1,69900)	
	β_{+1}	-0,0037096	0,057003	206	0,242344	2,00026	-0,004485 (-0,921775)	0,438909 (0,492284)	
Semapa	β_{-1}	0,066473	0,014917	86	7,0525	1,9619	0,002796 (2,19521)	1,029440 (2,65565)	1,601192
	β_0	0,113945	0,014453	87	12,0594	2,00314	0,002711 (2,11407)	1,333790 (3,47267)	
	β_{+1}	-0,011405	0,01588	87	0,030254	2,26413	0,002324 (1,36419)	0,078595 (0,173937)	
Somague	β_{-1}	0,0009721	0,023806	156	1,15082	2,25453	-0,003145 (-1,64501)	0,494420 (1,07276)	1,036145
	β_0	0,030467	0,023253	156	5,87076	1,97507	-0,002949 (-1,81206)	1,061620 (2,42297)	
	β_{+1}	-0,0064757	0,023738	156	0,0027193	2,24292	-0,003034 (-1,59209)	0,024086 (0,052147)	
Sonae Investimento	β_{-1}	0,0085316	0,01014	230	2,97055	1,98534	-0,000339 (-0,418993)	0,256193 (1,72353)	1,297038
	β_0	0,294966	0,00875133	232	97,6439	1,82603	-0,000127 (-0,220495)	1,245300 (9,88149)	
	β_{+1}	0,039196	0,010238	231	10,383	1,79544	-0,000315 (-0,467259)	0,476495 (3,22226)	
Unicer	β_{-1}	0,071125	0,011579	204	16,544	1,89493	0,000801 (0,987384)	0,700861 (4,06744)	1,414060
	β_0	0,108649	0,011388	205	25,866	2,03544	0,000922 (1,15935)	0,861726 (5,08587)	
	β_{+1}	0,049604	0,011712	204	11,5952	1,94271	0,000783 (0,954777)	0,593861 (3,40517)	

Quadro 31 - Metodologia Scholes-Williams [77]

Ano: 1996

$\rho RM_{96} = 0,14746709$

Sumários estatísticos - Betas anuais/Dados diários

Título		R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	α	β	β_{S-W}
A. Silva & Silva	β_{-1}	0,024072	0,025544	78	2,89928	2,05748	0,000748 (0,351254)	1,396750 (1,70273)	3,05596
	β_0	0,040543	0,025239	79	4,29596	2,02379	0,000468 (0,225792)	1,662540 (2,07267)	
	β_{+1}	0,00200026	0,025874	78	1,15433	2,00247	0,000940 (0,427741)	0,898009 (1,07440)	
BCP	β_{-1}	0,00833873	0,00987895	226	2,89199	1,93187	-0,000002 (-0,00351875)	0,297484 (1,70059)	1,29533
	β_0	0,218988	0,00875097	227	64,3681	1,89502	-0,001090 (-1,79170)	1,243050 (8,02297)	
	β_{+1}	-0,0017587	0,00993132	226	0,604992	1,87739	0,000194 (0,281159)	0,136833 (0,777813)	
BES	β_{-1}	0,0079148	0,00685011	194	2,53974	2,03896	0,001002 (2,20480)	0,205348 (1,59366)	0,57995
	β_0	0,108843	0,00650189	196	24,8166	2,20753	0,000486 (0,999649)	0,628741 (4,98163)	
	β_{+1}	-0,0031909	0,00691281	195	0,382926	2,17916	0,001308 (2,52355)	-0,083084 (-0,618810)	
BPI-SGPS	β_{-1}	0,00303256	0,012598	221	1,66919	2,00526	0,000386 (0,493305)	0,281045 (1,29197)	1,09969
	β_0	0,060305	0,012251	222	15,1826	2,00974	-0,000213 (-0,284296)	0,821061 (3,89648)	
	β_{+1}	0,00495422	0,012603	221	2,09536	2,01537	0,000468 (0,604563)	0,321923 (1,447539)	
C.S. Tranquilidade	β_{-1}	0,00088654	0,00802295	183	1,16149	1,99815	0,001228 (2,68162)	0,156449 (1,07773)	0,74024
	β_0	0,058167	0,00776933	184	12,302	2,00896	0,000901 (2,04383)	0,492011 (3,50742)	
	β_{+1}	0,018693	0,00794655	183	4,46693	1,99696	0,001077 (2,40061)	0,310108 (2,11351)	
Caima	β_{-1}	-0,0049415	0,024644	184	0,100146	2,11836	0,000760 (0,398205)	0,166769 (0,316459)	0,96483
	β_0	0,0016026	0,025241	185	1,29535	2,0334	-0,000179 (-0,092065)	0,614216 (1,13814)	
	β_{+1}	-0,0013894	0,025345	184	0,7461	2,01734	0,000016 (0,00804261)	0,468417 (0,863771)	
Cimpor	β_{-1}	-0,0023265	0,00915788	235	0,456861	2,01738	0,001270 (1,72978)	0,110170 (0,675915)	1,27222
	β_0	0,160259	0,00848172	237	46,039	1,8416	0,000185 (0,318299)	1,018950 (6,78521)	
	β_{+1}	0,038253	0,00909622	236	10,347	1,8104	0,000792 (1,26904)	0,518321 (3,21667)	
C. S. Império	β_{-1}	-0,0055435	0,01439	179	0,018689	1,94144	-0,000335 (-0,421744)	0,035418 (0,136709)	0,44226
	β_0	0,015358	0,014629	180	3,79203	1,95624	-0,001082 (-1,33792)	0,514597 (1,94731)	
	β_{+1}	-0,0056091	0,014791	179	0,007155	1,98842	-0,000447 (-0,544328)	0,022683 (0,084588)	
Cortceira Amorim	β_{-1}	-0,0016639	0,015786	216	0,64285	2,07144	0,000400 (0,356819)	-0,230245 (-0,801780)	1,520328
	β_0	0,112327	0,014853	217	28,3327	2,19511	-0,001526 (-1,45029)	1,438110 (5,32285)	
	β_{+1}	0,029513	0,015531	215	7,50789	1,99162	-0,000641 (-0,651170)	0,760860 (2,74005)	
Espart	β_{-1}	-0,0034004	0,027698	163	0,451007	1,85483	0,001509 (0,673111)	0,376191 (0,671571)	0,201333
	β_0	0,00984237	0,027441	164	2,62025	1,83373	0,000924 (0,417483)	0,898242 (1,61872)	
	β_{+1}	0,014176	0,027458	163	3,32951	1,84859	0,002906 (1,30688)	-1,013720 (-1,82470)	
Estoril-Sol	β_{-1}	0,0013841	0,028999	188	1,25918	1,98281	0,004367 (1,61103)	0,643361 (1,12213)	0,063151
	β_0	-0,0028728	0,029072	189	0,461461	1,98527	0,005083 (1,89146)	-0,390647 (-0,679309)	
	β_{+1}	-0,0049006	0,029096	188	0,088061	1,99332	0,005092 (1,88991)	-0,170937 (-0,296751)	

Inapa	β_{-1}	-0,0020301	0,013731	191	0,615062	1,97889	0,000773 (0,831420)	0,199435 (0,784259)	
	β_0	0,048928	0,013349	192	10,826	1,9826	0,000078 (0,087463)	0,809969 (3,29029)	1,1748
	β_{+1}	0,016399	0,013606	191	4,1678	1,97274	0,000453 (0,502274)	0,511905 (2,04152)	
ITI	β_{-1}	-0,0051153	0,038393	197	0,002505	2,04672	0,004257 (1,33910)	0,035999 (0,050053)	
	β_0	-0,0005036	0,040241	199	0,900342	1,82618	0,004174 (1,39470)	0,711433 (0,948863)	0,42367
	β_{+1}	-0,0047453	0,040422	198	0,069595	1,8276	0,005324 (1,76580)	-0,198799 (-0,263808)	
Lisnave	β_{-1}	-0,00414323	0,025934	218	0,104629	1,88460	-0,000189043 (-0,102712)	0,153147 (0,323464)	
	β_0	-0,00179739	0,025896	219	0,608872	1,90621	0,000311274 (0,169583)	-0,368433 (-0,780303)	-0,8026
	β_{+1}	0,00941967	0,025805	218	3,06351	1,90862	0,000871167 (0,475615)	-0,824146 (-1,75029)	
Lusomundo	β_{-1}	-0,0074056	0,035551	127	0,073757	2,10587	0,002566 (0,751014)	-0,274091 (-0,271582)	
	β_0	-0,0078453	0,035419	128	0,011399	2,18102	0,002325 (0,686087)	-0,107308 (-0,106766)	1,13138
	β_{+1}	0,017691	0,035106	127	3,26922	2,1843	-0,000076 (-0,022689)	1,846470 (1,80810)	
Mague	β_{-1}	0,011333	0,037214	121	2,3756	2,01877	0,000505 (0,162654)	1,392690 (1,54130)	
	β_0	0,024128	0,036989	122	3,9917	1,97415	-0,000243 (-0,080734)	1,782100 (1,99792)	2,28577
	β_{+1}	-0,0079395	0,037714	121	0,054765	1,97619	0,002378 (0,765085)	-0,214861 (-0,234019)	
Modelo-Continente	β_{-1}	0,034836	0,013215	203	8,29088	1,96275	0,000286 (0,355108)	0,687795 (2,87939)	
	β_0	0,045224	0,013283	204	10,6153	2,00646	0,000299 (0,376760)	0,776983 (3,25811)	1,68490
	β_{+1}	0,037006	0,013348	203	8,7625	2,00272	0,000359 (0,438773)	0,717059 (2,96015)	
C.S. Mundial Confiança	β_{-1}	-0,0043828	0,011335	224	0,026909	1,97951	0,002101 (2,35022)	0,034074 (0,164041)	
	β_0	0,029987	0,011116	225	7,92464	1,98781	0,001495 (1,70968)	0,573367 (2,81507)	0,491092
	β_{+1}	-0,0044195	0,011335	224	0,018795	1,98196	0,002137 (2,39756)	0,028491 (0,137096)	
Portugal Telecom	β_{-1}	0,00460945	0,00927625	236	2,08824	2,00899	0,002163 (2,72256)	-0,236875 (-1,44507)	
	β_0	0,280466	0,00805124	238	93,3798	1,82911	0,000417 (0,761393)	1,370740 (9,66332)	1,400413
	β_{+1}	0,065716	0,00918985	237	17,5999	1,92515	0,001232 (1,96771)	0,679578 (4,19522)	
Reditus	β_{-1}	0,03218	0,059761	111	4,65752	1,97668	0,011253 (1,51180)	-3,040510 (-2,15813)	
	β_0	-0,0064976	0,060668	112	0,283418	1,98506	0,005533 (0,742933)	0,761887 (0,532370)	-2,08332
	β_{+1}	-0,0084519	0,060878	111	0,078085	1,99101	0,007729 (1,04474)	-0,419139 (-0,279437)	
Semapa	β_{-1}	-0,0045213	0,013476	201	0,099816	1,89959	0,002924 (2,93992)	0,082154 (0,315936)	
	β_0	0,069753	0,012973	202	16,0717	1,94971	0,001819 (1,90496)	1,003370 (4,00895)	1,130881
	β_{+1}	0,00562469	0,013445	201	2,1313	1,92798	0,002505 (2,52341)	0,378893 (1,45990)	
Somague	β_{-1}	-0,0032781	0,0226	223	0,274646	1,83426	0,003554 (2,24712)	-0,219679 (-0,524067)	
	β_0	0,049663	0,021971	224	12,6536	1,86412	0,001658 (1,08118)	1,449470 (3,55718)	1,381551
	β_{+1}	0,00353155	0,022547	223	1,78678	1,88583	0,002607 (1,65180)	0,559226 (1,33671)	
Sona Investimento	β_{-1}	0,0132	0,00930555	231	4,07661	1,81957	0,001640 (2,54715)	0,332899 (2,01906)	
	β_0	0,223895	0,00823687	232	67,6401	1,79971	0,000582 (1,022669)	1,200120 (8,22436)	1,343620
	β_{+1}	0,00247731	0,0093116	231	1,571	1,78378	0,001839 (2,85322)	0,206881 (1,25347)	
Unicer	β_{-1}	-0,0026399	0,00830596	218	0,428654	1,84778	0,000470 (0,798213)	0,099810 (0,654717)	
	β_0	0,16472	0,00755284	218	43,7932	2,00206	-0,000461 (-0,778147)	0,923359 (6,61764)	0,792767
	β_{+1}	-0,0046274	0,00843288	218	0,000486	1,79764	0,000489 (0,817330)	0,003413 (0,022040)	

Quadro 32 - Metodologia Scholes-Williams [77]

Ano: 1997

$$\rho_{RM_{97}} = 0,12017075$$

Sumários estatísticos - Betas anuais/Dados diários

Título		R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	α	β	β_{s-w}
A. Silva & Silva	β_{-1}	0,0077154	0,021115	204	2,5784	2,1159	-0,000124 (-0,081948)	-0,216030 (-1,60574)	0,467412
	β_0	0,126049	0,022015	205	30,4228	1,84814	-0,001612 (-1,02689)	0,772883 (5,51569)	
	β_{+1}	-0,0048351	0,023614	204	0,23208	1,97419	-0,000035 (-0,021032)	0,022897 (0,152343)	
BCP	β_{-1}	-0,0024723	0,016308	234	0,42537	1,79516	0,002610 (2,40081)	0,066047 (0,852204)	1,192002
	β_0	0,628489	0,00986221	234	395,169	1,99745	0,000168 (0,203923)	1,221900 (19,8788)	
	β_{+1}	0,010974	0,016204	234	3,5852	1,92426	0,002298 (2,12618)	0,190543 (1,89346)	
BES	β_{-1}	0,052513	0,012923	224	13,3594	1,93263	0,003862 (2,75656)	-0,284766 (-3,65505)	0,741489
	β_0	0,629161	0,007953	225	381,036	2,00082	0,001237 (1,85769)	0,966164 (19,5201)	
	β_{+1}	0,032537	0,013141	225	8,5334	1,86692	0,002760 (3,09135)	0,238302 (2,92120)	
BPI-SGPS	β_{-1}	0,0019269	0,01548	243	1,46234	1,8429	0,003351 (3,31199)	0,115476 (1,20927)	1,308674
	β_0	0,692354	0,00857687	244	547,868	1,91129	0,001075 (1,82140)	1,237750 (23,4066)	
	β_{+1}	0,02903	0,015261	243	8,23525	2,01867	0,003010 (3,01651)	0,270037 (2,86971)	
C.S. Tranquilidade	β_{-1}	0,0013992	0,012844	211	1,29424	1,98642	0,001087 (1,38619)	0,090411 (1,13765)	0,306717
	β_0	0,029423	0,012667	212	7,39648	1,99372	0,000848 (1,08305)	0,214095 (2,71965)	
	β_{+1}	-0,000485	0,012841	211	0,898197	1,98991	0,001119 (1,41893)	0,075928 (0,947732)	
Caima	β_{-1}	0,017236	0,023285	179	4,10424	2,02443	-0,001929 (-1,49123)	0,315799 (2,02589)	0,798498
	β_0	0,044396	0,022899	179	9,26965	2,02322	-0,002219 (-1,74442)	0,467462 (3,04461)	
	β_{+1}	0,0040908	0,023416	179	1,72705	2,02616	-0,001622 (-1,23993)	0,207149 (1,31417)	
Cimpor	β_{-1}	0,098712	0,010231	54	6,80474	1,97526	-0,000916 (-0,619596)	0,474209 (2,60859)	1,545167
	β_0	0,378375	0,00896971	55	33,869	1,70747	-0,001686 (-1,30802)	0,925506 (5,81971)	
	β_{+1}	0,104777	0,010847	55	7,20311	1,95216	-0,000655 (-0,415515)	0,516820 (2,68386)	
Cimpor-SGPS	β_{-1}	-0,0054062	0,013788	182	0,026736	1,98295	0,002047 (1,97916)	-0,014881 (-0,163512)	0,846018
	β_0	0,625667	0,00842272	183	305,198	2,02421	0,000247 (0,392749)	0,971252 (17,4699)	
	β_{+1}	0,0001867	0,013786	182	1,0338	2,13029	0,001712 (1,65391)	0,092980 (1,01676)	
C. S. Império	β_{-1}	0,010704	0,021235	220	3,36963	1,85411	0,000998 (0,885703)	0,249272 (1,83565)	1,228242
	β_0	0,306159	0,017771	221	98,0757	1,82254	-0,000791 (-0,650921)	1,124600 (9,90332)	
	β_{+1}	0,0009145	0,021362	220	1,20045	1,80022	0,001053 (0,718832)	0,149568 (1,09565)	
Corticeira Amorim	β_{-1}	0,0003912	0,023531	237	1,09235	1,80943	0,000895 (0,574365)	0,153210 (1,04516)	1,218110
	β_0	0,25407	0,020286	238	81,7241	1,7959	-0,001162 (-0,867130)	1,142420 (9,04014)	
	β_{+1}	0,0049333	0,023453	237	2,17003	1,84223	0,000675 (0,434830)	0,215242 (1,47310)	
EDP	β_{-1}	0,0048083	0,014794	129	1,61843	1,79275	0,000689 (0,526844)	-0,136992 (-1,27218)	0,584519
	β_0	0,545838	0,010244	129	154,838	2,11281	-0,000571 (-0,450312)	0,894149 (12,4434)	
	β_{+1}	-0,0072251	0,015444	129	0,081818	1,76917	0,000956 (0,700006)	-0,032154 (-0,286039)	
Espart	β_{-1}	-0,00624	0,0253	162	0,007786	1,9614	0,000662 (0,389045)	-0,014200 (-0,088239)	0,833779
	β_0	0,201856	0,022532	162	41,718	1,94697	-0,001295 (-0,826991)	0,936533 (6,45895)	
	β_{+1}	-0,0032468	0,025322	161	0,482188	1,96008	0,000526 (0,315155)	0,111838 (0,694398)	
Estoril-Sol	β_{-1}	-0,0038731	0,029125	191	0,266955	2,0071	0,002638 (1,41670)	0,096325 (0,516677)	0,811901
	β_0	0,159677	0,026587	192	37,2936	1,99557	0,000681 (0,393920)	1,042830 (6,10885)	
	β_{+1}	-0,0026595	0,029003	192	0,493389	2,20734	0,002824 (1,32505)	-0,132120 (-0,702416)	
Gestnave	β_{-1}	0,199302	0,054373	18	5,23149	2,16063	-0,021485 (-0,793679)	3,121690 (2,28724)	-2,295376
	β_0	0,125114	0,053418	19	3,5741	1,93862	-0,005144 (-0,300521)	-2,714350 (-1,89053)	
	β_{+1}	0,09552	0,070631	19	2,90093	1,68841	-0,017836 (-1,01466)	-3,254390 (-1,70321)	

Inapa	β_{-1}	-0,0046432	0,021118	211	0,029437	2,09967	0,003040 (2,06922)	0,023466 (0,171571)	0,412008
	β_0	0,044977	0,020548	212	10,937	2,10506	0,002361 (1,65550)	0,440096 (3,30712)	
	β_{+1}	-0,0042061	0,02112	211	0,120427	2,10275	0,002959 (2,01407)	0,047469 (0,347026)	
Inparsa	β_{-1}	0,027906	0,029285	185	6,28212	1,94275	0,006607 (1,97378)	-0,469144 (-2,50642)	0,901209
	β_0	0,403551	0,023013	186	126,169	2,05004	0,002707 (1,04096)	1,654590 (11,2325)	
	β_{+1}	-0,0047968	0,029878	185	0,121597	1,97292	0,006158 (1,97875)	-0,067639 (-0,348708)	
ITI	β_{-1}	-0,0050309	0,025432	189	0,058928	2,12724	-0,001996 (-1,33799)	-0,039017 (-0,242750)	0,302337
	β_0	0,022321	0,025018	190	5,31507	2,12085	-0,002576 (-1,75875)	0,364555 (2,30544)	
	β_{+1}	-0,0048437	0,025423	189	0,093777	2,12716	-0,002155 (-1,45641)	0,049463 (0,306230)	
Lisnave	β_{-1}	-0,524571	0,070545	144	0,253779	1,98358	0,000944958 (0,119165)	-0,391733 (-0,503764)	0,154661
	β_0	-0,00648806	0,070346	145	0,071743	1,98422	-0,000705009 (-0,089923)	0,205122 (0,267848)	
	β_{+1}	-0,00532248	0,070531	144	0,242915	1,98302	-0,000974309 (-0,123609)	0,378444 (0,492864)	
Lusomundo	β_{-1}	0,00135897	0,030267	167	1,2259	1,98997	-0,001212 (-0,657055)	0,220817 (1,10720)	0,757978
	β_0	0,07787	0,029191	168	15,1024	2,01241	-0,002399 (-1,31418)	0,754962 (3,88617)	
	β_{+1}	-0,0058731	0,030536	167	0,030763	1,99804	-0,000435 (-0,228076)	-0,035627 (-0,175394)	
Mague	β_{-1}	-0,0056843	0,038697	128	0,282169	2,06975	0,001622 (0,523541)	0,172256 (0,531195)	1,164225
	β_0	0,035784	0,037825	129	5,75032	2,0677	0,000027 (0,00891752)	0,754862 (2,39798)	
	β_{+1}	0,012251	0,038375	128	2,5752	2,07268	0,000647 (0,213938)	0,516919 (1,60474)	
Modelo-Continente	β_{-1}	0,100248	0,017624	237	27,2946	2,01837	0,000853 (0,974619)	0,518825 (5,22442)	1,326509
	β_0	0,594201	0,011563	238	348,033	1,97529	-0,000764 (-1,12513)	1,302430 (18,6556)	
	β_{+1}	0,00598573	0,018272	238	2,42716	2,10093	0,002313 (1,91612)	-0,175931 (-1,55793)	
C.S. Mundial Confiança	β_{-1}	0,01529	0,021753	232	4,58682	1,92402	0,002586 (1,77971)	0,288419 (2,14169)	1,716393
	β_0	0,582736	0,014206	233	325,003	1,79557	0,000140 (0,147738)	1,585240 (18,0278)	
	β_{+1}	0,010841	0,02192	232	3,53183	1,87359	0,002814 (1,92235)	0,255254 (1,87932)	
Portugal Telecom	β_{-1}	-0,0035673	0,014066	239	0,154007	1,89568	0,002848 (2,13839)	-0,033791 (-0,392438)	0,767502
	β_0	0,53759	0,00961029	240	278,857	1,95957	0,000837 (1,08324)	0,997320 (16,6990)	
	β_{+1}	-0,0041438	0,014099	239	0,017836	1,90459	0,002891 (2,20179)	-0,011564 (-0,133553)	
Reditus	β_{-1}	-0,0045	0,022612	224	0,000991	1,88816	-0,000958 (-0,624360)	0,004482 (0,031479)	0,657324
	β_0	0,096481	0,021424	225	24,9196	1,89501	-0,002128 (-1,46767)	0,673357 (4,99195)	
	β_{+1}	-0,0002958	0,022589	224	0,934066	1,93785	-0,001106 (-0,721889)	0,137468 (0,966471)	
Semapa	β_{-1}	0,01354	0,017799	230	4,14323	2,0375	0,001662 (1,63348)	0,218458 (2,03549)	1,110108
	β_0	0,478169	0,012999	232	212,672	2,22547	-0,000355 (-0,407663)	1,185990 (14,5833)	
	β_{+1}	-0,0041067	0,018067	231	0,059333	2,19677	0,002308 (1,90089)	-0,027535 (-0,243583)	
Somague	β_{-1}	-0,0035549	0,025548	234	0,174639	2,03829	0,001120 (0,658605)	-0,066526 (-0,417898)	1,052548
	β_0	0,273523	0,021695	235	89,1025	2,04867	-0,001557 (-1,08052)	1,276070 (9,43941)	
	β_{+1}	-0,0027296	0,025466	234	0,365735	2,14056	0,000698 (0,411507)	0,095975 (0,604760)	
Sonae Investimento	β_{-1}	0,00750831	0,016154	238	2,79293	1,90572	0,001442 (1,35213)	0,166685 (1,67121)	1,232446
	β_0	0,630303	0,00976431	238	405,066	1,94039	-0,000730 (-0,972118)	1,221350 (20,1263)	
	β_{+1}	0,00409984	0,016202	238	1,97566	1,85829	0,001596 (1,49162)	0,140619 (1,40558)	
Unicer	β_{-1}	0,011993	0,014812	225	3,71905	2,10617	-0,000315 (-0,415888)	0,166532 (1,92848)	0,872721
	β_0	0,383933	0,011675	226	141,22	2,00489	-0,001444 (-2,33667)	0,823080 (11,8836)	
	β_{+1}	0,00059809	0,014893	225	1,13405	2,08945	-0,000100 (-0,130964)	0,092860 (1,06492)	

Quadro 33 - Metodologia Scholes-Williams [77]

Ano: 1998

$\rho_{RM_{98}} = 0,10137629$

Sumários estatísticos - Betas anuais/Dados diários

Título		R ² Ajust.	Erro-Padrão	Nº Obser.	Est. F	D-W	α	β	β_{s-w}
A. Silva & Silva	β_{-1}	0,018348	0,02324	109	3,01865	1,66025	0,001791 (0,444093)	-0,257165 (-1,73743)	0,226823
	β_0	0,13851	0,021665	110	18,525	1,6382	-0,000567 (-0,161663)	0,598715 (4,30406)	
	β_{+1}	-0,0073259	0,023097	109	0,214559	1,69969	0,000455 (0,121068)	-0,068738 (-0,463205)	
BCP	β_{-1}	0,031302	0,020667	120	4,84525	1,9419	0,004192 (1,29207)	-0,281657 (-2,20119)	0,575292
	β_0	0,518652	0,014415	121	130,3	1,9638	0,000645 (0,339011)	1,046130 (11,4149)	
	β_{+1}	-0,0059225	0,020908	120	0,299375	1,9633	0,003467 (1,19481)	-0,072539 (-0,547151)	
BES	β_{-1}	0,031209	0,019801	118	4,76911	1,79957	0,001008 (0,539906)	0,278376 (2,18383)	0,930511
	β_0	0,534421	0,013278	118	135,3	2,04492	-0,001040 (-0,691077)	1,002450 (11,6318)	
	β_{+1}	0,0060958	0,019446	117	1,71145	2,06113	0,002218 (0,807661)	-0,161652 (-1,30822)	
BPI-SGPS	β_{-1}	0,044774	0,019987	120	6,57786	1,77547	0,001200 (0,643076)	0,329258 (2,56473)	0,919488
	β_0	0,582815	0,012599	120	167,245	2,00194	-0,000800 (-0,527013)	1,046720 (12,9323)	
	β_{+1}	0,033815	0,019291	119	5,12981	1,94848	0,002771 (0,904264)	-0,270061 (-2,26491)	
C.S. Tranquilidade	β_{-1}	0,051538	0,028922	114	7,14025	1,89785	-0,000173 (-0,062774)	0,505955 (2,67213)	0,937842
	β_0	0,144393	0,027351	115	20,2388	1,80691	-0,000845 (-0,326272)	0,804273 (4,49875)	
	β_{+1}	-0,0011174	0,029367	113	0,874995	1,96762	0,001740 (0,513993)	-0,182236 (-0,935411)	
Caima	β_{-1}	-0,0086792	0,040373	112	0,044894	2,05514	0,004672 (1,20825)	-0,056349 (-0,211882)	0,926398
	β_0	0,183142	0,036186	113	26,1107	2,01064	0,001854 (0,537728)	1,216110 (5,10967)	
	β_{+1}	-0,0088241	0,040238	112	0,029094	2,06648	0,004419 (1,14943)	-0,045534 (-0,170570)	
Cimpor-SGPS	β_{-1}	-0,0051568	0,016249	119	0,394622	1,75564	0,002248 (1,48012)	0,065990 (0,628189)	0,708063
	β_0	0,368522	0,012729	119	69,8631	2,03416	0,000611 (0,428380)	0,694246 (8,35841)	
	β_{+1}	-0,0021903	0,016307	119	0,742115	1,78716	0,002498 (1,64344)	0,091388 (0,861481)	
Cofina	β_{-1}	0,040522	0,025145	80	4,33644	1,68534	-0,00325208 (-1,13189)	-0,376119 (-2,08241)	0,496145
	β_0	0,224018	0,028781	81	24,0952	1,80381	-0,00335574 (-0,872857)	1,00864 (4,90868)	
	β_{+1}	-0,012369	0,033262	81	0,022535	1,81735	-0,00104198 (-0,280309)	-0,035781 (-0,150115)	
C. S. Império	β_{-1}	0,032814	0,030485	116	4,90162	1,92705	0,005272 (1,28161)	-0,428232 (-2,21396)	0,222805
	β_0	0,320493	0,02554	117	55,7119	1,79602	0,001208 (0,340609)	1,202560 (7,46404)	
	β_{+1}	0,049708	0,030458	116	7,01542	1,87596	0,005691 (1,27112)	-0,506349 (-2,64866)	
Corticeira Amorim	β_{-1}	0,0057804	0,027851	117	1,67442	1,78204	0,003452 (1,30929)	0,231755 (1,29399)	0,594595
	β_0	0,19528	0,024728	117	29,1494	1,98917	0,001704 (0,611805)	0,863821 (5,39902)	
	β_{+1}	0,031052	0,027436	116	4,68537	1,99928	0,005255 (1,47559)	-0,380425 (-2,18457)	
EDP	β_{-1}	-0,0081317	0,018501	118	0,056267	2,03816	0,001992 (1,14539)	-0,028309 (-0,237206)	0,917565
	β_0	0,63375	0,011176	118	203,454	1,92371	-0,000837 (-0,914998)	1,008110 (14,2637)	
	β_{+1}	0,0006305	0,018407	118	1,07382	2,27994	0,001758 (1,01879)	0,123803 (1,03825)	
Espart	β_{-1}	-0,0081567	0,042323	105	0,158562	2,04925	0,001586 (0,445748)	0,112858 (0,398198)	0,891598
	β_0	0,195014	0,038111	107	26,6793	2,20801	-0,001673 (-0,445765)	1,344210 (5,18520)	
	β_{+1}	0,0069796	0,042353	106	1,73801	2,2063	0,002619 (0,628337)	-0,384696 (-1,31834)	
Estoril-Sol	β_{-1}	-0,0062881	0,03188	100	0,387616	1,98337	0,004328 (1,53854)	0,131991 (0,622588)	0,424481
	β_0	-0,0029232	0,032558	101	0,708528	2,2665	0,003607 (1,09202)	0,189583 (0,841741)	
	β_{+1}	-0,003099	0,032723	100	0,694146	2,26648	0,003623 (1,08467)	0,188972 (0,833154)	
Gestnave	β_{-1}	-0,0001979	0,054378	113	0,977845	1,82074	0,004253 (0,513917)	-0,344819 (-0,988860)	0,325045
	β_0	0,05564	0,052718	114	7,65779	1,80972	0,001868 (0,234523)	0,935115 (2,78727)	
	β_{+1}	-0,006112	0,054638	113	0,31962	1,82251	0,004562 (0,558910)	-0,199347 (-0,565349)	

Inapa	β_{-1}	-0,0033457	0,013757	103	0,659882	2,09747	0,001341 (0,973022)	-0,075292 (-0,812331)	0,226623
	β_0	0,244344	0,011885	104	34,3054	1,84272	-0,000134 (-0,113093)	0,468615 (5,85708)	
	β_{+1}	0,0068895	0,013606	103	1,7076	2,00179	0,001252 (0,920735)	-0,120752 (-1,30675)	
Inparsi	β_{-1}	0,080777	0,04335	103	9,96331	1,91189	0,010339 (1,66985)	-0,905812 (-3,15647)	1,349476
	β_0	0,639572	0,028159	104	183,772	1,93279	-0,001615 (-0,317522)	2,424240 (13,5562)	
	β_{+1}	-0,0086519	0,045436	104	0,116498	1,77541	0,007804 (1,69482)	0,104658 (0,341319)	
Investec	β_{-1}	0,02665	0,024566	88	3,38207	1,95066	0,004439 (2,09880)	0,314662 (1,83904)	0,594258
	β_0	0,016512	0,024769	89	2,47742	1,84916	0,004839 (2,41240)	0,267109 (1,57398)	
	β_{+1}	-0,0047414	0,025163	88	0,589446	1,85015	0,005234 (2,51776)	0,132974 (0,767754)	
ITI	β_{-1}	-0,0022514	0,029318	111	0,7529	1,99893	0,000918 (0,384772)	0,166017 (0,867698)	1,015135
	β_0	0,182448	0,026376	112	25,7711	1,98738	-0,000578 (-0,270811)	0,871962 (5,07653)	
	β_{+1}	-0,0009143	0,029272	111	0,899519	2,00935	0,001150 (0,488259)	0,182977 (0,948430)	
Lusomundo	β_{-1}	0,069737	0,031585	100	8,42148	1,96553	0,003475 (1,39949)	0,596736 (2,90198)	0,834957
	β_0	0,064017	0,031664	101	7,83952	1,99726	0,003266 (1,26682)	0,585653 (2,79992)	
	β_{+1}	-0,0035988	0,032793	100	0,644995	1,95833	0,005670 (2,06818)	-0,178142 (-0,803116)	
Mague	β_{-1}	-0,013469	0,037564	76	0,003273	1,99978	0,007181 (1,59807)	0,016403 (0,057212)	0,101579
	β_0	0,01045	0,036985	77	1,80259	1,95578	0,005256 (1,19618)	0,378888 (1,34261)	
	β_{+1}	-0,0010335	0,036918	76	0,922568	1,98164	0,008771 (1,99461)	-0,273117 (-0,960504)	
Modelo-Continente	β_{-1}	-0,0085458	0,025799	119	0,000139	1,94007	0,003414 (1,40763)	0,001967 (0,011776)	0,734992
	β_0	0,286348	0,02167	120	48,7481	1,7626	0,000530 (0,261570)	0,977889 (6,98198)	
	β_{+1}	-0,005651	0,025352	119	0,336928	1,92524	0,004329 (1,82235)	-0,095842 (-0,580455)	
C.S. Mundial Confiança	β_{-1}	0,024767	0,023046	119	3,99677	1,84611	0,002197 (1,01746)	0,295909 (1,99919)	1,252088
	β_0	0,430942	0,017549	120	91,1174	1,81252	0,000033 (0,019952)	1,074020 (9,54554)	
	β_{+1}	-0,0013243	0,022916	119	0,843944	1,76584	0,003228 (1,50812)	0,136023 (0,918664)	
Portugal Telecom	β_{-1}	0,030349	0,017214	120	4,72462	1,93316	0,001446 (0,669147)	-0,239862 (-2,17362)	0,695003
	β_0	0,543975	0,011727	121	144,144	1,96112	-0,001631 (-1,14782)	0,904762 (12,0060)	
	β_{+1}	0,010065	0,017772	121	2,22009	1,85043	0,000866 (0,525915)	0,171017 (1,49000)	
Reditus	β_{-1}	-0,0057965	0,03141	117	0,331479	1,85225	0,001949 (0,655575)	-0,116724 (-0,575743)	0,827995
	β_0	0,145867	0,028823	118	20,981	1,89801	-0,000993 (-0,365913)	0,850619 (4,58050)	
	β_{+1}	0,0057357	0,031231	117	1,66918	2,01634	0,000847 (0,287444)	0,261978 (1,29197)	
Semapa	β_{-1}	-0,0082352	0,018699	114	0,077019	1,84922	0,000238 (0,133314)	0,033713 (0,277522)	0,928701
	β_0	0,492577	0,013311	115	111,665	1,90987	-0,002077 (-1,64031)	0,912221 (10,5672)	
	β_{+1}	0,0084738	0,018664	114	1,96572	2,00379	0,000180 (0,101270)	0,171063 (1,40204)	
Somague	β_{-1}	-0,008735	0,029309	112	0,038812	1,74096	-0,000812 (-0,287304)	0,038236 (0,197008)	0,892534
	β_0	0,260446	0,025103	112	40,0904	1,64865	-0,003587 (-1,45668)	1,060860 (6,33170)	
	β_{+1}	-0,0088732	0,024926	112	0,023741	1,99941	0,001170 (0,487872)	-0,025598 (-0,154081)	
Sonae Imobiliária	β_{-1}	-0,007463	0,024719	118	0,133302	1,79068	0,003239 (1,39735)	-0,058999 (-0,365105)	0,884971
	β_0	0,438917	0,018666	118	92,5255	1,97196	0,000220 (0,093902)	1,167480 (9,61902)	
	β_{+1}	-0,0079813	0,024696	118	0,07358	1,79934	0,003298 (1,42820)	-0,044080 (-0,271257)	
Sonae Investimento	β_{-1}	0,02874	0,020968	117	4,43251	2,04991	0,001736 (1,10359)	0,269917 (2,10535)	1,073731
	β_0	0,31416	0,01764	118	54,5937	2,04585	0,000450 (0,347379)	0,789861 (7,38875)	
	β_{+1}	0,01795	0,021033	117	3,12024	2,04904	0,002155 (1,34320)	0,231655 (1,76642)	
Unicer	β_{-1}	-0,0009319	0,016974	116	0,892931	1,92074	0,003958 (1,88548)	-0,103443 (-0,944950)	0,122675
	β_0	0,064253	0,016367	117	8,96511	1,91823	0,002851 (1,41831)	0,315724 (2,99418)	
	β_{+1}	-0,005733	0,017026	116	0,344462	1,93849	0,004029 (1,91645)	-0,064733 (-0,586909)	

Quadro 34 - Estimação Temporal dos Betas - Técnica de Blume: Betas anuais/Dados diários

Betas		β_{m-1}	β_m	Betas		β_{m-1}	β_m
1993/1994				1996/1997			
A. Silva & Silva				A. Silva & Silva	0,451988	0,725226 *	
BCP	1,220880 *	1,253310 *		BCP	1,189370 *	1,204050 *	
BES	0,541805 *	0,995716 *		BES	0,503686 *	0,956369 *	
BPI	1,060780 *	1,758210 *		BPI			
BPI-SGPS				BPI-SGPS	0,762708 *	1,237230 *	
C. S. Império	-0,069969	0,516551 *		C. S. Império	0,321399	1,045560 *	
C. S. Mundial confiança	0,813711	0,602789 *		C. S. Mundial confiança	0,514343 *	1,564060 *	
C. S. Tranquilidade	1,196550	0,366991 *		C. S. Tranquilidade	0,376948 *	0,208681 *	
Caima	1,521570 *	0,385070		Caima	0,404978	0,315811 *	
Cimpor		0,355135 *		Cimpor	0,939087 *	0,913061 *	
Cimpor-SGPS				Cimpor-SGPS		0,967697 *	
Cofina				Cofina			
Corticeira Amorim	1,526110 *	1,506270 *		Corticeira Amorim	1,313660 *	1,111280 *	
EDP				EDP		0,885013 *	
Espart	0,045222	0,739153 *		Espart	0,725879	0,886969 *	
Estoril-Sol	0,490385	0,216063		Estoril-Sol	-0,346622	0,972359 *	
Gestnave				Gestnave		-2,752680	
Inapa	1,147300 *	0,976877 *		Inapa	0,638278 *	0,386586 *	
Inparsi				Inparsi		1,646570 *	
Investec				Investec		0,268815	
ITI	0,663193 *	0,705677 *		ITI	0,546150	0,321291 *	
Lisnave	3,036810 *	0,091185		Lisnave	-0,333502	0,153194	
Lusomundo				Lusomundo	-0,024440	0,610335 *	
Mague	0,499744	0,239870		Mague	1,124070 *	0,397416 *	
Modelo-Continente	0,572319 *	1,006760 *		Modelo-Continente	0,569466 *	1,297020 *	
Portugal Telecom				Portugal Telecom	1,337620 *	0,992930 *	
Reditus	0,596320	1,506040 *		Reditus	0,368258	0,646883 *	
Semapa				Semapa	0,811434 *	1,127330 *	
Somague		1,589920 *		Somague	1,262870 *	1,248830 *	
Sonae Imobiliária				Sonae Imobiliária		0,275687	
Sonae Investimento	2,936910 *	2,015180 *		Sonae Investimento	1,119890 *	1,216800 *	
Unicer	0,817618 *	0,828578 *		Unicer	0,819668 *	0,784330 *	
1994/1995				1997/1998			
A. Silva & Silva				A. Silva & Silva	0,725226 *	0,551000 *	
BCP	1,253310 *	0,951053		BCP	1,204050 *	1,046130 *	
BES	0,995716 *	0,664059		BES	0,956369 *	0,999343 *	
BPI	1,758210 *	1,345420		BPI			
BPI-SGPS				BPI-SGPS	1,237230 *	1,045410 *	
C. S. Império	0,516551 *	1,493650		C. S. Império	1,045560 *	1,208800 *	
C. S. Mundial confiança	0,602789 *	0,579520		C. S. Mundial confiança	1,564060 *	1,073060 *	
C. S. Tranquilidade	0,366991 *	0,190535		C. S. Tranquilidade	0,208681 *	0,770809 *	
Caima	0,385070	0,972508		Caima	0,315811 *	1,140920 *	
Cimpor	0,355135 *	0,378384		Cimpor	0,913061 *		
Cimpor-SGPS				Cimpor-SGPS	0,967697 *	0,684866 *	
Cofina				Cofina		0,960132 *	
Corticeira Amorim	1,506270 *	0,759917		Corticeira Amorim	1,111280 *	0,866813 *	
EDP				EDP	0,885013 *	1,005580 *	
Espart	0,739153 *	1,210650		Espart	0,886969 *	1,182250 *	
Estoril-Sol	0,216063	0,541823		Estoril-Sol	0,972359 *	0,161301	
Gestnave				Gestnave	-2,752680	0,867033 *	
Inapa	0,976877 *	0,422355		Inapa	0,386586 *	0,423289 *	
Inparsi				Inparsi	1,646570 *	2,306410 *	
Investec				Investec	0,268815	0,062336	
ITI	0,705677 *	0,528754		ITI	0,321291 *	0,791733 *	
Lisnave	0,091185	-0,600480		Lisnave	0,153194		
Lusomundo				Lusomundo	0,610335 *	0,498282 *	
Mague	0,239870	-0,061147		Mague	0,397416 *	0,299373	
Modelo-Continente	1,006760 *	0,931707		Modelo-Continente	1,297020 *	0,964932 *	
Portugal Telecom		0,536592		Portugal Telecom	0,992930 *	0,904762 *	
Reditus	1,506040 *	1,301800		Reditus	0,646883 *	0,842491 *	
Semapa		0,866589		Semapa	1,127330 *	0,890628 *	
Somague	1,589920 *	0,633254		Somague	1,248830 *	0,992694 *	
Sonae Imobiliária				Sonae Imobiliária	0,275687	1,088700 *	
Sonae Investimento	2,015180 *	1,175420		Sonae Investimento	1,216800 *	0,781355 *	
Unicer	0,828578 *	0,763321		Unicer	0,784330 *	0,316428 *	
1995/1996							
A. Silva & Silva		0,451988					
BCP	0,951053 *	1,199370 *					
BES	0,664059 *	0,503686 *					
BPI	1,345420 *						
BPI-SGPS		0,762708 *					
C. S. Império	1,493650 *	0,321399					
C. S. Mundial confiança	0,579520	0,514343 *					
C. S. Tranquilidade	0,190535	0,376948 *					
Caima	0,972508 *	0,404978					
Cimpor	0,378384 *	0,939087 *					
Cimpor-SGPS							
Cofina							
Corticeira Amorim	0,759917 *	1,313660 *					
EDP							
Espart	1,210650 *	0,725879					
Estoril-Sol	0,541823	-0,346622					
Gestnave							
Inapa	0,422355 *	0,638278 *					
Inparsi							
Investec							
ITI	0,528754	0,546150					
Lisnave	-0,600480	-0,333502					
Lusomundo		-0,024440					
Mague	-0,061147	1,124070 *					
Modelo-Continente	0,931707 *	0,569466 *					
Portugal Telecom	0,536592 *	1,337620 *					
Reditus	1,301800	0,368258					
Semapa	0,866589 *	0,811434 *					
Somague	0,633254 *	1,262870 *					
Sonae Imobiliária							
Sonae Investimento	1,175420 *	1,119890 *					
Unicer	0,763321 *	0,819668 *					

Quadro 35 - Estimação Temporal dos Betas - Técnica de Blume: Betas anuais/Dados quinzenais

Betas	β_{m-1}	β_m	Betas	β_{m-1}	β_m
1993/1994			1996/1997		
A. Silva & Silva			A. Silva & Silva	1,169670	0,538699 *
BCP	1,030910 *	1,215470 *	BCP	0,936165 *	1,124860 *
BES	0,281277	0,770649 *	BES	0,705922 *	1,140870 *
BPI	0,918476 *	1,821990 *	BPI		
BPI-SGSPS			BPI-SGSPS	0,545414	1,214790 *
C. S. Império	0,377903	0,448970	C. S. Império	0,062148	1,134200 *
C. S. Mundial confiança	1,904100 *	0,372684	C. S. Mundial confiança	0,149948	1,628760 *
C. S. Tranquilidade	1,507180	0,419496 *	C. S. Tranquilidade	0,375735	0,309782
Caima	2,321950	0,902008 *	Caima	1,181310	0,582233 *
Cimpor		0,562845	Cimpor	2,043830 *	1,318940 *
Cimpor-SGSPS			Cimpor-SGSPS		0,893361 *
Cofina			Cofina		
Corticeira Amorim	1,945390 *	1,376360 *	Corticeira Amorim	2,072470 *	1,301210 *
EDP			EDP		0,661873 *
Espart	-0,426923	0,636385 *	Espart	-0,580807	0,764667 *
Estoril-Sol	0,908503 *	0,730644 *	Estoril-Sol	0,647803	0,750012 *
Gestnave			Gestnave		
Inapa	1,561640 *	0,736534 *	Inapa	0,228092	0,742101 *
Inparsa			Inparsa		1,663410 *
Investec			Investec		
ITI	0,922864 *	0,878196	ITI	1,808160	0,190494
Lisnave	1,901780	0,626534	Lisnave	-0,432076	3,833240
Lusomundo			Lusomundo	-0,291584	0,193230
Mague		0,417259	Mague	2,704020 *	0,797193 *
Modelo-Continente	0,886676 *	0,949472 *	Modelo-Continente	0,835832	1,154700 *
Portugal Telecom			Portugal Telecom	1,546320 *	1,102470 *
Reditus	0,792863	1,327640	Reditus	0,081779	0,339320
Semapa			Semapa	0,989001	1,081170 *
Somague		1,892860 *	Somague	1,034060	1,193850 *
Sonae Imobiliária			Sonae Imobiliária		
Sonae Investimento	2,900880 *	1,754490 *	Sonae Investimento	1,919020 *	1,091640 *
Unicer	1,173430 *	1,199270 *	Unicer	1,248190 *	0,549031 *
1994/1995			1997/1998		
A. Silva & Silva			A. Silva & Silva	0,538699 *	1,311270 *
BCP	1,215470 *	1,015990 *	BCP	1,124860 *	1,425540 *
BES	0,770649 *	0,993026	BES	1,140870 *	1,618350 *
BPI	1,821990 *	2,002980 *	BPI		
BPI-SGSPS			BPI-SGSPS	1,214790 *	1,760710 *
C. S. Império	0,448970	2,371130 *	C. S. Império	1,134200 *	0,923149 *
C. S. Mundial confiança	0,372684	-0,915253	C. S. Mundial confiança	1,628760 *	1,653200 *
C. S. Tranquilidade	0,419496 *	0,472787	C. S. Tranquilidade	0,309782	1,238160 *
Caima	0,902008 *	1,468140	Caima	0,582233 *	1,480480 *
Cimpor	0,562845	0,178950	Cimpor	1,318940 *	
Cimpor-SGSPS			Cimpor-SGSPS	0,893361 *	0,670263 *
Cofina			Cofina		-0,313772
Corticeira Amorim	1,376360 *	-0,361901	Corticeira Amorim	1,301210 *	0,742764
EDP			EDP	0,661873 *	0,864061 *
Espart	0,636385 *	1,000220	Espart	0,764667 *	0,633648
Estoril-Sol	0,730644 *	-0,715205	Estoril-Sol	0,750012 *	0,959403 *
Gestnave			Gestnave		1,536070 *
Inapa	0,736534 *	1,056200	Inapa	0,742101 *	0,397581
Inparsa			Inparsa	1,663410 *	1,156350 *
Investec			Investec		0,583559 *
ITI	0,878196	-0,431336	ITI	0,190494	0,313200
Lisnave	0,626534	-1,662680	Lisnave	3,833240	
Lusomundo			Lusomundo	0,193230	1,207890 *
Mague	0,417259	0,231896	Mague	0,797193 *	0,947859
Modelo-Continente	0,949472 *	1,609480 *	Modelo-Continente	1,154700 *	0,853918 *
Portugal Telecom		0,438003	Portugal Telecom	1,102470 *	0,500369
Reditus	1,327640	-2,298280	Reditus	0,339320	0,936890
Semapa		0,909604	Semapa	1,081170 *	0,976935 *
Somague	1,892860 *	1,158450 *	Somague	1,193850 *	1,082510 *
Sonae Imobiliária			Sonae Imobiliária		0,662334
Sonae Investimento	1,754490 *	0,969254 *	Sonae Investimento	1,091640 *	0,645265 *
Unicer	1,199270 *	2,070300 *	Unicer	0,549031 *	0,394262
1995/1996					
A. Silva & Silva		1,168670			
BCP	1,015990 *	0,936165 *			
BES	0,993026	0,705922 *			
BPI	2,002980 *				
BPI-SGSPS		0,545414			
C. S. Império	2,371130 *	0,062148			
C. S. Mundial confiança	-0,915253	0,149948			
C. S. Tranquilidade	0,472787	0,375735			
Caima	1,468140	1,181310			
Cimpor	0,178950	2,043830 *			
Cimpor-SGSPS					
Cofina					
Corticeira Amorim	-0,361901	2,072470 *			
EDP					
Espart	1,000220	-0,580807			
Estoril-Sol	-0,715205	0,647803			
Gestnave					
Inapa	1,056200	0,228092			
Inparsa					
Investec					
ITI	-0,431336	1,808160			
Lisnave	-1,662680	-0,432076			
Lusomundo		-0,291584			
Mague	0,231896	2,704020 *			
Modelo-Continente	1,609480 *	0,835832			
Portugal Telecom	0,438003	1,546320 *			
Reditus	-2,298280	0,081779			
Semapa	0,909604	0,989001			
Somague	1,158450 *	1,034060			
Sonae Imobiliária					
Sonae Investimento	0,969254 *	1,919020 *			
Unicer	2,070300 *	1,248190 *			

Quadro 36 - Estimação Temporal dos Betas - Técnica de Blume: Betas bianuais/Dados diários

Betas	β_{im-1}	β_{im}	Betas	β_{im-1}	β_{im}
1993/94 - 1995/96			1995/96 - 1997/98		
A. Silva & Silva			A. Silva & Silva		0,66665 *
BCP	1,24915 *	1,02783 *	BCP	1,02783 *	1,1322 *
BES	0,800257 *	0,608797 *	BES	0,608797 *	0,973165 *
BPI	1,47914 *		BPI		
BPI-SGPS			BPI-SGPS		1,15427 *
C. S. Império	0,275234 *	1,02387 *	C. S. Império	1,02387 *	1,09964 *
C. S. Mundial confiança	0,60427 *	0,677181 *	C. S. Mundial confiança	0,677181 *	1,33007 *
C. S. Tranquilidade	0,714005 *	0,269873 *	C. S. Tranquilidade	0,269873 *	0,47592 *
Caima	0,859946 *	0,699266 *	Caima	0,699266 *	0,693663 *
Cimpor		0,621328 *	Cimpor	0,621328 *	
Cimpor-SGPS			Cimpor-SGPS		0,827296 *
Corticeira Amorim	1,5127 *	0,986092 *	Corticeira Amorim	0,986092 *	0,987959 *
EDP			EDP		0,939645 *
Espart	0,478612 *	0,883734 *	Espart	0,883734 *	0,968704 *
Estoril-Sol	0,347363 *	0,313802	Estoril-Sol	0,313802	0,549714 *
Gestnave			Gestnave		
Inapa	1,08777 *	0,54956 *	Inapa	0,54956 *	0,401291 *
ITI	0,634777 *	0,672737	ITI	0,672737	0,566265 *
Lisnave	1,24696 *	-0,46506	Lisnave	-0,46506	
Lusomundo			Lusomundo		0,555189 *
Mague	0,25411	0,415664	Mague	0,415664	0,342112 *
Modelo-Continente	0,866566 *	0,791862 *	Modelo-Continente	0,791862 *	1,16165 *
Portugal Telecom		0,973926 *	Portugal Telecom	0,973926 *	0,951901 *
Reditus	1,11494 *	1,01094	Reditus	1,01094	0,743327 *
Semapa		0,802828 *	Semapa	0,802828 *	1,02391 *
Somague		0,899108 *	Somague	0,899108 *	1,12937 *
Sonae Investimento	2,36952 *	1,18509 *	Sonae Investimento	1,18509 *	1,00806 *
Unicer	0,830531 *	0,764658 *	Unicer	0,764658 *	0,620916 *

Quadro 37 - Estimação Temporal dos Betas - Técnica de Blume: Betas bianuais/Dados quinzena

Betas	β_{im-1}	β_{im}	Betas	β_{im-1}	β_{im}
1993/94 - 1995/96			1995/96 - 1997/98		
A. Silva & Silva			A. Silva & Silva		0,922358
BCP	1,1811 *	0,840443 *	BCP	0,840443 *	1,25205
BES	0,535379 *	0,880963 *	BES	0,880963 *	1,3206
BPI	1,47058 *		BPI		
BPI-SGPS			BPI-SGPS		1,42592
C. S. Império	0,341832	1,06675 *	C. S. Império	1,06675 *	1,12088
C. S. Mundial confiança	0,991096 *	0,304589	C. S. Mundial confiança	0,304589	1,62001
C. S. Tranquilidade	0,775122	0,381567 *	C. S. Tranquilidade	0,381567 *	0,676105
Caima	1,50364 *	0,992074	Caima	0,992074	1,01548
Cimpor		1,02287 *	Cimpor	1,02287 *	
Cimpor-SGPS			Cimpor-SGPS		0,804301
Corticeira Amorim	1,60713 *	0,993612 *	Corticeira Amorim	0,993612 *	1,0876
EDP			EDP		0,788928
Espart	0,147767	0,569148	Espart	0,569148	0,709594
Estoril-Sol	0,853311 *	0,741558	Estoril-Sol	0,741558	0,85172
Inapa	1,04546 *	0,781591 *	Gestnave	0,781591 *	0,567833
Inparsa			Inapa		1,40482
ITI	0,724014 *	1,5192	ITI	1,5192	0,278411
Lisnave	1,33855 *	-0,526	Lisnave	-0,526	
Lusomundo			Lusomundo		0,674652 *
Mague	0,474471	1,4731	Mague	1,4731	0,680466 *
Modelo-Continente	0,920809 *	1,16674 *	Modelo-Continente	1,16674 *	1,03478 *
Portugal Telecom		1,24159 *	Portugal Telecom	1,24159 *	0,820218 *
Reditus	0,824682 *	0,047377	Reditus	0,047377	0,614956 *
Semapa		0,827879	Semapa	0,827879	1,01785 *
Somague		1,45706 *	Somague	1,45706 *	1,05694 *
Sonae Investimento	2,22913 *	1,54629 *	Sonae Investimento	1,54629 *	0,899893 *
Unicer	1,14287 *	1,394 *	Unicer	1,394 *	0,515484 *

Quadro 38 - Estimação Temporal dos Betas - Técnica de Blume: Betas bianuais/Dados mensais

Betas	β_{im-1}	β_{im}	Betas	β_{im-1}	β_{im}
1993/94 - 1995/96			1995/96 - 1997/98		
A. Silva & Silva			A. Silva & Silva		1,04667
BCP	1,38059 *	1,07979 *	BCP	1,07979 *	1,2206
BES	0,154261	0,280197	BES	0,280197	1,33065
BPI	1,16906 *		BPI		
BPI-SGPS			BPI-SGPS		1,74483
C. S. Império	0,137237	0,311486	C. S. Império	0,311486	1,23833
C. S. Mundial confiança	1,33992 *	1,27162	C. S. Mundial confiança	1,27162	1,54432
C. S. Tranquilidade	0,196752	0,368548	C. S. Tranquilidade	0,368548	0,422482
Caima	1,99937 *	0,082991	Caima	0,082991	0,920629
Cimpor		1,02276 *	Cimpor	1,02276 *	
Cimpor-SGPS			Cimpor-SGPS		0,891771
Corticeira Amorim	1,71816 *	1,3545 *	Corticeira Amorim	1,3545 *	0,77482
EDP			EDP		0,818644
Espart	0,329128	1,04833	Espart	1,04833	0,98797
Estoril-Sol	1,05884 *	1,52199	Estoril-Sol	1,52199	0,550198
Inapa	1,384 *	0,488858	Inapa	0,488858	-0,02079
Inparsi			Inparsi		2,1317 *
ITI	0,57122	2,86439 *	ITI	2,86439 *	0,838714 *
Lisnave	2,13795 *	-0,32537	Lisnave	-0,32537	
Lusomundo			Lusomundo		0,708025
Mague	0,744729	2,79744 *	Mague	2,79744 *	0,931076 *
Modelo-Continente	1,25897 *	2,05593 *	Modelo-Continente	2,05593 *	1,40971 *
Portugal Telecom		1,49378 *	Portugal Telecom	1,49378 *	0,717425 *
Reditus	0,651799	-0,77447	Reditus	-0,77447	0,862955 *
Semapa		0,754725	Semapa	0,754725	0,96897 *
Somague		0,88321	Somague	0,88321	1,15379 *
Sonae Indústria	1,98701 *	2,54127 *	Sonae Indústria	2,54127 *	0,987815 *
Sonae Investimento	2,33121 *	1,59076 *	Sonae Investimento	1,59076 *	0,658509 *
Unicer	1,51462 *	0,761882 *	Unicer	0,761882 *	0,717216 *

Quadro 39 - Estimação Temporal dos Betas
Técnica de Blume: Betas trianuais/Dados diários

Betas	β_{im-1}	β_{im}
1993/95 - 1996/98		
A. Silva & Silva		0,6429 *
BCP	1,18557 *	1,14259 *
BES	0,77474 *	0,954748 *
BPI	1,44274 *	
BPI-SGPS		1,15942 *
C. S. Império	0,48002 *	1,064497 *
C. S. Mundial confiança	0,698634 *	1,28018 *
C. S. Tranquilidade	0,612634 *	0,468239 *
Caima	0,827299 *	0,687837 *
Corticeira Amorim	1,38962 *	1,0188 *
Espart	0,571359 *	1,00146 *
Estoril-Sol	0,407071 *	0,523374 *
Inapa	0,948802 *	0,418199 *
ITI	0,635389 *	0,585086 *
Lisnave	0,88159 *	
Lusomundo		0,538557 *
Mague	0,164083	0,391725 *
Modelo-Continente	0,881755 *	1,11703 *
Portugal Telecom		0,972729 *
Reditus	1,13724 *	0,713644 *
Semapa		1,00423 *
Somague		1,12527 *
Sonae Investimento	2,16638 *	1,01422 *
Unicer	0,822151 *	0,634076 *

Quadro 40 - Estimação Temporal dos Betas
Técnica de Blume: Betas trianuais/Dados quinzenais

Betas	β_{im-1}	β_{im}
1993/95 - 1996/98		
A. Silva & Silva		0,892194 *
BCP	1,13503 *	1,25821 *
BES	0,590339 *	1,2849 *
BPI	1,46457 *	
BPI-SGPS		1,38564 *
C. S. Império	0,593437 *	1,08728 *
C. S. Mundial confiança	0,887392 *	1,51636 *
C. S. Tranquilidade	0,684585	0,642025 *
Caima	1,49424 *	0,969617 *
Corticeira Amorim	1,53569 *	1,15646 *
Espart	0,324643	0,60613 *
Estoril-Sol	0,785482 *	0,794489 *
Inapa	1,09972 *	0,558459 *
ITI	0,744114 *	0,133401
Lisnave	1,16651 *	
Lusomundo		0,467684
Mague	0,404422	0,807746 *
Modelo-Continente	1,0271 *	1,02594 *
Portugal Telecom		0,854856 *
Reditus	0,760836	0,49218
Semapa		0,97248 *
Somague		0,987008 *
Sonae Investimento	2,15032 *	0,927796 *
Unicer	1,17822 *	0,568733 *

Quadro 41 - Estimação Temporal dos Betas
Técnica de Blume: Betas trianuais/Dados mensais

Betas	β_{im-1}	β_{im}
1993/95 - 1996/98		
A. Silva & Silva		0,962831 *
BCP	1,33554 *	1,2623 *
BES	0,389321	1,25491 *
BPI	1,09533 *	
BPI-SGPS		1,71213 *
C. S. Império	0,32615	1,17613 *
C. S. Mundial confiança	1,18916 *	1,48901 *
C. S. Tranquilidade	0,251714	0,46293 *
Caima	1,83283 *	0,747865 *
Corticeira Amorim	1,68211 *	0,977878 *
Espart	0,494621	0,863901 *
Estoril-Sol	1,13459 *	0,4572
Inapa	1,28105 *	0,220906
ITI	0,69416	0,59632
Lisnave	1,8444 *	
Lusomundo		0,531224
Mague	1,21198	1,05232 *
Modelo-Continente	1,52364 *	1,34926 *
Portugal Telecom		0,770661 *
Reditus	0,560805	0,51632
Semapa		0,871797 *
Somague		0,909698 *
Sonae Indústria	2,38897 *	1,31111 *
Sonae Investimento	2,28164 *	0,693827 *
Unicer	1,41159 *	0,707241 *

Quadro 42 - Estimação Temporal dos Betas - Técnica de Blume: Betas Scholes-Williams

Betas		β_{tm-1}	β_{tm}	Betas		β_{tm-1}	β_{tm}
1993/1994				1996/1997			
A. Silva & Silva				A. Silva & Silva	3,055985	0,467412	
BCP	1,145314	1,17469		BCP	1,29533	1,192002	
BES	0,598156	1,236252		BES	0,579956	0,741489	
BPI	1,208153	2,61595		BPI			
BPI-SGPS				BPI-SGPS	1,099692	1,308674	
C. S. Império	0,327248	0,52559		C. S. Império	0,44226	1,228242	
C. S. Mundial confiança	2,309668	1,449		C. S. Mundial confiança	0,491092	1,716393	
C. S. Tranquilidade	1,061277	0,430366		C. S. Tranquilidade	0,740245	0,306717	
Caima	2,118087	0,844926		Caima	0,964838	0,798498	
Cimpor		0,66509		Cimpor	1,27222	1,545167	
Cimpor-SGPS				Cimpor-SGPS		0,846018	
Cofina				Cofina			
Corticeira Amorim	1,595315	2,248911		Corticeira Amorim	1,520328	1,21811	
EDP				EDP		0,584519	
Espart	0,601501	1,516471		Espart	0,201333	0,833779	
Estoril-Sol	1,057539	0,990938		Estoril-Sol	0,063151	0,811901	
Gestnave				Gestnave		-2,295376	
Inapa	1,242209	1,250536		Inapa	1,174816	0,412008	
Inparsa				Inparsa		0,901209	
Investec				Investec			
M	1,132658	1,342659		M	0,423676	0,302337	
Lisnave	2,047017	0,571719		Lisnave	-0,802691	0,154661	
Lusomundo				Lusomundo	1,131386	0,757978	
Mague		0,1168		Mague	2,285776	1,164225	
Modelo-Continente	0,77722	1,830167		Modelo-Continente	1,684902	1,326509	
Portugal Telecom				Portugal Telecom	1,400413	0,767502	
Reditus	0,807093	2,389432		Reditus	-2,08332	0,657324	
Semapa				Semapa	1,130881	1,110108	
Somague		2,91841		Somague	1,381551	1,052548	
Sonae Imobiliária				Sonae Imobiliária			
Sonae Investimento	2,733354	2,47811		Sonae Investimento	1,34362	1,232446	
Unicer	0,918207	1,779716		Unicer	0,782767	0,872721	
1994/1995				1997/1998			
A. Silva & Silva				A. Silva & Silva	0,467412	0,226823	
BCP	1,17469	1,319938		BCP	1,192002	0,575292	
BES	1,236252	0,714612		BES	0,741489	0,930511	
BPI	2,61595	1,487771		BPI			
BPI-SGPS				BPI-SGPS	1,308674	0,918488	
C. S. Império	0,52559	2,131932		C. S. Império	1,228242	0,222805	
C. S. Mundial confiança	1,449	0,638421		C. S. Mundial confiança	1,716393	1,252088	
C. S. Tranquilidade	0,430366	0,232938		C. S. Tranquilidade	0,306717	0,937842	
Caima	0,844926	2,217468		Caima	0,798498	0,926398	
Cimpor	0,66509	0,550813		Cimpor	1,545167		
Cimpor-SGPS				Cimpor-SGPS	0,846018	0,708063	
Cofina				Cofina		0,496145	
Corticeira Amorim	2,248911	1,066687		Corticeira Amorim	1,21811	0,594595	
EDP				EDP	0,584519	0,917565	
Espart	1,516471	2,404333		Espart	0,833779	0,891598	
Estoril-Sol	0,990938	1,059768		Estoril-Sol	0,811901	0,424481	
Gestnave				Gestnave	-2,295376	0,325045	
Inapa	1,250536	0,952744		Inapa	0,412008	0,226623	
Inparsa				Inparsa	0,901209	1,349476	
Investec				Investec		0,594258	
M	1,342659	0,704864		M	0,302337	1,015135	
Lisnave	0,571719	-0,818184		Lisnave	0,154661		
Lusomundo				Lusomundo	0,757978	0,834957	
Mague	0,1168	1,24857		Mague	1,164225	0,101579	
Modelo-Continente	1,830167	1,791673		Modelo-Continente	1,326509	0,734992	
Portugal Telecom		0,55097		Portugal Telecom	0,767502	0,695003	
Reditus	2,389432	0,584975		Reditus	0,657324	0,827995	
Semapa		1,801192		Semapa	1,110108	0,928701	
Somague	2,91841	1,036145		Somague	1,052548	0,892534	
Sonae Imobiliária				Sonae Imobiliária		0,884971	
Sonae Investimento	2,47811	1,297038		Sonae Investimento	1,232446	1,073731	
Unicer	1,779716	1,41406		Unicer	0,872721	0,122675	
1995/1996							
A. Silva & Silva			3,055985				
BCP	1,319938	1,29533					
BES	0,714612	0,579956					
BPI	1,487771						
BPI-SGPS			1,099692				
C. S. Império	2,131932	0,44226					
C. S. Mundial confiança	0,638421	0,491092					
C. S. Tranquilidade	0,232938	0,740245					
Caima	2,217468	0,964838					
Cimpor	0,550813	1,27222					
Cimpor-SGPS							
Cofina							
Corticeira Amorim	1,066687	1,520328					
EDP							
Espart	2,404333	0,201333					
Estoril-Sol	1,059768	0,063151					
Gestnave							
Inapa	0,952744	1,174816					
Inparsa							
Investec							
M	0,704864	0,423676					
Lisnave	-0,818184	-0,802691					
Lusomundo		1,131386					
Mague	1,24857	2,285776					
Modelo-Continente	1,791673	1,684902					
Portugal Telecom	0,55097	1,400413					
Reditus	0,584975	-2,08332					
Semapa	1,801192	1,130881					
Somague	1,036145	1,381551					
Sonae Imobiliária							
Sonae Investimento	1,297038	1,34362					
Unicer	1,41406	0,782767					

Quadro 43 - Estimacao da Equacao de Blume:
 Betas Anuais/Dados Diarios

LINE *****

```

1 INPUT 'login.tsp';
1 options memory=50;
2 option crt;
3 smpl 1 111;
4 load (file='c:\tsp\tspeqb\baddt.wks') X Y;
5 olsq (robustse) Y,c,X;
  
```

EXECUTION

Current sample: 1 to 111

Equation 1
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y
 Current sample: 1 to 111
 Number of observations: 111

Mean of dependent variable = .794595	Adjusted R-squared = .084298
Std. dev. of dependent var. = .464049	Durbin-Watson statistic = 1.88111
Sum of squared residuals = 21.4935	F-statistic (zero slopes) = 11.1264
Variance of residuals = .197188	Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.55692
Std. error of regression = .444059	Log of likelihood function = -66.3835
R-squared = .092622	

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.625338	.100437	6.22618
X	.217276	.117161	1.85450

Standard Errors are heteroskedastic-consistent (HCTYPE=2).

Quadro 44 - Estimacao da Equacao de Blume:
 Betas Anuais/Dados Diarios Robustos

LINE *****

```

1 INPUT 'login.tsp';
1 options memory=50;
2 option crt;
3 smpl 1 73;
4 load (file='c:\tsp\tspeqb\baddr.wks') X Y;
5 olsq (robustse) Y,c,X;
  
```

EXECUTION

Current sample: 1 to 73

Equation 1
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y
 Current sample: 1 to 73
 Number of observations: 73

Mean of dependent variable = .965060	Adjusted R-squared = .079268
Std. dev. of dependent var. = .377926	Durbin-Watson statistic = 2.32578
Sum of squared residuals = 9.33698	F-statistic (zero slopes) = 7.19864
Variance of residuals = .131507	Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.93893
Std. error of regression = .362639	Log of likelihood function = -28.5211
R-squared = .092056	

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.799406	.123954	6.44923
X	.183375	.126601	1.44845

Standard Errors are heteroskedastic-consistent (HCTYPE=2).

Quadro 45 - Estimacao da Equacao de Blume:
 Betas anuais/Dados Quinzenais

```

LINE *****
1 INPUT 'login.tsp';
1 options memory=50;
2 option crt;
3 smpl 1 107;
4 load (file='c:\tsp\tspeqb\badqt.wks') X Y;
5 olsq (robustse) Y,c,X;
EXECUTION
*****
  
```

Current sample: 1 to 107

Equation 1
 =====

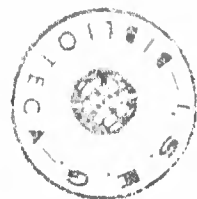
Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y
 Current sample: 1 to 107
 Number of observations: 107

Mean of dependent variable = .885134
 Std. dev. of dependent var. = .797605
 Sum of squared residuals = 67.1953
 Variance of residuals = .639955
 Std. error of regression = .799972
 R-squared = .354622E-02
 Adjusted R-squared = -.594382E-02
 Durbin-Watson statistic = 2.13378
 F-statistic (zero slopes) = .373678
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.377883
 Log of likelihood function = -126.937

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.834330	.135900	6.13931
X	.058684	.104230	.563023

Standard Errors are heteroskedastic-consistent (HCTYPE=2).



Quadro 46 - Estimaco da Equaco de Blume:
 Betas anuais/ Dados Quinzenais Robustos

LINE *****

```

1 INPUT 'login.tsp';
1 options memory=50;
2 option crt;
3 smpl 1 41;
4 load (file='c:\tsp\tspeqb\badqr.wks') X Y;
5 olsq (robustse) Y,c,X;
  
```

EXECUTION

Current sample: 1 to 41

Equation 1

=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y
 Current sample: 1 to 41
 Number of observations: 41

Mean of dependent variable = 1.20546
 Std. dev. of dependent var. = .389141
 Sum of squared residuals = 6.01969
 Variance of residuals = .154351
 Std. error of regression = .392875
 R-squared = .619923E-02
 Adjusted R-squared = -.019283
 Durbin-Watson statistic = 1.95477
 F-statistic (zero slopes) = .243278
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.73739
 Log of likelihood function = -18.8465

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	1.13192	.162599	6.96143
X	.054255	.111536	.486434

Standard Errors are heteroskedastic-consistent (HCTYPE=2).

Quadro 47 - Estimacao da Equacao de Blume:
 Betas bianuais/ Dados Diarios

LINE *****

```

1 INPUT 'login.tsp';
1 options memory=50;
2 option crt;
3 smpl 1 36;
4 load (file='c:\tsp\tspeqb\bddt.wks') X Y;
5 olsq (robustse) Y,c,X;
  
```

EXECUTION

Current sample: 1 to 36

Equation 1
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y
 Current sample: 1 to 36
 Number of observations: 36

Mean of dependent variable = .765993	Adjusted R-squared = .066883
Std. dev. of dependent var. = .349307	Durbin-Watson statistic = 1.61655
Sum of squared residuals = 3.87106	F-statistic (zero slopes) = 3.50868
Variance of residuals = .113855	Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.03091
Std. error of regression = .337424	Log of likelihood function = -10.9420
R-squared = .093543	

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.546325	.099164	5.50930
X	.265338	.126100	2.10418

Standard Errors are heteroskedastic-consistent (HCTYPE=2).

Quadro 48 - Estimacao da Equacao de Blume:
 Betas bianuais/ Dados quinzenais

LINE *****

```

1 INPUT 'login.tsp';
1 options memory=50;
2 option crt;
3 smpl 1 36;
4 load (file='c:\tsp\tspeqb\bbdqt.wks') X Y;
5 olsq (robustse) Y,c,X;
  
```

EXECUTION

Current sample: 1 to 36

Equation 1

=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y
 Current sample: 1 to 36
 Number of observations: 36

Mean of dependent variable = .869830
 Std. dev. of dependent var. = .441930
 Sum of squared residuals = 6.83355
 Variance of residuals = .200987
 Std. error of regression = .448316
 R-squared = .297270E-03
 Adjusted R-squared = -.029106
 Durbin-Watson statistic = 2.32824
 F-statistic (zero slopes) = .010110
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.46259
 Log of likelihood function = -21.1716

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.885776	.185314	4.77988
X	-.016467	.191841	-.085838

Standard Errors are heteroskedastic-consistent (HCTYPE=2).

Quadro 49 - Estimacao da Equacao de Blume:
 Betas bianuais/ Dados mensais

LINE *****

```

1 INPUT 'login.tsp';
1 options memory=50;
2 option crt;
3 smpl 1 38;
4 load (file='c:\tsp\tspeqb\bbdmt.wks') X Y;
5 olsq (robustse) Y,c,X;
  
```

EXECUTION

Current sample: 1 to 38

Equation 1

=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y
 Current sample: 1 to 38
 Number of observations: 38

Mean of dependent variable = .987777
 Std. dev. of dependent var. = .755895
 Sum of squared residuals = 21.0262
 Variance of residuals = .584062
 Std. error of regression = .764240
 R-squared = .542683E-02
 Adjusted R-squared = -.022200
 Durbin-Watson statistic = 2.68142
 F-statistic (zero slopes) = .196432
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.400363
 Log of likelihood function = -42.6752

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.910567	.197578	4.60866
X	.067181	.124129	.541218

Standard Errors are heteroskedastic-consistent (HCTYPE=2).

Quadro 50 - Estimacao da equacao de Blume:
 Betas trianuais/ Dados diários

LINE *****

```

1 INPUT 'login.tsp';
1 options memory=50;
2 option crt;
3 smpl 1 16;
4 load (file='c:\tsp\tspeqb\btdtdt.wks') X Y;
5 olsq (robustse) Y,c,X;
  
```

EXECUTION

Current sample: 1 to 16

Equation 1
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y
 Current sample: 1 to 16
 Number of observations: 16

Mean of dependent variable = .813482	Adjusted R-squared = .078243
Std. dev. of dependent var. = .290586	Durbin-Watson statistic = 1.50346
Sum of squared residuals = 1.08967	F-statistic (zero slopes) = 2.27326
Variance of residuals = .077833	Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.34014
Std. error of regression = .278986	Log of likelihood function = -1.20927
R-squared = .139693	

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.613431	.139048	4.41166
X	.233589	.118379	1.97323

Standard Errors are heteroskedastic-consistent (HCTYPE=2).

Quadro 51 - Estimacao da Equacao de Blume:
 Betas trianuais/ Dados quinzenais

LINE *****

```

1 INPUT 'login.tsp';
1 options memory=50;
2 option crt;
3 smpl 1 16;
4 load (file='c:\tsp\tspeqb\btdqt.wks') X Y;
5 olsq (robustse) Y,c,X;
  
```

EXECUTION

Current sample: 1 to 16

Equation 1
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y
 Current sample: 1 to 16
 Number of observations: 16

Mean of dependent variable = .864358	Adjusted R-squared = -.031052
Std. dev. of dependent var. = .356959	Durbin-Watson statistic = 1.22070
Sum of squared residuals = 1.83927	F-statistic (zero slopes) = .548242
Variance of residuals = .131376	Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.81665
Std. error of regression = .362459	Log of likelihood function = -5.39725
R-squared = .037684	

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.722570	.169688	4.25822
X	.147355	.120427	1.22361

Standard Errors are heteroskedastic-consistent (HCTYPE=2).



Quadro 52 - Estimacao da Equacao de Blume:
 Betas trianuais/ Dados mensais

LINE *****

```

1 INPUT 'login.tsp';
1 options memory=50;
2 option crt;
3 smpl 1 17;
4 load (file='c:\tsp\tspeqb\btdmt.wks') X Y;
5 olsq (robustse) Y,c,X;
  
```

EXECUTION

Current sample: 1 to 17

Equation 1
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y
 Current sample: 1 to 17
 Number of observations: 17

Mean of dependent variable = .890555	Adjusted R-squared = -.038996
Std. dev. of dependent var. = .376730	Durbin-Watson statistic = 1.37966
Sum of squared residuals = 2.21191	F-statistic (zero slopes) = .399479
Variance of residuals = .147460	Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.70604
Std. error of regression = .384006	Log of likelihood function = -6.78740
R-squared = .025941	

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.781651	.185464	4.21456
X	.092615	.132469	.699145

Standard Errors are heteroskedastic-consistent (HCTYPE=2).

Quadro 53 - Estimação da Equação de Blume:
 Betas Scholes-Williams

LINE *****

```

1 INPUT 'login.tsp';
1 options memory=50;
2 option crt;
3 smpl 1 108;
4 load (file='c:\tsp\tspeqb\bsw.wks') X Y;
5 olsq (robustse) Y,c,X;
  
```

EXECUTION

Current sample: 1 to 108

Equation 1

=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y
 Current sample: 1 to 108
 Number of observations: 108

Mean of dependent variable = .959703	Adjusted R-squared = .063204
Std. dev. of dependent var. = .676856	Durbin-Watson statistic = 1.87180
Sum of squared residuals = 45.4928	F-statistic (zero slopes) = 8.21914
Variance of residuals = .429178	Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.777870
Std. error of regression = .655117	Log of likelihood function = -106.558
R-squared = .071959	

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.724303	.106636	6.79229
X	.222118	.074822	2.96861

Standard Errors are heteroskedastic-consistent (HCTYPE=2).

Quadro 54 - Estimação da Equação de Blume: Previsão para 1997
 Betas anuais/Dados diários - todos

LINE *****

```

1 INPUT 'login.tsp';
1 options memory=50;
2 option crt;
3 smpl 1 59;
4 load (file='c:\tsp\tspeqb\ddprev97.wks') X Y;
5 olsq (robustse) Y,c,X;
  
```

EXECUTION

Current sample: 1 to 59

Equation 1

=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y
 Current sample: 1 to 59
 Number of observations: 59

Mean of dependent variable = .747622	Adjusted R-squared = .101938
Std. dev. of dependent var. = .509612	Durbin-Watson statistic = 1.67679
Sum of squared residuals = 13.2941	F-statistic (zero slopes) = 7.58354
Variance of residuals = .233230	Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.35199
Std. error of regression = .482939	Log of likelihood function = -39.7560
R-squared = .117422	

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.513473	.145365	3.53229
X	.273491	.169091	1.61741

Standard Errors are heteroskedastic-consistent (HCTYPE=2).

Quadro 55 - Estimação Temporal dos Betas - Técnica de Blume: Betas anuais/Dados diários

Previsão: $\beta_{im} = 0,513473 + 0,273491\beta_{im-1} + e_i$

Utilização de todos os dados: 1993/1996 para previsão dos betas de 1997

Betas	β_{im-1}	β_{im}	$^A\beta_{im}$	et	et ²	et	et / β_{im}	et/ β_{im}	
Previsão: 1997									
A. Silva & Silva	0,451988	0,725226 *	0,637088	0,088138	0,007768	0,088138	0,121532	0,121532	
BCP	1,19937 *	1,20405 *	0,841490	0,362560	0,131450	0,362560	0,301117	0,301117	
BES	0,503686 *	0,956369 *	0,651227	0,305142	0,093112	0,305142	0,319063	0,319063	
BPI-SGPS	0,762708 *	1,23723 *	0,722067	0,515163	0,265393	0,515163	0,416384	0,416384	
C. S. Império	0,321399	1,04556 *	0,601373	0,444187	0,197302	0,444187	0,424832	0,424832	
C. S. Mundial confiança	0,514343 *	1,56406 *	0,654141	0,909919	0,827952	0,909919	0,581767	0,581767	
C. S. Tranquilidade	0,376948 *	0,208681 *	0,616565	-0,407884	0,166369	0,407884	1,954581	-1,954581	
Caima	0,404978	0,315811 *	0,624231	-0,308420	0,095123	0,308420	0,976596	-0,976596	
Cimpor	0,939087 *	0,913061 *	0,770305	0,142756	0,020379	0,142756	0,156349	0,156349	
Corticeira Amorim	1,31366 *	1,11128 *	0,872747	0,238533	0,056898	0,238533	0,214647	0,214647	
Espart	0,725879	0,886969 *	0,711994	0,174975	0,030616	0,174975	0,197273	0,197273	
Estoril-Sol	-0,34662	0,972359 *	0,418675	0,553684	0,306566	0,553684	0,569423	0,569423	
Inapa	0,638278 *	0,386586 *	0,688036	-0,301450	0,090872	0,301450	0,779775	-0,779775	
ITI	0,54615	0,321291 *	0,662840	-0,341549	0,116656	0,341549	1,063052	-1,063052	
Lisnave	-0,3335	0,153194	0,422263	-0,269069	0,072398	0,269069	1,756395	-1,756395	
Lusomundo	-0,02444	0,610335 *	0,506789	0,103546	0,010722	0,103546	0,169655	0,169655	
Mague	1,12407 *	0,397416 *	0,820896	-0,423480	0,179335	0,423480	1,065584	-1,065584	
Modelo-Continente	0,569466 *	1,29702 *	0,669217	0,627803	0,394137	0,627803	0,484035	0,484035	
Portugal Telecom	1,33762 *	0,99293 *	0,879300	0,113630	0,012912	0,113630	0,114439	0,114439	
Reditus	0,368258	0,646883 *	0,614188	0,032695	0,001069	0,032695	0,050542	0,050542	
Semapa	0,811434 *	1,12733 *	0,735393	0,391937	0,153615	0,391937	0,347668	0,347668	
Somague	1,26287 *	1,24883 *	0,858857	0,389973	0,152079	0,389973	0,312271	0,312271	
Sonae Investimento	1,11989 *	1,2168 *	0,819753	0,397047	0,157646	0,397047	0,326304	0,326304	
Unicer	0,819668 *	0,78433 *	0,737645	0,046685	0,002180	0,046685	0,059522	0,059522	
						3,542550	7,890227	12,762809	-2,429159

N= 24

EQM= 0,1476063

EAM= 0,3287595

EPAM= 53,1784%

EPM= -10,1215%

Quadro 56 - Estimacao da Equacao de Blume: Previsao para 1997
 Betas anuais/ Dados diários estatisticamente relevantes

LINE *****

```

1 INPUT 'login.tsp';
1 options memory=50;
2 option crt;
3 smpl 1 19;
4 load (file='c:\tsp\tspeqb\ddr97.wks') X Y;
5 olsq (robustse) Y,c,X;
  
```

EXECUTION

Current sample: 1 to 19

Equation 1

=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y
 Current sample: 1 to 19
 Number of observations: 19

Mean of dependent variable = 1.26257
 Std. dev. of dependent var. = .481320
 Sum of squared residuals = 4.16558
 Variance of residuals = .245034
 Std. error of regression = .495009
 R-squared = .106890E-02
 Adjusted R-squared = -.057692
 Durbin-Watson statistic = 2.34623
 F-statistic (zero slopes) = .018191
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.20764
 Log of likelihood function = -12.5428

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	1.30325	.335559	3.88383
X	-.027182	.218358	-.124484

Standard Errors are heteroskedastic-consistent (HCTYPE=2).

Quadro 57 - Estimação Temporal dos Betas - Técnica de Blume: Betas anuais/Dados diários

Previsão: $\beta_{im} = 1,30325 - 0,027182\beta_{im-1} + e_t$

Utilização de dados estatisticamente relevantes: 1993/1996 para previsão dos betas de 1997

Betas	β_{im-1}	β_{im}	$\hat{\beta}_{im}$	e_t	e_t^2	$ e_t $	$ e_t /\beta_{im}$	e_t/β_{im}
Previsão: 1997								
BCP	1,19937 *	1,20405 *	1,270649	-0,066599	0,004435	0,066599	0,055312	-0,055312
BES	0,503686 *	0,956369 *	1,289559	-0,333190	0,111015	0,333190	0,348390	-0,348390
BPI-SGPS	0,762708 *	1,23723 *	1,282518	-0,045288	0,002051	0,045288	0,036604	-0,036604
C. S. Mundial confiança	0,514343 *	1,56406 *	1,289269	0,274791	0,075510	0,274791	0,175691	0,175691
C. S. Tranquilidade	0,376948 *	0,208681 *	1,293004	-1,084323	1,175756	1,084323	5,196078	-5,196078
Cimpor	0,939087 *	0,913061 *	1,277724	-0,364663	0,132979	0,364663	0,399385	-0,399385
Corticeira Amorim	1,31366 *	1,11128 *	1,267542	-0,156262	0,024418	0,156262	0,140615	-0,140615
Inapa	0,638278 *	0,386586 *	1,285900	-0,899314	0,808766	0,899314	2,326298	-2,326298
Mague	1,12407 *	0,397416 *	1,272696	-0,875280	0,766114	0,875280	2,202426	-2,202426
Modelo-Continente	0,569466 *	1,29702 *	1,287771	0,009249	0,000086	0,009249	0,007131	0,007131
Portugal Telecom	1,33762 *	0,99293 *	1,266891	-0,273961	0,075055	0,273961	0,275912	-0,275912
Semapa	0,811434 *	1,12733 *	1,281194	-0,153864	0,023674	0,153864	0,136485	-0,136485
Somague	1,26287 *	1,24883 *	1,268923	-0,020093	0,000404	0,020093	0,016089	-0,016089
Sonae Investimento	1,11989 *	1,2168 *	1,272809	-0,056009	0,003137	0,056009	0,046030	-0,046030
Unicer	0,819668 *	0,78433 *	1,280970	-0,496640	0,246651	0,496640	0,633203	-0,633203
					<u>3,450051</u>	<u>5,109524</u>	<u>11,995649</u>	<u>-11,630006</u>

N= 15

EQM= 0,2300034

EAM= 0,3406349

EPAM= 79,9710%

EPM= -77,5334%

Quadro 58 - Estimacao da Equacao de Blume: Previsao para 1998
 Betas anuais/ Dados diários - todos

LINE *****

```

1 INPUT 'login.tsp';
1 options memory=50;
2 option crt;
3 smpl 1 83;
4 load (file='c:\tsp\tspeqb\ddprev98.wks') X Y;
5 olsq (robustse) Y,c,X;
  
```

EXECUTION

Current sample: 1 to 83

Equation 1
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y
 Current sample: 1 to 83
 Number of observations: 83

Mean of dependent variable = .776305	Adjusted R-squared = .100110
Std. dev. of dependent var. = .478112	Durbin-Watson statistic = 1.64781
Sum of squared residuals = 16.6622	F-statistic (zero slopes) = 10.1222
Variance of residuals = .205707	Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.49922
Std. error of regression = .453549	Log of likelihood function = -51.1355
R-squared = .111084	

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.565139	.113829	4.96480
X	.265879	.140130	1.89737

Standard Errors are heteroskedastic-consistent (HCTYPE=2).

Quadro 59 - Estimação Temporal dos Betas - Técnica de Blume: Betas anuais/Dados diários

Previsão: $\beta_{im} = 0,565139 + 0,265879\beta_{im-1} + e_i$

Utilização de todos os dados: 1993/1997 para previsão dos betas de 1998

Betas	β_{im-1}	β_{im}	$^A\beta_{im}$	et	et ²	et	et / β_{im}	et/ β_{im}
Previsão: 1998								
A. Silva & Silva	0,725226 *	0,551000 *	0,757961	-0,206961	0,042833	0,206961	0,375610	-0,375610
BCP	1,204050 *	1,046130 *	0,885271	0,160859	0,025876	0,160859	0,153766	0,153766
BES	0,956369 *	0,999343 *	0,819417	0,179926	0,032373	0,179926	0,180044	0,180044
BPI-SGPS	1,237230 *	1,045410 *	0,894092	0,151318	0,022897	0,151318	0,144745	0,144745
C. S. Império	1,045560 *	1,208800 *	0,843131	0,365669	0,133713	0,365669	0,302505	0,302505
C. S. Mundial confiança	1,564060 *	1,073060 *	0,980990	0,092070	0,008477	0,092070	0,085802	0,085802
C. S. Tranquilidade	0,208681 *	0,770809 *	0,620623	0,150186	0,022556	0,150186	0,194842	0,194842
Caima	0,315811 *	1,140920 *	0,649107	0,491813	0,241881	0,491813	0,431067	0,431067
Cimpor-SGPS	0,967697 *	0,684866 *	0,822429	-0,137563	0,018924	0,137563	0,200862	-0,200862
Corticeira Amorim	1,111280 *	0,866813 *	0,860605	0,006208	0,000039	0,006208	0,007162	0,007162
EDP	0,885013 *	1,005560 *	0,800445	0,205115	0,042072	0,205115	0,203980	0,203980
Espart	0,886969 *	1,182250 *	0,800965	0,381285	0,145378	0,381285	0,322508	0,322508
Estoril-Sol	0,972359 *	0,161301	0,823669	-0,662368	0,438731	0,662368	4,106409	-4,106409
Gestnave	-2,752680	0,867033 *	-0,166741	1,033774	1,068688	1,033774	1,192312	1,192312
Inapa	0,386586 *	0,423289 *	0,667924	-0,244635	0,059846	0,244635	0,577939	-0,577939
Inparsi	1,646570 *	2,306410 *	1,002927	1,303483	1,699067	1,303483	0,565157	0,565157
Investec	0,268815	0,062336	0,636611	-0,574275	0,329792	0,574275	9,212578	-9,212578
ITI	0,321291 *	0,791733 *	0,650564	0,141169	0,019929	0,141169	0,178304	0,178304
Lusomundo	0,610335 *	0,498282 *	0,727414	-0,229132	0,052502	0,229132	0,459845	-0,459845
Mague	0,397416 *	0,299373	0,670804	-0,371431	0,137961	0,371431	1,240695	-1,240695
Modelo-Continente	1,297020 *	0,964932 *	0,909989	0,054943	0,003019	0,054943	0,056939	0,056939
Portugal Telecom	0,992930 *	0,904762 *	0,829138	0,075624	0,005719	0,075624	0,083584	0,083584
Reditus	0,646883 *	0,842491 *	0,737132	0,105359	0,011101	0,105359	0,125057	0,125057
Semapa	1,127330 *	0,890628 *	0,864872	0,025756	0,000663	0,025756	0,028919	0,028919
Somague	1,248830 *	0,992694 *	0,897177	0,095517	0,009124	0,095517	0,096220	0,096220
Sonae Imobiliária	0,275687	1,088700 *	0,638438	0,450262	0,202736	0,450262	0,413577	0,413577
Sonae Investimento	1,216800 *	0,781355 *	0,888661	-0,107306	0,011514	0,107306	0,137333	-0,137333
Unicer	0,784330 *	0,316428 *	0,773676	-0,457248	0,209076	0,457248	1,445030	-1,445030
							4,996485	8,461253
							22,522790	-12,989809

N= 28

EQM= 0,1784459

EAM= 0,3021876

EPAM= 80,4385%

EPM= -46,3922%

Quadro 60 - Estimacao da Equacao de Blume: Previsao para 1998
 Betas anuais/ Dados diários estatisticamente relevantes

```
LINE *****
1 INPUT 'login.tsp';
1 options memory=50;
2 option crt;
3 smpl 1 26;
4 load (file='c:\tsp\tspeqb\ddr98.wks') X Y;
5 olsq (robustse) Y,c,X;
```

EXECUTION

Current sample: 1 to 26

Equation 1
 =====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y
 Current sample: 1 to 26
 Number of observations: 26

Mean of dependent variable = 1.23240
 Std. dev. of dependent var. = .408582
 Sum of squared residuals = 4.17344
 Variance of residuals = .173894
 Std. error of regression = .417005
 R-squared = .631090E-05
 Adjusted R-squared = -.041660
 Durbin-Watson statistic = 2.12461
 F-statistic (zero slopes) = .151463E-03
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.57873
 Log of likelihood function = -13.1108

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	1.23499	.244372	5.05373
X	-.170008E-02	.147370	-.011536

Standard Errors are heteroskedastic-consistent (HCTYPE=2).

Quadro 61 - Estimação Temporal dos Betas - Técnica de Blume: Betas anuais/Dados diários

Previsão: $\beta_{im} = 1,23499 - 0,001700\beta_{im-1} + e_i$

Utilização de dados estatisticamente relevantes: 1993/1997 para previsão dos betas de 1998

Betas	β_{im-1}	β_{im}	$\hat{\beta}_{im}$	et	et ²	et	et / β_{im}	et/ β_{im}
Previsão: 1998								
A. Silva & Silva	0,725226 *	0,551 *	1,233757	-0,682757	0,466157	0,682757	1,239124	-1,239124
BCP	1,20405 *	1,04613 *	1,232943	-0,186813	0,034899	0,186813	0,178575	-0,178575
BES	0,956369 *	0,999343 *	1,233364	-0,234021	0,054766	0,234021	0,234175	-0,234175
BPI-SGPS	1,23723 *	1,04541 *	1,232887	-0,187477	0,035147	0,187477	0,179333	-0,179333
C. S. Império	1,04556 *	1,2088 *	1,233212	-0,024412	0,000596	0,024412	0,020196	-0,020196
C. S. Mundial confiança	1,56406 *	1,07306 *	1,232331	-0,159271	0,025367	0,159271	0,148427	-0,148427
C. S. Tranquilidade	0,208681 *	0,770809 *	1,234635	-0,463826	0,215135	0,463826	0,601740	-0,601740
Caima	0,315811 *	1,14092 *	1,234453	-0,093533	0,008748	0,093533	0,081980	-0,081980
Cimpor-SGPS	0,967697 *	0,684866 *	1,233345	-0,548479	0,300829	0,548479	0,800856	-0,800856
Corticeira Amorim	1,11128 *	0,866813 *	1,233101	-0,366288	0,134167	0,366288	0,422568	-0,422568
EDP	0,885013 *	1,00556 *	1,233485	-0,227925	0,051950	0,227925	0,226665	-0,226665
Espart	0,886969 *	1,18225 *	1,233482	-0,051232	0,002625	0,051232	0,043334	-0,043334
Estoril-Sol	0,972359 *	0,161301	1,233337	-1,072036	1,149261	1,072036	6,646183	-6,646183
Inapa	0,386586 *	0,423289 *	1,234333	-0,811044	0,657792	0,811044	1,916052	-1,916052
Inparsi	1,64657 *	2,30641 *	1,232191	1,074219	1,153947	1,074219	0,465754	0,465754
ITI	0,321291 *	0,791733 *	1,234444	-0,442711	0,195993	0,442711	0,559167	-0,559167
Lusomundo	0,610335 *	0,498282 *	1,233952	-0,735670	0,541211	0,735670	1,476414	-1,476414
Mague	0,397416 *	0,299373	1,234314	-0,934941	0,874115	0,934941	3,122998	-3,122998
Modelo-Continente	1,29702 *	0,964932 *	1,232785	-0,267853	0,071745	0,267853	0,277587	-0,277587
Portugal Telecom	0,99293 *	0,904762 *	1,233302	-0,328540	0,107938	0,328540	0,363123	-0,363123
Reditus	0,646883 *	0,842491 *	1,233890	-0,391399	0,153193	0,391399	0,464574	-0,464574
Semapa	1,12733 *	0,890628 *	1,233073	-0,342445	0,117269	0,342445	0,384499	-0,384499
Somague	1,24883 *	0,992694 *	1,232867	-0,240173	0,057683	0,240173	0,241941	-0,241941
Sonae Investimento	1,2168 *	0,781355 *	1,232921	-0,451566	0,203912	0,451566	0,577927	-0,577927
Unicer	0,78433 *	0,316428 *	1,233657	-0,917229	0,841308	0,917229	2,898696	-2,898696
					7,455755	11,235862	23,571887	-22,640379

N= 25

EQM= 0,2982302

EAM= 0,4494345

EPAM= 94,2875%

EPM= -90,5615%

Quadro 62 - Estimacao da Equacao de Blume: Previsao para 1997
 Betas anuais/ Dados quinzenais - todos

LINE *****

```

1 INPUT 'login.tsp';
1 options memory=50;
2 option crt;
3 smpl 1 58;
4 load (file='c:\tsp\tspeqb\dqprev97.wks') X Y;
5 olsq (robustse) Y,c,X;
  
```

EXECUTION

Current sample: 1 to 58

Equation 1

=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Current sample: 1 to 58

Number of observations: 58

Mean of dependent variable = .792032
 Std. dev. of dependent var. = .941558
 Sum of squared residuals = 49.9338
 Variance of residuals = .891674
 Std. error of regression = .944285
 R-squared = .011846
 Adjusted R-squared = -.580003E-02
 Durbin-Watson statistic = 2.09248
 F-statistic (zero slopes) = .671305
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.973055E-02
 Log of likelihood function = -77.9558

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.697391	.163558	4.26388
X	.110876	.109119	1.01610

Standard Errors are heteroskedastic-consistent (HCTYPE=2).

Quadro 63 - Estimação Temporal dos Betas - Técnica de Blume: Betas anuais/Dados quinzenais

Previsão: $\beta_{im} = 0,697391 + 0,110876\beta_{im-1} + e_i$

Utilização de todos os dados: 1993/1996 para previsão dos betas de 1997

Betas	β_{im-1}	β_{im}	$\hat{\beta}_{im}$	et	et ²	et	et / β_{im}	et/ β_{im}	
Previsão: 1997									
A. Silva & Silva	1,16967	0,538699 *	0,827079	-0,288380	0,083163	0,288380	0,535327	-0,535327	
BCP	0,936165 *	1,12486 *	0,801189	0,323671	0,104763	0,323671	0,287743	0,287743	
BES	0,705922 *	1,14087 *	0,775661	0,365209	0,133378	0,365209	0,320115	0,320115	
BPI-SGPS	0,545414	1,21479 *	0,757864	0,456926	0,208781	0,456926	0,376136	0,376136	
C. S. Império	0,062148	1,1342 *	0,704282	0,429918	0,184830	0,429918	0,379050	0,379050	
C. S. Mundial confiança	0,149948	1,62876 *	0,714017	0,914743	0,836755	0,914743	0,561619	0,561619	
C. S. Tranquilidade	0,375735	0,309782	0,739051	-0,429269	0,184272	0,429269	1,385713	-1,385713	
Caima	1,18131	0,582233 *	0,828370	-0,246137	0,060583	0,246137	0,422746	-0,422746	
Cimpor	2,04383 *	1,31894 *	0,924003	0,394937	0,155975	0,394937	0,299435	0,299435	
Corticeira Amorim	2,07247 *	1,30121 *	0,927178	0,374032	0,139900	0,374032	0,287449	0,287449	
Espart	-0,58081	0,764667 *	0,632993	0,131674	0,017338	0,131674	0,172197	0,172197	
Estoril-Sol	0,647803	0,750012 *	0,769217	-0,019205	0,000369	0,019205	0,025606	-0,025606	
Inapa	0,228092	0,742101 *	0,722681	0,019420	0,000377	0,019420	0,026169	0,026169	
ITI	1,80816	0,190494	0,897873	-0,707379	0,500384	0,707379	3,713390	-3,713390	
Lisnave	-0,43208	3,83324	0,649484	3,183756	10,136301	3,183756	0,830565	0,830565	
Lusomundo	-0,29158	0,19323	0,665061	-0,471831	0,222625	0,471831	2,441812	-2,441812	
Mague	2,70402 *	0,797193 *	0,997202	-0,200009	0,040004	0,200009	0,250891	-0,250891	
Modelo-Continente	0,835832	1,1547 *	0,790065	0,364635	0,132959	0,364635	0,315784	0,315784	
Portugal Telecom	1,54632 *	1,10247 *	0,868841	0,233629	0,054583	0,233629	0,211914	0,211914	
Reditus	0,081779	0,33932	0,706458	-0,367138	0,134791	0,367138	1,081983	-1,081983	
Semapa	0,989001	1,08117 *	0,807047	0,274123	0,075143	0,274123	0,253542	0,253542	
Somague	1,03406	1,19385 *	0,812043	0,381807	0,145776	0,381807	0,319811	0,319811	
Sonae Investimento	1,91902 *	1,09164 *	0,910164	0,181476	0,032933	0,181476	0,166241	0,166241	
Unicer	1,24819 *	0,549031 *	0,835785	-0,286754	0,082228	0,286754	0,522292	-0,522292	
						13,668211	11,046058	15,187533	-5,571989

N= 24

EQM= 0,5695088

EAM= 0,4602524

EPAM= 63,2814%

EPM= -23,2166%

Quadro 64 - Estimacao da Equacao de Blume: Previsao para 1998
 Betas anuais/ Dados quinzenais - todos

LINE *****

```

1 INPUT 'login.tsp';
1 options memory=50;
2 option crt;
3 smpl 1 81;
4 load (file='c:\tsp\tspeqb\dqprev98.wks') X Y;
5 olsq (robustse) Y,c,X;
  
```

EXECUTION

Current sample: 1 to 81

Equation 1

=====

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Current sample: 1 to 81

Number of observations: 81

Mean of dependent variable = .851620
 Std. dev. of dependent var. = .888069
 Sum of squared residuals = 62.9723
 Variance of residuals = .797118
 Std. error of regression = .892815
 R-squared = .191722E-02
 Adjusted R-squared = -.010717
 Durbin-Watson statistic = 2.18396
 F-statistic (zero slopes) = .151751
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.143249
 Log of likelihood function = -104.738

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.814807	.157600	5.17010
X	.043011	.110610	.388849

Standard Errors are heteroskedastic-consistent (HCTYPE=2).

Quadro 65 - Estimação Temporal dos Betas - Técnica de Blume: Betas anuais/Dados quinzenais

Previsão: $\beta_{im} = 0,814807 + 0,043011\beta_{im-1} + e_i$

Utilização de todos os dados: 1993/1997 para previsão dos betas de 1998

Betas	β_{im-1}	β_{im}	$^A\beta_{im}$	et	et ²	et	et / β_{im}	et/ β_{im}
Previsão: 1998								
A. Silva & Silva	0,538699 *	1,311270 *	0,837977	0,473293	0,224006	0,473293	0,360942	0,360942
BCP	1,124860 *	1,425540 *	0,863188	0,562352	0,316239	0,562352	0,394483	0,394483
BES	1,140870 *	1,618350 *	0,863877	0,754473	0,569230	0,754473	0,466199	0,466199
BPI-SGPS	1,214790 *	1,760710 *	0,867056	0,893654	0,798617	0,893654	0,507553	0,507553
C. S. Império	1,134200 *	0,923149 *	0,863590	0,059559	0,003547	0,059559	0,064517	0,064517
C. S. Mundial confiança	1,628760 *	1,653200 *	0,884862	0,768338	0,590344	0,768338	0,464758	0,464758
C. S. Tranquilidade	0,309782	1,238160 *	0,828131	0,410029	0,168124	0,410029	0,331160	0,331160
Caima	0,582233 *	1,480480 *	0,839849	0,640631	0,410408	0,640631	0,432718	0,432718
Cimpor-SGPS	0,893361 *	0,670263 *	0,853231	-0,182968	0,033477	0,182968	0,272980	-0,272980
Corticeira Amorim	1,301210 *	0,742764	0,870773	-0,128009	0,016386	0,128009	0,172342	-0,172342
EDP	0,661873 *	0,864061 *	0,843275	0,020786	0,000432	0,020786	0,024056	0,024056
Espart	0,764667 *	0,633648	0,847696	-0,214048	0,045817	0,214048	0,337803	-0,337803
Estoril-Sol	0,750012 *	0,959403 *	0,847066	0,112337	0,012620	0,112337	0,117091	0,117091
Inapa	0,742101 *	0,397581	0,846726	-0,449145	0,201731	0,449145	1,129693	-1,129693
Inparsa	1,663410 *	1,156350 *	0,886352	0,269998	0,072899	0,269998	0,233492	0,233492
ITI	0,190494	0,313200	0,823000	-0,509800	0,259896	0,509800	1,627715	-1,627715
Lusomundo	0,193230	1,207890 *	0,823118	0,384772	0,148049	0,384772	0,318549	0,318549
Mague	0,797193 *	0,947859	0,849095	0,098764	0,009754	0,098764	0,104197	0,104197
Modelo-Continente	1,154700 *	0,853918 *	0,864472	-0,010554	0,000111	0,010554	0,012359	-0,012359
Portugal Telecom	1,102470 *	0,500369	0,862225	-0,361856	0,130940	0,361856	0,723179	-0,723179
Reditus	0,339320	0,936890	0,829401	0,107489	0,011554	0,107489	0,114729	0,114729
Semapa	1,081170 *	0,976935 *	0,861309	0,115626	0,013369	0,115626	0,118356	0,118356
Somague	1,193850 *	1,082510 *	0,866156	0,216354	0,046809	0,216354	0,199864	0,199864
Sonae Investimento	1,091640 *	0,645265 *	0,861760	-0,216495	0,046870	0,216495	0,335513	-0,335513
Unicer	0,549031 *	0,394262	0,838421	-0,444159	0,197278	0,444159	1,126559	-1,126559
					4,328508	8,405489	9,990806	-1,485479

N= 25

EQM= 0,17314

EAM= 0,33622

EPAM= 39,9632%

EPM= -5,9419%

Quadro 66 - Estimação Temporal dos Betas

Técnica de Vasicek - Determinação da Média e Variância: 1996/1997

Betas Anuais/ Dados Diários - utilização de todos os dados

Betas	β_{im-1}	$\sigma\beta_{im-1}$	$\sigma^2\beta_{im-1}$	Média	Variância
1996					
A. Silva & Silva	0,451988	0,347648	0,120859		
BCP	1,199370 *	0,146530	0,021471		
BES	0,503686 *	0,102219	0,010449		
BPI-SGPS	0,762708 *	0,205882	0,042387		
C. S. Império	0,321399	0,218021	0,047533		
C. S. Mundial confiança	0,514343 *	0,186154	0,034653		
C. S. Tranquilidade	0,376948 *	0,108067	0,011678		
Caima	0,404978	0,379744	0,144206		
Cimpor	0,939087 *	0,145395	0,021140		
Corticeira Amorim	1,313660 *	0,243286	0,059188		
Espart	0,725879	0,390052	0,152141		
Estoril-Sol	-0,346622	0,451329	0,203698		
Inapa	0,638278 *	0,207975	0,043254		
ITI	0,546150	0,625791	0,391614		
Lisnave	-0,333502	0,422614	0,178603		
Lusomundo	-0,024440	0,560768	0,314461		
Mague	1,124070 *	0,439098	0,192807		
Modelo-Continente	0,569466 *	0,207703	0,043141		
Portugal Telecom	1,337620 *	0,138135	0,019081		
Reditus	0,368258	0,714786	0,510919		
Semapa	0,811434 *	0,206317	0,042567		
Somague	1,262870 *	0,365391	0,133511		
Sonae Investimento	1,119890 *	0,139940	0,019583		
Unicer	0,819668 *	0,125940	0,015861	0,641966	0,218493
1997					
A. Silva & Silva	0,725226 *	0,124360	0,015465		
BCP	1,204050 *	0,060046	0,003606		
BES	0,956369 *	0,102219	0,010449		
BPI-SGPS	1,237230 *	0,052733	0,002781		
C. S. Império	1,045560 *	0,105469	0,011124		
C. S. Mundial confiança	1,564060 *	0,086238	0,007437		
C. S. Tranquilidade	0,208681 *	0,070829	0,005017		
Caima	0,315811 *	0,114280	0,013060		
Cimpor-SGPS	0,967697 *	0,055308	0,003059		
Corticeira Amorim	1,111280 *	0,123825	0,015333		
EDP	0,885013 *	0,885013	0,783248		
Espart	0,886969 *	0,116599	0,013595		
Estoril-Sol	0,972359 *	0,147559	0,021774		
Gestnave	-2,752680	1,376590	1,895000		
Inapa	0,386586 *	0,118148	0,013959		
Inparsa	1,646570 *	0,145538	0,021181		
Investec	0,268815	0,387145	0,149881		
ITI	0,321291 *	0,131195	0,017212		
Lusomundo	0,610335 *	0,136859	0,018730		
Mague	0,397416 *	0,162626	0,026447		
Modelo-Continente	1,297020 *	0,068917	0,004750		
Portugal Telecom	0,992930 *	0,059052	0,003487		
Reditus	0,646883 *	0,126534	0,016011		
Semapa	1,127330 *	0,076384	0,005835		
Somague	1,248830 *	0,131238	0,017223		
Sonae Imobiliária	0,275687	0,279830	0,078305		
Sonae Investimento	1,216800 *	0,059570	0,003549		
Unicer	0,784330 *	0,067084	0,004500	0,733873	0,627533



Quadro 67 - Estimação Temporal dos Betas

Técnica de Vasicek - Determinação da Média e Variância: 1996/1997

Betas Anuais/ Dados Diários - utilização de dados estatisticamente relevantes

Betas	β_{im-1}	$\sigma\beta_{im-1}$	$\sigma^2\beta_{im-1}$	Média	Variância
1996					
BCP	1,199370 *	0,146530	0,021471		
BES	0,503686 *	0,102219	0,010449		
BPI-SGPS	0,762708 *	0,205882	0,042387		
C. S. Mundial confiança	0,514343 *	0,186154	0,034653		
C. S. Tranquilidade	0,376948 *	0,108067	0,011678		
Cimpor	0,939087 *	0,145395	0,021140		
Corticeira Amorim	1,313660 *	0,243286	0,059188		
Inapa	0,638278 *	0,207975	0,043254		
Mague	1,124070 *	0,439098	0,192807		
Modelo-Continente	0,569466 *	0,207703	0,043141		
Portugal Telecom	1,337620 *	0,138135	0,019081		
Semapa	0,811434 *	0,206317	0,042567		
Somague	1,262870 *	0,365391	0,133511		
Sonae Investimento	1,119890 *	0,139940	0,019583		
Unicer	0,819668 *	0,125940	0,015861	0,886207	0,105102
1997					
A. Silva & Silva	0,725226 *	0,124360	0,015465		
BCP	1,204050 *	0,060046	0,003606		
BES	0,956369 *	0,102219	0,010449		
BPI-SGPS	1,237230 *	0,052733	0,002781		
C. S. Império	1,045560 *	0,105469	0,011124		
C. S. Mundial confiança	1,564060 *	0,086238	0,007437		
C. S. Tranquilidade	0,208681 *	0,070829	0,005017		
Caima	0,315811 *	0,114280	0,013060		
Cimpor-SGPS	0,967697 *	0,055308	0,003059		
Corticeira Amorim	1,111280 *	0,123825	0,015333		
EDP	0,885013 *	0,885013	0,783248		
Espart	0,886969 *	0,116599	0,013595		
Estoril-Sol	0,972359 *	0,147559	0,021774		
Inapa	0,386586 *	0,118148	0,013959		
Inparsi	1,646570 *	0,145538	0,021181		
ITI	0,321291 *	0,131195	0,017212		
Lusomundo	0,610335 *	0,136859	0,018730		
Mague	0,397416 *	0,162626	0,026447		
Modelo-Continente	1,297020 *	0,068917	0,004750		
Portugal Telecom	0,992930 *	0,059052	0,003487		
Reditus	0,646883 *	0,126534	0,016011		
Semapa	1,127330 *	0,076384	0,005835		
Somague	1,248830 *	0,131238	0,017223		
Sonae Investimento	1,216800 *	0,059570	0,003549		
Unicer	0,784330 *	0,067084	0,004500	0,910265	0,149303

Quadro 68 - Estimação Temporal dos Betas

Técnica de Vasicek - Determinação da Média e Variância: 1996/1997

Betas Anuais/ Dados Quinzenais - utilização de todos os dados

Betas	β_{im-1}	$\sigma\beta_{im-1}$	$\sigma^2\beta_{im-1}$	Média	Variância
1996					
A. Silva & Silva	1,169670	0,879992	0,774386		
BCP	0,936165 *	0,404371	0,163516		
BES	0,705922 *	0,267716	0,071672		
BPI-SGPS	0,545414	0,477358	0,227871		
C. S. Império	0,062148	0,378131	0,142983		
C. S. Mundial confiança	0,149948	0,459418	0,211065		
C. S. Tranquilidade	0,375735	0,212080	0,044978		
Caima	1,181310	0,719921	0,518286		
Cimpor	2,043830 *	0,422067	0,178141		
Corticeira Amorim	2,072470 *	0,598516	0,358221		
Espart	-0,580807	1,022860	1,046243		
Estoril-Sol	0,647803	1,308950	1,713350		
Inapa	0,228092	0,564828	0,319031		
ITI	1,808160	1,729440	2,990963		
Lisnave	-0,432076	1,261720	1,591937		
Lusomundo	-0,291584	1,409700	1,987254		
Mague	2,704020 *	0,963650	0,928621		
Modelo-Continente	0,835832	0,463601	0,214926		
Portugal Telecom	1,546320 *	0,360971	0,130300		
Reditus	0,081779	1,789970	3,203993		
Semapa	0,989001	0,556910	0,310149		
Somague	1,034060	0,944869	0,892777		
Sonae Investimento	1,919020 *	0,406098	0,164916		
Unicer	1,248190 *	0,513894	0,264087	0,874184	0,729621
1997					
A. Silva & Silva	0,538699 *	0,262282	0,068792		
BCP	1,124860 *	0,163253	0,026652		
BES	1,140870 *	0,145684	0,021224		
BPI-SGPS	1,214790 *	0,157434	0,024785		
C. S. Império	1,134200 *	0,268496	0,072090		
C. S. Mundial confiança	1,628760 *	0,241119	0,058138		
C. S. Tranquilidade	0,309782	0,157749	0,024885		
Caima	0,582233 *	0,177993	0,031682		
Cimpor-SGPS	0,893361 *	0,153516	0,023567		
Corticeira Amorim	1,301210 *	0,292931	0,085809		
EDP	0,661873 *	0,267063	0,071323		
Espart	0,764667 *	0,262760	0,069043		
Estoril-Sol	0,750012 *	0,331058	0,109599		
Inapa	0,742101 *	0,338724	0,114734		
Inparsa	1,663410 *	0,775572	0,601512		
ITI	0,190494	0,203257	0,041313		
Lusomundo	0,193230	0,301297	0,090780		
Mague	0,797193 *	0,305858	0,093549		
Modelo-Continente	1,154700 *	0,185126	0,034272		
Portugal Telecom	1,102470 *	0,164453	0,027045		
Reditus	0,339320	0,217989	0,047519		
Semapa	1,081170 *	0,165163	0,027279		
Somague	1,193850 *	0,242626	0,058867		
Sonae Investimento	1,091640 *	0,183310	0,033603		
Unicer	0,549031 *	0,129645	0,016808	0,885757	0,164478

Quadro 69 - Estimação Temporal dos Betas
Previsão Betas de 1997: Técnica de Vasicek
Betas Anuais/ Dados Diários
Utilização de todos os dados 1996

Betas	β_{im-1}	β_{im}	$\Delta\beta_{im}$	et	et ²	et	et / β_{im}	et/ β_{im}
Previsão de 1997								
A. Silva & Silva	0,451988	0,725226 *	0,519648	0,2055779	0,042262	0,205578	0,283467	0,283467
BCP	1,199370 *	1,20405 *	1,149496	0,0545544	0,002976	0,054554	0,045309	0,045309
BES	0,503686 *	0,956369 *	0,509997	0,446372	0,199248	0,446372	0,466736	0,466736
BPI-SGPS	0,762708 *	1,23723 *	0,74309	0,49414	0,244174	0,49414	0,399392	0,399392
C. S. Império	0,321399	1,04556 *	0,378678	0,6668825	0,444732	0,666882	0,637823	0,637823
C. S. Mundial confiança	0,514343 *	1,56406 *	0,531813	1,0322466	1,065533	1,032247	0,659979	0,659979
C. S. Tranquilidade	0,376948 *	0,208681 *	0,390395	-0,181714	0,03302	0,181714	0,870772	-0,870772
Caima	0,404978	0,315811 *	0,499202	-0,183391	0,033632	0,183391	0,5807	-0,5807
Cimpor	0,939087 *	0,913061 *	0,912876	0,0001852	3,43E-08	0,000185	0,000203	0,000203
Corticeira Amorim	1,313660 *	1,11128 *	1,170487	-0,059207	0,003506	0,059207	0,053279	-0,053279
Espart	0,725879	0,886969 *	0,691434	0,1955353	0,038234	0,195535	0,220453	0,220453
Estoril-Sol	-0,346622	0,972359 *	0,130351	0,8420085	0,708978	0,842008	0,865944	0,865944
Inapa	0,638278 *	0,386586 *	0,638887	-0,252301	0,063656	0,252301	0,65264	-0,65264
ITI	0,546150	0,321291 *	0,607652	-0,286361	0,082003	0,286361	0,891283	-0,891283
Lisnave	-0,333502	0,153194	0,105237	0,0479571	0,0023	0,047957	0,313048	0,313048
Lusomundo	-0,024440	0,610335 *	0,368762	0,2415726	0,058357	0,241573	0,395803	0,395803
Mague	1,124070 *	0,397416 *	0,898072	-0,500656	0,250656	0,500656	1,259777	-1,259777
Modelo-Continente	0,569466 *	1,29702 *	0,58142	0,7155995	0,512083	0,7156	0,551726	0,551726
Portugal Telecom	1,337620 *	0,99293 *	1,281747	-0,288817	0,083415	0,288817	0,290873	-0,290873
Reditus	0,368258	0,646883 *	0,559978	0,0869052	0,007553	0,086905	0,134345	0,134345
Semapa	0,811434 *	1,12733 *	0,783802	0,3435284	0,118012	0,343528	0,304727	0,304727
Somague	1,262870 *	1,24883 *	1,027369	0,2214614	0,049045	0,221461	0,177335	0,177335
Sonae Investimento	1,119890 *	1,2168 *	1,080578	0,1362222	0,018556	0,136222	0,111951	0,111951
Unicer	0,819668 *	0,78433 *	0,807641	-0,023311	0,000543	0,023311	0,029721	-0,029721
					4,062475	7,506508	10,19729	0,939198

N= 24

EQM= 0,1692698

EAM= 0,3127711

EPAM= 42,4887%

EPM= 3,9133%

Quadro 70 - Estimação Temporal dos Betas

Previsão Betas de 1997: Técnica de Vasicek

Betas Anuais/ Dados Diários

Utilização de dados estatisticamente relevantes de 1996

Betas	β_{im-1}	β_{im}	$\hat{\beta}_{im}$	et	et ²	et	et / β_{im}	et/ β_{im}
Previsão de 1997								
BCP	1,199370 *	1,20405 *	1,146247	0,057802907	0,003341	0,057803	0,048007	0,048007
BES	0,503686 *	0,956369 *	0,538275	0,418093516	0,174802	0,418094	0,437168	0,437168
BPI-SGPS	0,762708 *	1,23723 *	0,798201	0,439029485	0,192747	0,439029	0,354849	0,354849
C. S. Mundial confiança	0,514343 *	1,56406 *	0,606549	0,957511043	0,916827	0,957511	0,612196	0,612196
C. S. Tranquilidade	0,376948 *	0,208681 *	0,427876	-0,219194578	0,048046	0,219195	1,050381	-1,05038
Cimpor	0,939087 *	0,913061 *	0,930232	-0,017170966	0,000295	0,017171	0,018806	-0,01881
Corticeira Amorim	1,313660 *	1,11128 *	1,159663	-0,048383495	0,002341	0,048383	0,043539	-0,04354
Inapa	0,638278 *	0,386586 *	0,710562	-0,323976279	0,104961	0,323976	0,838045	-0,83804
Mague	1,124070 *	0,397416 *	0,970125	-0,572708686	0,327995	0,572709	1,441081	-1,44108
Modelo-Continente	0,569466 *	1,29702 *	0,661641	0,635378528	0,403706	0,635379	0,489876	0,489876
Portugal Telecom	1,337620 *	0,99293 *	1,268259	-0,275328626	0,075806	0,275329	0,277289	-0,27729
Semapa	0,811434 *	1,12733 *	0,832988	0,294342258	0,086637	0,294342	0,261097	0,261097
Somague	1,262870 *	1,24883 *	1,052116	0,196713717	0,038696	0,196714	0,157518	0,157518
Sonae Investimento	1,119890 *	1,2168 *	1,083188	0,1336125	0,017852	0,133612	0,109806	0,109806
Unicer	0,819668 *	0,78433 *	0,828393	-0,044062635	0,001942	0,044063	0,056179	-0,05618
					2,395995	4,633309	6,195835	-1,2548

N= 15

EQM= 0,159732985

EAM= 0,308887281

EPAM= 41,3056%

EPM= -8,3653%

Quadro 71 - Estimação Temporal dos Betas
Previsão Betas de 1998: Técnica de Vasicek
Betas Anuais/ Dados Diários
Utilização de todos os dados 1997

Betas	β_{im-1}	β_{im}	$^A\beta_{im}$	et	et ²	et	et / β_{im}	et/ β_{im}
Previsão de 1998								
A. Silva & Silva	0,725226 *	0,551000 *	0,725434	-0,174434	0,030427	0,174434	0,316577	-0,316577
BCP	1,204050 *	1,046130 *	1,201364	-0,155234	0,024098	0,155234	0,148389	-0,148389
BES	0,956369 *	0,999343 *	0,952725	0,046618	0,002173	0,046618	0,046649	0,046649
BPI-SGPS	1,237230 *	1,045410 *	1,235009	-0,189599	0,035948	0,189599	0,181364	-0,181364
C. S. Império	1,045560 *	1,208800 *	1,040131	0,168669	0,028449	0,168669	0,139534	0,139534
C. S. Mundial confiança	1,564060 *	1,073060 *	1,554337	-0,481277	0,231627	0,481277	0,448509	-0,448509
C. S. Tranquilidade	0,208681 *	0,770809 *	0,212846	0,557963	0,311322	0,557963	0,723866	0,723866
Caima	0,315811 *	1,140920 *	0,324334	0,816586	0,666812	0,816586	0,715726	0,715726
Cimpor-SGPS	0,967697 *	0,684866 *	0,966563	-0,281697	0,079353	0,281697	0,411317	-0,411317
Corticeira Amorim	1,111280 *	0,866813 *	1,102279	-0,235466	0,055444	0,235466	0,271645	-0,271645
EDP	0,885013 *	1,005560 *	0,801102	0,204458	0,041803	0,204458	0,203327	0,203327
Espart	0,886969 *	1,182250 *	0,883723	0,298527	0,089119	0,298527	0,252508	0,252508
Estoril-Sol	0,972359 *	0,161301	0,964362	-0,803061	0,644906	0,803061	4,978647	-4,978647
Gestnave	-2,752680	0,867033 *	-0,133480	1,000513	1,001026	1,000513	1,153950	1,153950
Inapa	0,386586 *	0,423289 *	0,394143	0,029146	0,000849	0,029146	0,068856	0,068856
Inparsa	1,646570 *	2,306410 *	1,616769	0,689641	0,475604	0,689641	0,299010	0,299010
Investec	0,268815	0,062336	0,358476	-0,296140	0,087699	0,296140	4,750701	-4,750701
ITI	0,321291 *	0,791733 *	0,332305	0,459428	0,211074	0,459428	0,580281	0,580281
Lusomundo	0,610335 *	0,498282 *	0,613915	-0,115633	0,013371	0,115633	0,232064	-0,232064
Mague	0,397416 *	0,299373	0,411022	-0,111649	0,012466	0,111649	0,372944	-0,372944
Modelo-Continente	1,297020 *	0,964932 *	1,292790	-0,327858	0,107491	0,327858	0,339773	-0,339773
Portugal Telecom	0,992930 *	0,904762 *	0,991498	-0,086736	0,007523	0,086736	0,095867	-0,095867
Reditus	0,646883 *	0,842491 *	0,649047	0,193444	0,037420	0,193444	0,229609	0,229609
Semapa	1,127330 *	0,890628 *	1,123706	-0,233078	0,054325	0,233078	0,261700	-0,261700
Somague	1,248830 *	0,992694 *	1,235074	-0,242380	0,058748	0,242380	0,244164	-0,244164
Sonae Imobiliária	0,275687	1,088700 *	0,326518	0,762182	0,580922	0,762182	0,700085	0,700085
Sonae Investimento	1,216800 *	0,781355 *	1,214084	-0,432729	0,187255	0,432729	0,553819	-0,553819
Unicer	0,784330 *	0,316428 *	0,783971	-0,467543	0,218596	0,467543	1,477564	-1,477564
					5,295852	9,861688	20,19845	-9,971641

N= 28

EQM= 0,1891376

EAM= 0,3522031

EPAM= 72,1373%

EPM= -35,6130%

Quadro 72 - Estimação Temporal dos Betas

Previsão Betas de 1998: Técnica de Vasicek

Betas Anuais/ Dados Diários

Utilização de dados estatisticamente relevantes de 1997

Betas	β_{im-1}	β_{im}	$\hat{\beta}_{im}$	et	et ²	et	et / β_{im}	et/ β_{im}
Previsão de 1998								
A. Silva & Silva	0,725226 *	0,551000 *	0,742594	-0,191594	0,036708	0,191594	0,347721	-0,347721
BCP	1,204050 *	1,046130 *	1,197123	-0,150993	0,022799	0,150993	0,144335	-0,144335
BES	0,956369 *	0,999343 *	0,953354	0,045989	0,002115	0,045989	0,046020	0,046020
BPI-SGPS	1,237230 *	1,045410 *	1,231252	-0,185842	0,034537	0,185842	0,177769	-0,177769
C. S. Império	1,045560 *	1,208800 *	1,036179	0,172621	0,029798	0,172621	0,142804	0,142804
C. S. Mundial confiança	1,564060 *	1,073060 *	1,533039	-0,459979	0,211580	0,459979	0,428661	-0,428661
C. S. Tranquilidade	0,208681 *	0,770809 *	0,231489	0,539320	0,290866	0,539320	0,699681	0,699681
Caima	0,315811 *	1,140920 *	0,363627	0,777293	0,604185	0,777293	0,681286	0,681286
Cimpor-SGPS	0,967697 *	0,684866 *	0,966544	-0,281678	0,079342	0,281678	0,411289	-0,411289
Corticeira Amorim	1,111280 *	0,866813 *	1,092559	-0,225746	0,050961	0,225746	0,260433	-0,260433
EDP	0,885013 *	1,005560 *	0,906222	0,099338	0,009868	0,099338	0,098789	0,098789
Espart	0,886969 *	1,182250 *	0,888913	0,293337	0,086046	0,293337	0,248117	0,248117
Estoril-Sol	0,972359 *	0,161301	0,964456	-0,803155	0,645058	0,803155	4,979232	-4,979232
Inapa	0,386586 *	0,423289 *	0,431361	-0,008072	0,000065	0,008072	0,019069	-0,019069
Inpasa	1,646570 *	2,306410 *	1,555090	0,751320	0,564482	0,751320	0,325753	0,325753
ITI	0,321291 *	0,791733 *	0,382171	0,409562	0,167741	0,409562	0,517298	0,517298
Lusomundo	0,610335 *	0,498282 *	0,643768	-0,145486	0,021166	0,145486	0,291975	-0,291975
Mague	0,397416 *	0,299373	0,474591	-0,175218	0,030701	0,175218	0,585282	-0,585282
Modelo-Continente	1,297020 *	0,964932 *	1,285096	-0,320164	0,102505	0,320164	0,331800	-0,331800
Portugal Telecom	0,992930 *	0,904762 *	0,991043	-0,086281	0,007444	0,086281	0,095364	-0,095364
Reditus	0,646883 *	0,842491 *	0,672392	0,170099	0,028934	0,170099	0,201900	0,201900
Semapa	1,127330 *	0,890628 *	1,119166	-0,228538	0,052230	0,228538	0,256604	-0,256604
Somague	1,248830 *	0,992694 *	1,213813	-0,221119	0,048894	0,221119	0,222746	-0,222746
Sonae Investimento	1,216800 *	0,781355 *	1,209684	-0,428329	0,183465	0,428329	0,548187	-0,548187
Unicer	0,784330 *	0,316428 *	0,788015	-0,471587	0,222394	0,471587	1,490345	-1,490345
					<u>3,533886</u>	<u>7,642659</u>	<u>13,552456</u>	<u>-7,629161</u>

N= 25

EQM= 0,141355

EAM= 0,305706

EPAM= 54,2098%

EPM= -30,5166%

Quadro 73 - Estimação Temporal dos Betas
Previsão Betas de 1997: Técnica de Vasicek
Betas Anuais/ Dados Quinzenais
Utilização de todos os dados 1996

Betas	β_{im-1}	β_{im}	$\hat{\beta}_{im}$	et	et ²	et	et / β_{im}	et/ β_{im}
Previsão de 1997								
A. Silva & Silva	1,16967	0,538699 *	1,01753	-0,478831	0,229279	0,478831	0,888865	-0,888865
BCP	0,936165 *	1,12486 *	0,924818	0,2000425	0,040017	0,200042	0,177838	0,177838
BES	0,705922 *	1,14087 *	0,720972	0,4198977	0,176314	0,419898	0,36805	0,36805
BPI-SGPS	0,545414	1,21479 *	0,623657	0,5911329	0,349438	0,591133	0,486613	0,486613
C. S. Império	0,062148	1,1342 *	0,195207	0,9389935	0,881709	0,938993	0,827891	0,827891
C. S. Mundial confiança	0,149948	1,62876 *	0,312447	1,3163127	1,732679	1,316313	0,808169	0,808169
C. S. Tranquilidade	0,375735	0,309782	0,404678	-0,094896	0,009005	0,094896	0,306332	-0,306332
Caima	1,18131	0,582233 *	1,053753	-0,47152	0,222331	0,47152	0,809848	-0,809848
Cimpor	2,04383 *	1,31894 *	1,814297	-0,495357	0,245378	0,495357	0,375572	-0,375572
Corticeira Amorim	2,07247 *	1,30121 *	1,67788	-0,37667	0,14188	0,37667	0,289477	-0,289477
Espart	-0,580807	0,764667 *	0,276395	0,4882721	0,23841	0,488272	0,638542	0,638542
Estoril-Sol	0,647803	0,750012 *	0,806573	-0,056561	0,003199	0,056561	0,075413	-0,075413
Inapa	0,228092	0,742101 *	0,424652	0,3174488	0,100774	0,317449	0,42777	0,42777
ITI	1,80816	0,190494	1,057341	-0,866847	0,751423	0,866847	4,550519	-4,550519
Lisnave	-0,432076	3,83324	0,463652	3,3695882	11,35412	3,369588	0,879044	0,879044
Lusomundo	-0,291584	0,19323	0,561115	-0,367885	0,13534	0,367885	1,903873	-1,903873
Mague	2,70402 *	0,797193 *	1,679306	-0,882113	0,778123	0,882113	1,106524	-1,106524
Modelo-Continente	0,835832	1,1547 *	0,844559	0,3101412	0,096188	0,310141	0,26859	0,26859
Portugal Telecom	1,54632 *	1,10247 *	1,444474	-0,342004	0,116967	0,342004	0,310216	-0,310216
Reditus	0,081779	0,33932	0,727206	-0,387886	0,150456	0,387886	1,143127	-1,143127
Semapa	0,989001	1,08117 *	0,954753	0,1264172	0,015981	0,126417	0,116926	0,116926
Somague	1,03406	1,19385 *	0,946083	0,2477668	0,061388	0,247767	0,207536	0,207536
Sonae Investimento	1,91902 *	1,09164 *	1,726395	-0,634755	0,402915	0,634755	0,58147	-0,58147
Unicer	1,24819 *	0,549031 *	1,148795	-0,599764	0,359716	0,599764	1,092404	-1,092404
					18,59304	14,3811	18,64061	-8,22667

N= 24

EQM= 0,7747098

EAM= 0,5992126

EPAM= 77,6692%

EPM= -34,2778%



Quadro 74 - Estimação Temporal dos Betas
Previsão Betas de 1998: Técnica de Vasicek
Betas Anuais/ Dados Quinzenais
Utilização de todos os dados 1997

Betas	β_{im-1}	β_{im}	$^A\beta_{im}$	et	et ²	et	et / β_{im}	et/ β_{im}	
Previsão de 1998									
A. Silva & Silva	0,538699 *	1,31127 *	0,641047	0,670223	0,449198	0,670223	0,511125	0,511125	
BCP	1,12486 *	1,42554 *	1,091519	0,334021	0,111570	0,334021	0,234312	0,234312	
BES	1,14087 *	1,61835 *	1,111713	0,506637	0,256681	0,506637	0,313058	0,313058	
BPI-SGPS	1,21479 *	1,76071 *	1,171701	0,589009	0,346932	0,589009	0,334529	0,334529	
C. S. Império	1,1342 *	0,923149 *	1,058491	-0,135342	0,018317	0,135342	0,146609	-0,146609	
C. S. Mundial confiança	1,62876 *	1,6532 *	1,434718	0,218482	0,047735	0,218482	0,132157	0,132157	
C. S. Tranquilidade	0,309782	1,23816 *	0,385473	0,852687	0,727076	0,852687	0,688673	0,688673	
Caima	0,582233 *	1,48048 *	0,631255	0,849225	0,721183	0,849225	0,573615	0,573615	
Cimpor-SGPS	0,893361 *	0,670263 *	0,892408	-0,222145	0,049348	0,222145	0,331430	-0,331430	
Corticeira Amorim	1,30121 *	0,742764	1,158775	-0,416011	0,173066	0,416011	0,560086	-0,560086	
EDP	0,661873 *	0,864061 *	0,729591	0,134470	0,018082	0,134470	0,155625	0,155625	
Espart	0,764667 *	0,633648	0,800469	-0,166821	0,027829	0,166821	0,263270	-0,263270	
Estoril-Sol	0,750012 *	0,959403 *	0,804294	0,155109	0,024059	0,155109	0,161672	0,161672	
Inapa	0,742101 *	0,397581	0,801132	-0,403551	0,162854	0,403551	1,015017	-1,015017	
Inarsa	1,66341 *	1,15635 *	1,052739	0,103611	0,010735	0,103611	0,089602	0,089602	
ITI	0,190494	0,3132	0,330071	-0,016871	0,000285	0,016871	0,053866	-0,053866	
Lusomundo	0,19323	1,20789 *	0,439520	0,768370	0,590392	0,768370	0,636125	0,636125	
Mague	0,797193 *	0,947859	0,829302	0,118557	0,014056	0,118557	0,125078	0,125078	
Modelo-Continente	1,1547 *	0,853918 *	1,108324	-0,254406	0,064723	0,254406	-0,297928	-0,297928	
Portugal Telecom	1,10247 *	0,500369	1,071868	-0,571499	0,326611	0,571499	1,142155	-1,142155	
Reditus	0,33932	0,93689	0,461804	0,475086	0,225707	0,475086	0,507088	0,507088	
Semapa	1,08117 *	0,976935 *	1,053371	-0,076436	0,005842	0,076436	0,078241	-0,078241	
Somague	1,19385 *	1,08251 *	1,112646	-0,030136	0,000908	0,030136	0,027839	-0,027839	
Sonae Investimento	1,09164 *	0,645265 *	1,056714	-0,411449	0,169290	0,411449	0,637643	-0,637643	
Unicer	0,549031 *	0,394262	0,580250	-0,185988	0,034592	0,185988	0,471738	-0,471738	
						4,57707	8,666141	9,488481	-0,563162

N= 25

EQM= 0,1830828

EAM= 0,3466457

EPAM= 37,9539%

EPM= -2,2526%

Quadro 75 - Estimação Temporal dos Betas - Modelo Naive: Betas anuais/Dados diários

Previsão: $\hat{\beta}_{im} = \beta_{im-1}$

Utilização dos betas de 1996 para prever os betas de 1997

Betas	β_{im-1}	β_{im}	$\hat{\beta}_{im}$	et	et ²	et	et / β_{im}	et/ β_{im}	
Previsão: 1997									
A. Silva & Silva	0,451988	0,725226 *	0,451988	0,273238	0,074659	0,273238	0,376763	0,376763	
BCP	1,199370 *	1,204050 *	1,199370	0,004680	0,000022	0,004680	0,003887	0,003887	
BES	0,503686 *	0,956369 *	0,503686	0,452683	0,204922	0,452683	0,473335	0,473335	
BPI-SGSPS	0,762708 *	1,237230 *	0,762708	0,474522	0,225171	0,474522	0,383536	0,383536	
C. S. Império	0,321399	1,045560 *	0,321399	0,724161	0,524409	0,724161	0,692606	0,692606	
C. S. Mundial confiança	0,514343 *	1,564060 *	0,514343	1,049717	1,101906	1,049717	0,671149	0,671149	
C. S. Tranquilidade	0,376948 *	0,208681 *	0,376948	-0,168267	0,028314	0,168267	0,806336	-0,806336	
Caima	0,404978	0,315811 *	0,404978	-0,089167	0,007951	0,089167	0,282343	-0,282343	
Cimpor	0,939087 *	0,913061 *	0,939087	-0,026026	0,000677	0,026026	0,028504	-0,028504	
Corticeira Amorim	1,313660 *	1,111280 *	1,313660	-0,202380	0,040958	0,202380	0,182114	-0,182114	
Espart	0,725879	0,886969 *	0,725879	0,161090	0,025950	0,161090	0,181619	0,181619	
Estoril-Sol	-0,346622	0,972359 *	-0,346622	1,318981	1,739711	1,318981	1,356475	1,356475	
Inapa	0,638278 *	0,386586 *	0,638278	-0,251692	0,063349	0,251692	0,651063	-0,651063	
ITI	0,546150	0,321291 *	0,546150	-0,224859	0,050562	0,224859	0,699861	-0,699861	
Lisnave	-0,333502	0,153194	-0,333502	0,486696	0,236873	0,486696	3,176991	3,176991	
Lusomundo	-0,024440	0,610335 *	-0,024440	0,634775	0,402939	0,634775	1,040044	1,040044	
Mague	1,124070 *	0,397416 *	1,124070	-0,726654	0,528026	0,726654	1,828447	-1,828447	
Modelo-Continente	0,569466 *	1,297020 *	0,569466	0,727554	0,529335	0,727554	0,560943	0,560943	
Portugal Telecom	1,337620 *	0,992930 *	1,337620	-0,344690	0,118811	0,344690	0,347144	-0,347144	
Reditus	0,368258	0,646883 *	0,368258	0,278625	0,077632	0,278625	0,430719	0,430719	
Semapa	0,811434 *	1,127330 *	0,811434	0,315896	0,099790	0,315896	0,280216	0,280216	
Somague	1,262870 *	1,248830 *	1,262870	-0,014040	0,000197	0,014040	0,011243	-0,011243	
Sonae Investimento	1,119890 *	1,216800 *	1,119890	0,096910	0,009392	0,096910	0,079643	0,079643	
Unicer	0,819668 *	0,784330 *	0,819668	-0,035338	0,001249	0,035338	0,045055	-0,045055	
						6,092804	9,082641	14,590035	4,825815

N= 24

EQM= 0,2538668

EAM= 0,3784434

EPAM= 60,7918%

EPM= 20,1076%

Quadro 76 - Estimação Temporal dos Betas - Modelo Naive: Betas anuais/Dados diários

Previsão: $\hat{\beta}_{im} = \beta_{im-1}$

Utilização dos betas de 1997 para prever os betas de 1998

Betas	β_{im-1}	β_{im}	$\hat{\beta}_{im}$	et	et ²	et	et / β_{im}	et/ β_{im}
Previsão: 1997								
A. Silva & Silva	0,725226 *	0,551000 *	0,725226	-0,174226	0,030355	0,174226	0,316200	-0,316200
BCP	1,204050 *	1,046130 *	1,204050	-0,157920	0,024939	0,157920	0,150956	-0,150956
BES	0,956369 *	0,999343 *	0,956369	0,042974	0,001847	0,042974	0,043002	0,043002
BPI-SGPS	1,237230 *	1,045410 *	1,237230	-0,191820	0,036795	0,191820	0,183488	-0,183488
C. S. Império	1,045560 *	1,208800 *	1,045560	0,163240	0,026647	0,163240	0,135043	0,135043
C. S. Mundial confiança	1,564060 *	1,073060 *	1,564060	-0,491000	0,241081	0,491000	0,457570	-0,457570
C. S. Tranquilidade	0,208681 *	0,770809 *	0,208681	0,562128	0,315988	0,562128	0,729270	0,729270
Caima	0,315811 *	1,140920 *	0,315811	0,825109	0,680805	0,825109	0,723196	0,723196
Cimpor-SGPS	0,967697 *	0,684866 *	0,967697	-0,282831	0,079993	0,282831	0,412973	-0,412973
Corticeira Amorim	1,111280 *	0,866813 *	1,111280	-0,244467	0,059764	0,244467	0,282030	-0,282030
EDP	0,885013 *	1,005560 *	0,885013	0,120547	0,014532	0,120547	0,119880	0,119880
Espart	0,886969 *	1,182250 *	0,886969	0,295281	0,087191	0,295281	0,249762	0,249762
Estoril-Sol	0,972359 *	0,161301	0,972359	-0,811058	0,657815	0,811058	5,028227	-5,028227
Gestnave	-2,752680	0,867033 *	-2,752680	3,619713	13,102322	3,619713	4,174827	4,174827
Inapa	0,386586 *	0,423289 *	0,386586	0,036703	0,001347	0,036703	0,086709	0,086709
Inparsa	1,646570 *	2,306410 *	1,646570	0,659840	0,435389	0,659840	0,286090	0,286090
Investec	0,268815	0,062336	0,268815	-0,206479	0,042634	0,206479	3,312356	-3,312356
ITI	0,321291 *	0,791733 *	0,321291	0,470442	0,221316	0,470442	0,594193	0,594193
Lusomundo	0,610335 *	0,498282 *	0,610335	-0,112053	0,012556	0,112053	0,224879	-0,224879
Mague	0,397416 *	0,299373	0,397416	-0,098043	0,009612	0,098043	0,327494	-0,327494
Modelo-Continente	1,297020 *	0,964932 *	1,297020	-0,332088	0,110282	0,332088	-0,344157	-0,344157
Portugal Telecom	0,992930 *	0,904762 *	0,992930	-0,088168	0,007774	0,088168	0,097449	-0,097449
Redítus	0,646883 *	0,842491 *	0,646883	0,195608	0,038262	0,195608	0,232178	0,232178
Semapa	1,127330 *	0,890628 *	1,127330	-0,236702	0,056028	0,236702	0,265770	-0,265770
Somague	1,248830 *	0,992694 *	1,248830	-0,256136	0,065606	0,256136	0,258021	-0,258021
Sonae Imobiliária	0,275687	1,088700 *	0,275687	0,813013	0,660990	0,813013	0,746774	0,746774
Sonae Investimento	1,216800 *	0,781355 *	1,216800	-0,435445	0,189612	0,435445	0,557295	-0,557295
Unicer	0,784330 *	0,316428 *	0,784330	-0,467902	0,218932	0,467902	1,478700	-1,478700
					17,430414	12,390936	21,818488	-5,576638

N= 28

EQM= 0,622515

EAM= 0,442533

EPAM= 77,9232%

EPM= -19,9166%

Quadro 77 - Estimação Temporal dos Betas - Modelo Naive : Betas anuais/Dados quinzenais

Previsão: $\hat{\beta}_{im} = \beta_{im-1}$

Utilização dos betas de 1996 para prever os betas de 1997

Betas	β_{im-1}	β_{im}	$\hat{\beta}_{im}$	et	et ²	et	et / β_{im}	et/ β_{im}
Previsão: 1997								
A. Silva & Silva	1,169670	0,538699 *	1,169670	-0,630971	0,398124	0,630971	1,171287	-1,171287
BCP	0,936165 *	1,124860 *	0,936165	0,188695	0,035606	0,188695	0,167750	0,167750
BES	0,705922 *	1,140870 *	0,705922	0,434948	0,189180	0,434948	0,381242	0,381242
BPI-SGPS	0,545414	1,214790 *	0,545414	0,669376	0,448064	0,669376	0,551022	0,551022
C. S. Império	0,062148	1,134200 *	0,062148	1,072052	1,149295	1,072052	0,945205	0,945205
C. S. Mundial confiança	0,149948	1,628760 *	0,149948	1,478812	2,186885	1,478812	0,907937	0,907937
C. S. Tranquilidade	0,375735	0,309782	0,375735	-0,065953	0,004350	0,065953	0,212901	-0,212901
Caima	1,181310	0,582233 *	1,181310	-0,599077	0,358893	0,599077	1,028930	-1,028930
Cimpor	2,043830 *	1,318940 *	2,043830	-0,724890	0,525466	0,724890	0,549600	-0,549600
Corticeira Amorim	2,072470 *	1,301210 *	2,072470	-0,771260	0,594842	0,771260	0,592725	-0,592725
Espart	-0,580807	0,764667 *	-0,580807	1,345474	1,810300	1,345474	1,759555	1,759555
Estoril-Sol	0,647803	0,750012 *	0,647803	0,102209	0,010447	0,102209	0,136276	0,136276
Inapa	0,228092	0,742101 *	0,228092	0,514009	0,264205	0,514009	0,692640	0,692640
ITI	1,808160	0,190494	1,808160	-1,617666	2,616843	1,617666	8,491953	-8,491953
Lisnave	-0,432076	3,833240	-0,432076	4,265316	18,192921	4,265316	1,112718	1,112718
Lusomundo	-0,291584	0,193230	-0,291584	0,484814	0,235045	0,484814	2,509000	2,509000
Mague	2,704020 *	0,797193 *	2,704020	-1,906827	3,635989	1,906827	2,391926	-2,391926
Modelo-Continente	0,835832	1,154700 *	0,835832	0,318868	0,101677	0,318868	0,276148	0,276148
Portugal Telecom	1,546320 *	1,102470 *	1,546320	-0,443850	0,197003	0,443850	0,402596	-0,402596
Reditus	0,081779	0,339320	0,081779	0,257541	0,066327	0,257541	0,758992	0,758992
Semapa	0,989001	1,081170 *	0,989001	0,092169	0,008495	0,092169	0,085249	0,085249
Somague	1,034060	1,193850 *	1,034060	0,159790	0,025533	0,159790	0,133844	0,133844
Sonae Investimento	1,919020 *	1,091640 *	1,919020	-0,827380	0,684558	0,827380	0,757924	-0,757924
Unicer	1,248190 *	0,549031 *	1,248190	-0,699159	0,488823	0,699159	1,273442	-1,273442
					34,228871	19,671106	27,290864	-6,455704

N= 24

EQM= 1,426203

EAM= 0,8196294

EPAM= 113,7119%

EPM= -26,8988%

Quadro 78 - Estimação Temporal dos Betas - Modelo Naive : Betas anuais/Dados quinzenais

Previsão: $\hat{\beta}_{im} = \beta_{im-1}$

Utilização dos betas de 1997 para prever os betas de 1998

Betas	β_{im-1}	β_{im}	$\hat{\beta}_{im}$	et	et ²	et	et / β_{im}	et/ β_{im}
Previsão: 1997								
A. Silva & Silva	0,538699 *	1,311270 *	0,538699	0,772571	0,596866	0,772571	0,589178	0,589178
BCP	1,124860 *	1,425540 *	1,124860	0,300680	0,090408	0,300680	0,210924	0,210924
BES	1,140870 *	1,618350 *	1,140870	0,477480	0,227987	0,477480	0,295041	0,295041
BPI-SGPS	1,214790 *	1,760710 *	1,214790	0,545920	0,298029	0,545920	0,310057	0,310057
C. S. Império	1,134200 *	0,923149 *	1,134200	-0,211051	0,044543	0,211051	0,228621	-0,228621
C. S. Mundial confiança	1,628760 *	1,653200 *	1,628760	0,024440	0,000597	0,024440	0,014783	0,014783
C. S. Tranquilidade	0,309782	1,238160 *	0,309782	0,928378	0,861886	0,928378	0,749805	0,749805
Caima	0,582233 *	1,480480 *	0,582233	0,898247	0,806848	0,898247	0,606727	0,606727
Cimpor-SGPS	0,893361 *	0,670263 *	0,893361	-0,223098	0,049773	0,223098	0,332851	-0,332851
Corticeira Amorim	1,301210 *	0,742764	1,301210	-0,558446	0,311862	0,558446	0,751849	-0,751849
EDP	0,661873 *	0,864061 *	0,661873	0,202188	0,040880	0,202188	0,233997	0,233997
Espart	0,764667 *	0,633648	0,764667	-0,131019	0,017166	0,131019	0,206769	-0,206769
Estoril-Sol	0,750012 *	0,959403 *	0,750012	0,209391	0,043845	0,209391	0,218251	0,218251
Inapa	0,742101 *	0,397581	0,742101	-0,344520	0,118694	0,344520	0,866540	-0,866540
Inparsa	1,663410 *	1,156350 *	1,663410	-0,507060	0,257110	0,507060	0,438500	-0,438500
ITI	0,190494	0,313200	0,190494	0,122706	0,015057	0,122706	0,391782	0,391782
Lusomundo	0,193230	1,207890 *	0,193230	1,014660	1,029535	1,014660	0,840027	0,840027
Mague	0,797193 *	0,947859	0,797193	0,150666	0,022700	0,150666	0,158954	0,158954
Modelo-Continente	1,154700 *	0,853918 *	1,154700	-0,300782	0,090470	0,300782	0,352238	-0,352238
Portugal Telecom	1,102470 *	0,500369	1,102470	-0,602101	0,362526	0,602101	1,203314	-1,203314
Reditus	0,339320	0,936890	0,339320	0,597570	0,357090	0,597570	0,637823	0,637823
Semapa	1,081170 *	0,976935 *	1,081170	-0,104235	0,010865	0,104235	0,106696	-0,106696
Somague	1,193850 *	1,082510 *	1,193850	-0,111340	0,012397	0,111340	0,102854	-0,102854
Sonae Investimento	1,091640 *	0,645265 *	1,091640	-0,446375	0,199251	0,446375	0,691770	-0,691770
Unicer	0,549031 *	0,394262	0,549031	-0,154769	0,023953	0,154769	0,392554	-0,392554
					5,890335	9,939693	10,931904	-0,417207

N= 25

EQM= 0,235613

EAM= 0,397588

EPAM= 43,7276%

EPM= -1,6688%

Quadro 79 - Estimação Temporal dos Betas - Modelo Naive: Betas anuais/Dados diários

Previsão: $\hat{\beta}_{im} = \beta_{im-1} \text{Méd.}(93/96)$

Utilização do beta médio entre 1993 e 1996 para prever os betas de 1997

Betas	$\beta_{im-1} \text{ Méd.}$	β_{im}	$\hat{\beta}_{im}$	et	et ²	et	et / β_{im}	et/ β_{im}
Previsão: 1997								
BCP	1,156153	1,20405	1,156153	0,047897	0,002294	0,047897	0,039780	0,039780
BES	0,676317	0,956369	0,676317	0,280053	0,078429	0,280053	0,292829	0,292829
C. S. Império	0,565408	1,04556	0,565408	0,480152	0,230546	0,480152	0,459230	0,459230
C. S. Mundial confiança	0,627591	1,56406	0,627591	0,936469	0,876975	0,936469	0,598743	0,598743
C. S. Tranquilidade	0,532756	0,208681	0,532756	-0,324075	0,105025	0,324075	1,552968	-1,552968
Caima	0,821032	0,315811	0,821032	-0,505221	0,255248	0,505221	1,599756	-1,599756
Corticeira Amorim	1,276489	1,11128	1,276489	-0,165209	0,027294	0,165209	0,148666	-0,148666
Espart	0,680226	0,886969	0,680226	0,206743	0,042743	0,206743	0,233089	0,233089
Estoril-Sol	0,225407	0,972359	0,225407	0,746952	0,557937	0,746952	0,768185	0,768185
Inapa	0,796203	0,386586	0,796203	-0,409617	0,167786	0,409617	1,059574	-1,059574
ITI	0,610944	0,321291	0,610944	-0,289653	0,083899	0,289653	0,901527	-0,901527
Mague	0,450634	0,397416	0,450634	-0,053218	0,002832	0,053218	0,133911	-0,133911
Modelo-Continente	0,770063	1,29702	0,770063	0,526957	0,277684	0,526957	0,406283	0,406283
Portugal Telecom	0,937106	0,99293	0,937106	0,055824	0,003116	0,055824	0,056221	0,056221
Reditus	0,943105	0,646883	0,943105	-0,296222	0,087747	0,296222	0,457921	-0,457921
Semapa	0,839012	1,12733	0,839012	0,288319	0,083128	0,288319	0,255753	0,255753
Somague	1,162015	1,24883	1,162015	0,086815	0,007537	0,086815	0,069517	0,069517
Sonae Investimento	1,81185	1,2168	1,811850	-0,595050	0,354085	0,595050	0,489029	-0,489029
Unicer	0,807296	0,78433	0,807296	-0,022966	0,000527	0,022966	0,029281	-0,029281
					3,244830	6,317410	9,552263	-3,193002

N= 19

EQM= 0,1707805

EAM= 0,3324953

EPAM= 50,2751%

EPM= -16,8053%

Quadro 80 - Estimação Temporal dos Betas - Modelo Naive: Betas anuais/Dados diários

Previsão: $\hat{\beta}_{im} = \beta_{im-1 \text{ Médio}}(93/97)$

Utilização do beta médio entre 1993 e 1997 para prever os betas de 1998

Betas	$\beta_{im-1 \text{ Méd.}}$	β_{im}	$\hat{\beta}_{im}$	et	et ²	et	et / β_{im}	et/ β_{im}
Previsão: 1998								
BCP	1,204050	1,046130	1,204050	-0,157920	0,024939	0,157920	0,150956	-0,150956
BES	0,956369	0,999343	0,956369	0,042974	0,001847	0,042974	0,043002	0,043002
C. S. Império	1,045560	1,208800	1,045560	0,163240	0,026647	0,163240	0,135043	0,135043
C. S. Mundial confiança	1,564060	1,073060	1,564060	-0,491000	0,241081	0,491000	0,457570	-0,457570
C. S. Tranquilidade	0,208681	0,770809	0,208681	0,562128	0,315988	0,562128	0,729270	0,729270
Caima	0,315811	1,140920	0,315811	0,825109	0,680805	0,825109	0,723196	0,723196
Corticeira Amorim	1,111280	0,866813	1,111280	-0,244467	0,059764	0,244467	0,282030	-0,282030
Espart	0,886969	1,182250	0,886969	0,295281	0,087191	0,295281	0,249762	0,249762
Estoril-Sol	0,972359	0,161301	0,972359	-0,811058	0,657815	0,811058	5,028227	-5,028227
Inapa	0,386586	0,423289	0,386586	0,036703	0,001347	0,036703	0,086709	0,086709
ITI	0,321291	0,791733	0,321291	0,470442	0,221316	0,470442	0,594193	0,594193
Mague	0,397416	0,299373	0,397416	-0,098043	0,009612	0,098043	0,327494	-0,327494
Modelo-Continente	1,297020	0,964932	1,297020	-0,332088	0,110282	0,332088	0,344157	-0,344157
Portugal Telecom	0,992930	0,904762	0,992930	-0,088168	0,007774	0,088168	0,097449	-0,097449
Reditus	0,646883	0,842491	0,646883	0,195608	0,038262	0,195608	0,232178	0,232178
Semapa	1,127330	0,890628	1,127330	-0,236702	0,056028	0,236702	0,265770	-0,265770
Somague	1,248830	0,992694	1,248830	-0,256136	0,065606	0,256136	0,258021	-0,258021
Sonae Investimento	1,216800	0,781355	1,216800	-0,435445	0,189612	0,435445	0,557295	-0,557295
Unicer	0,784330	0,316428	0,784330	-0,467902	0,218932	0,467902	1,478700	-1,478700
					3,014848	6,210414	12,041022	-6,454315

N= 19

EQM= 0,1586762

EAM= 0,3268639

EPAM= 63,3738%

EPM= -33,9701%



Quadro 81 - Estimação Temporal dos Betas - Modelo Naïve: Betas anuais/Dados quinzenais

Previsão: $\hat{\beta}_{im} = \beta_{im-1} \text{Médio}(93/96)$

Utilização do beta médio entre 1993 e 1996 para prever os betas de 1997

Betas	$\beta_{im-1} \text{ Méd.}$	β_{im}	$\hat{\beta}_{im}$	et	et ²	et	et / β_{im}	et/ β_{im}
Previsão: 1997								
BCP	1,049634	1,124860	1,049634	0,075226	0,005659	0,075226	0,066876	0,066876
BES	0,687719	1,140870	0,687719	0,453152	0,205346	0,453152	0,397198	0,397198
C. S. Império	0,815038	1,134200	0,815038	0,319162	0,101865	0,319162	0,281399	0,281399
C. S. Mundial confiança	0,377870	1,628760	0,377870	1,250890	1,564726	1,250890	0,768002	0,768002
C. S. Tranquilidade	0,693795	0,309782	0,693795	-0,384013	0,147466	0,384013	1,239622	-1,239622
Caima	1,468352	0,582233	1,468352	-0,886119	0,785207	0,886119	1,521932	-1,521932
Corticeira Amorim	1,258080	1,301210	1,258080	0,043130	0,001860	0,043130	0,033146	0,033146
Espart	0,157219	0,764667	0,157219	0,607448	0,368993	0,607448	0,794396	0,794396
Estoril-Sol	0,392936	0,750012	0,392936	0,357076	0,127503	0,357076	0,476093	0,476093
Inapa	0,895617	0,742101	0,895617	-0,153516	0,023567	0,153516	0,206866	-0,206866
ITI	0,794471	0,190494	0,794471	-0,603977	0,364788	0,603977	3,170583	-3,170583
Mague	1,117725	0,797193	1,117725	-0,320532	0,102741	0,320532	0,402076	-0,402076
Modelo-Continente	1,070365	1,154700	1,070365	0,084335	0,007112	0,084335	0,073036	0,073036
Portugal Telecom	0,992162	1,102470	0,992162	0,110309	0,012168	0,110309	0,100056	0,100056
Reditus	-0,024050	0,339320	-0,024050	0,363370	0,132037	0,363370	1,070876	1,070876
Semapa	0,949303	1,081170	0,949303	0,131868	0,017389	0,131868	-0,121967	0,121967
Somague	1,361790	1,193850	1,361790	-0,167940	0,028204	0,167940	0,140671	-0,140671
Sonae Investimento	1,885911	1,091640	1,885911	-0,794271	0,630866	0,794271	0,727594	-0,727594
Unicer	1,422798	0,549031	1,422798	-0,873767	0,763468	0,873767	1,591470	-1,591470
					5,390966	7,980099	13,183859	-4,817769

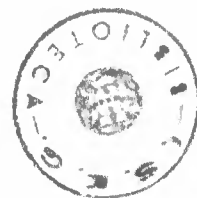
N= 19

EQM= 0,2837351

EAM= 0,4200052

EPAM= 69,3887%

EPM= -25,3567%



Quadro 82 - Estimação Temporal dos Betas - Modelo *Naive* : Betas anuais/Dados quinzenais

Previsão: $\hat{\beta}_{im} = \beta_{im-1} \text{Méd}(93/97)$

Utilização do beta médio entre 1993 e 1997 para prever os betas de 1998

Betas	$\beta_{im-1} \text{ Méd.}$	β_{im}	$\hat{\beta}_{im}$	et	et ²	et	et / β_{im}	et/ β_{im}
Previsão: 1998								
BCP	1,064679	1,425540	1,064679	0,360861	0,130221	0,360861	0,253140	0,253140
BES	0,778349	1,618350	0,778349	0,840001	0,705602	0,840001	0,519048	0,519048
C. S. Império	0,878870	0,923149	0,878870	0,044279	0,001961	0,044279	0,047965	0,047965
C. S. Mundial:confiança	0,628048	1,653200	0,628048	1,025152	1,050937	1,025152	0,620102	0,620102
C. S. Tranquilidade	0,616992	1,238160	0,616992	0,621168	0,385850	0,621168	0,501686	0,501686
Caima	1,291128	1,480480	1,291128	0,189352	0,035854	0,189352	0,127899	0,127899
Corticeira Amorim	1,266706	0,742764	1,266706	-0,523942	0,274515	0,523942	0,705395	-0,705395
Espart	0,278708	0,633648	0,278708	0,354940	0,125982	0,354940	0,560153	0,560153
Estoril-Sol	0,464351	0,959403	0,464351	0,495052	0,245076	0,495052	0,516000	0,516000
Inapa	0,864913	0,397581	0,864913	-0,467332	0,218400	0,467332	1,175439	-1,175439
ITI	0,673676	0,313200	0,673676	-0,360476	0,129943	0,360476	1,150944	-1,150944
Mague	1,037592	0,947859	1,037592	-0,089733	0,008052	0,089733	0,094669	-0,094669
Modelo-Continente	1,087232	0,853918	1,087232	-0,233314	0,054435	0,233314	0,273228	-0,273228
Portugal Telecom	1,028931	0,500369	1,028931	-0,528562	0,279378	0,528562	1,056344	-1,056344
Reditus	0,048624	0,936890	0,048624	0,888266	0,789016	0,888266	0,948100	0,948100
Semapa	0,993258	0,976935	0,993258	-0,016323	0,000266	0,016323	0,016709	-0,016709
Somague	1,319805	1,082510	1,319805	-0,237295	0,056309	0,237295	0,219208	-0,219208
Sonae Investimento	1,727057	0,645265	1,727057	-1,081792	1,170273	1,081792	1,676508	-1,676508
Unicer	1,248044	0,394262	1,248044	-0,853782	0,728944	0,853782	2,165520	-2,165520
					6,391013	9,211621	12,628056	-4,439871

N= 19

EQM= 0,3363691

EAM= 0,4848222

EPAM= 66,4635%

EPM= -23,3677%

