

COPPEAD/UFRJ

RELATÓRIO COPPEAD Nº 269

ESTIMAÇÃO DO BETA DE AÇÕES ATRAVÉS
DO MÉTODO DOS COEFICIENTES AGREGADOS

Newton C.A. da Costa Jr.*
Emílio A. Menezes**
Eduardo Facó Lemgruber***

Jan. 1993

* Professor do Departamento de Engenharia de Produção e Sistemas da UFSC.

** Professor do Departamento de Engenharia de Produção e Sistemas da UFSC.

*** Professor do COPPEAD/UFRJ.

1 INTRODUÇÃO

A área de Finanças tem tido notável evolução nos últimos anos. Vários conceitos, que antes eram usados sem muita fundamentação, foram aprimorados e revestidos de sólida base teórica. Entre estes conceitos está a noção de risco, que é o foco principal do Modelo de Formação de Preços de Ativos (CAPM). Este modelo se constitui em um dos principais paradigmas usados na área de decisão sobre investimentos em ativos de risco, sejam ações, debêntures, *commodities* e mesmo em seleção de projetos.

O CAPM, que é um modelo normativo proposto simultaneamente por SHARPE (1964), TREYNOR (1961) e LINTNER (1965), na década de sessenta, entre outros autores que o aperfeiçoaram mais tarde, estabelece que o retorno esperado de equilíbrio para qualquer ativo de risco é uma função linear de sua covariância com os retornos da carteira de mercado dividida pela variância dos retornos desta última. A carteira de mercado deve ser composta por todos os ativos de risco negociados na economia, proporcionalmente ao seu valor.

Esta covariância entre os retornos de um ativo e os retornos da carteira de mercado dividida pela sua variância é denominada de BETA (β) ou coeficiente de risco sistemático do ativo em questão. O CAPM, na sua versão mais simples, pode ser representado pela seguinte equação:

$$E(\tilde{R}_j) = R_F + [E(\tilde{R}_M) - R_F] \beta_j \quad (1)$$

onde $E(\tilde{R}_j)$ é o valor esperado do retorno do ativo j , R_F é o retorno de um ativo livre de risco, $E(\tilde{R}_M)$ é o valor esperado do retorno da carteira de mercado e β_j é o coeficiente de risco sistemático do ativo j , calculado por $COV(\tilde{R}_j, \tilde{R}_M) / VAR(\tilde{R}_M)$.

Este modelo distingue dois tipos de risco associados a um investimento: o risco diversificável, ou não sistemático, e o risco não diversificável ou sistemático. O primeiro não é recompensado porque pode ser neutralizado por uma seleção cuidadosa de uma carteira de investimentos. Somente o risco sistemático associado a um investimento é que deve ser levado em consideração na formação de preços de títulos, no contexto do CAPM.

1.1 DETERMINAÇÃO DO COEFICIENTE DE RISCO SISTEMÁTICO - BETA (β)

O coeficiente beta pode ser estimado fazendo-se a regressão linear entre os retornos históricos observados da ação, ou de outro ativo de risco considerado, e os retornos históricos da carteira de mercado, durante uma amostra de tempo considerada típica para refletir o relacionamento entre a ação e a carteira de mercado. Esta regressão, denominada de Modelo de Mercado e que supõe uma relação linear entre as variáveis \tilde{R}_j e \tilde{R}_M , é dada pela seguinte equação:

$$R_{j,t} = a_j + b_j R_{M,t} + \tilde{\epsilon}_{j,t} \quad (2)$$

onde $R_{j,t}$ é o retorno do ativo j , no período t , $R_{M,t}$ é o retorno da carteira de mercado, no período t , a_j e b_j são os parâmetros, específicos do ativo j , a serem estimados a partir de dados históricos, e $\tilde{\epsilon}_{j,t}$ é o erro aleatório, suposto independente e identicamente distribuído e com valor esperado igual a zero.

Observa-se que na equação acima, o coeficiente de inclinação da reta, b_j , é dado por $COV(R_j, R_M) / VAR(R_M)$, exatamente o beta (β) definido no CAPM.

1.2 O PROBLEMA DA POUCA FREQUÊNCIA DE TRANSAÇÕES

A baixa frequência de transações das ações pode causar uma série de problemas tanto na construção de índices compostos por estas ações como também na estimação dos betas destas ações.

O problema na construção de índices de ações, constatado há muito tempo por WORKING (1960), FISHER (1966), entre outros, decorre da falta de sincronismo nas negociações das ações, o que induz uma autocorrelação positiva na série de retornos de um índice de ações formado por elas, mesmo que estas ações não apresentem, individualmente, autocorrelação em seus retornos. Por exemplo, suponha que um índice de ações tenha determinado valor no dia 31 de outubro de 19x2, mas que uma das ações que o compõe teve seu último negócio realizado em 25 de outubro. Neste caso, seu valor de fechamento mensal será uma média do fechamento das ações entre o período de 25 a 31 de outubro. Este fato, como demonstrou WORKING (1960), acarreta uma autocorrelação positiva na série de retornos do índice de preços formado por estas ações, fazendo com que a estimativa da variância desta série de retornos seja subestimada. Este fenômeno também ocorre a nível diário, ou seja, quando um índice de fechamento diário representa a média de preços de ações que tiveram seu último negócio antes do fechamento da bolsa.

O outro problema, que é o foco deste trabalho, é que a falta de sincronismo na negociação de ações acarreta um problema econométrico na estimação dos parâmetros da equação (2), do modelo de mercado. Principalmente, quando uma ação é pouco negociada, ao se estimar seu beta, a covariância dos retornos desta ação com os retornos do índice de mercado será subestimada, fazendo com que o beta desta ação também seja subestimado. Este problema econométrico ocorre principalmente ao se trabalhar com cotações e retornos diários. Assim, apesar de que com dados diários seja possível fazer testes estatísticos mais poderosos, deve-se tomar cuidado ao se estimar os parâmetros da equação do modelo de mercado.

Na próxima seção são apresentadas várias metodologias que procuram superar este problema de subestimação de beta.

2 ESTUDOS ANTERIORES

Existem diversas metodologias que tentam corrigir o problema da subestimação do beta de ações quando estas estão sujeitas a uma baixa freqüência de negociação. A seguir são descritas algumas destas metodologias.

2.1 RETORNOS SINCRÔNICOS

Este método se baseia no cálculo dos retornos sobre intervalos compreendidos entre negócios sucessivos da ação, fazendo-se a regressão destes retornos sobre os retornos do índice de mercado calculados sobre os mesmos intervalos.

Obviamente, este método é bastante trabalhoso, pois requer que para cada ação o preço negociado esteja associado à data de negociação. Além do mais, supõe-se que o índice de mercado seja composto por ações com alta freqüência de negócios. Mesmo com estas dificuldades, existem alguns trabalhos feitos nos mercados inglês e americano usando esta metodologia. Para uma discussão sobre o tema, vide os trabalhos de MARSH (1979) e SCHUWERT (1977).

2.2 AUMENTO DO INTERVALO DE TEMPO PARA O CÁLCULO DOS RETORNOS

Este método consiste em calcular os retornos de ações sobre intervalos de tempo cada vez maiores (de períodos diários para períodos semanais, mensais etc.), até que o beta da ação se torne invariante frente a novos aumentos do intervalo para o cálculo desses retornos.

SMITH (1978) constatou, no mercado americano, que o coeficiente de determinação da regressão dada pela equação (2) aumenta monotonicamente à medida que o intervalo para o cálculo dos retornos aumenta, o mesmo acontecendo para as estimativas do beta das ações.

HANDA et al. (1989) examinaram o comportamento do beta como uma função do tamanho do intervalo em que se calcula o retorno da ação. Mostraram que o beta variava com o tamanho do intervalo dos retornos porque a covariância entre os retornos da ação com os retornos do mercado não variava na mesma proporção que a variância dos retornos de mercado. Betas de ações agressivas ($\beta > 1$) aumentaram com o aumento do intervalo de cálculo dos retornos, ao passo que betas de ações defensivas ($\beta < 1$) diminuíram com o aumento do intervalo de cálculo dos retornos. Estes autores consideraram como intervalo ideal o retorno calculado em base anual.

O problema com esta metodologia é que se precisa de séries históricas de preço longas à medida que se aumenta os intervalos para o cálculo dos retornos e o uso de poucos valores de retornos faz com que a precisão estatística na estimação de beta seja pequena, ou seja, os betas serão menos capazes de explicar as variações nos retornos das ações.

2.3 O MÉTODO DE SCHOLLES-WILLIAMS

O método proposto por SCHOLLES e WILLIAMS (1977) considera mais duas variáveis independentes na equação (2) do Modelo de Mercado. Além da série temporal dos retornos de mercado, considera esta própria série com defasagem de uma fase (*lagged*) e outra com antecedência de uma fase (*leading*), como é mostrado na equação a seguir:

$$R_{j,t} = a_j + \sum_{k=-1}^1 b_{j,k} R_{M,t+k} + \tilde{v}_{j,t} \quad (3)$$

onde $R_{j,t}$ é o retorno da ação j no período t , a_j é o intercepto da regressão, $b_{j,k}$, (para $k = -1, 0, +1$), são os coeficientes de inclinação da regressão, $R_{M,t+k}$, (para $k = -1, 0, +1$), são as três séries dos retornos de mercado: com defasagem, sincrônica e com antecedência, respectivamente, sendo $\tilde{v}_{j,t}$ uma variável aleatória independente, identicamente distribuída e com valor esperado igual a zero.

Desta maneira, de acordo com SCHOLLES e WILLIAMS (1977), uma estimativa não viesada do beta da ação j , $\hat{\beta}_j$, será dada pela soma dos três coeficientes de inclinação da regressão acima $b_{j,k}$ ($k=-1,0,+1$), dividido por $(1+2r)$, onde r é a estimativa do coeficiente de autocorrelação da série de retornos do índice de mercado. Esta estimativa é mostrada na equação abaixo.

$$\hat{\beta}_j = \frac{\sum_{k=-1}^1 b_{j,k}}{(1+2r)} \quad (4)$$

Este método exige que o retorno de uma ação seja calculado e usado somente se ocorreu transação em períodos consecutivos de tempo, descartando da série de preços os valores que não são precedidos ou seguidos por uma transação adjacente no tempo, sendo o índice de mercado calculado como uma média de tais retornos.

Como mostra DIMSON (1979, p.208), este método, apesar de proporcionar uma estimativa não viesada do beta de ações pouco negociadas, tem uma eficiência estatística menor que o método dos coeficientes agregados, a ser descrito em seguida.

3 O MÉTODO DOS COEFICIENTES AGREGADOS (AC)

Os métodos descritos anteriormente têm sua importância para determinadas situações, contudo, nenhum deles é de aplicabilidade geral. O método dos coeficientes agregados (AC), proposto por DIMSON (1979), supera as falhas dos métodos acima descritos, com a vantagem de não necessitar associar datas de transação aos preços, além de proporcionar uma estimativa mais eficiente do risco sistemático das ações menos negociadas que o método de SCHOLLES e WILLIAMS (1977).

Este método sugere que se faça a regressão múltipla entre os retornos da ação em apreço e os retornos do índice de mercado juntamente com as várias séries destes retornos defasadas e antecedidas por k períodos de tempo (fases).

O critério para a determinação do número ótimo de períodos de tempo (k) é mostrado em DIMSON (1979, p.205)¹. Esta regressão múltipla é dada pela equação abaixo:

$$R_{j,t} = a_j + \sum_{-n}^n b_{j,k} R_{M,t+k} + \tilde{W}_{j,t} \quad (5)$$

onde $R_{M,t+k}$ é a série de retornos da carteira de mercado defasada/antecedida de k períodos de tempo ou fases em relação à série original.

A estimativa do beta da ação, $\hat{\beta}_j$, será dada pelo somatório de todos os coeficientes de inclinação desta regressão múltipla:

$$\hat{\beta}_j = \sum_{-n}^n b_{j,k} \quad (6)$$

onde $b_{j,k}$, $k=-n$ até $+n$, são os coeficientes da regressão e $R_{M,t+k}$, $k=-n$ até $+n$, são as várias séries defasadas, a série sincrônica e as séries antecedentes dos retornos de mercado.²

¹ Verifica-se que ao se aumentar o número de fases, tanto das séries defasadas como das séries antecedentes, o valor da estatística F, que se refere à significância global da regressão múltipla dada pela equação (5), diminui, chegando a ser estatisticamente insignificante para números de fase maiores que $k=10$, como será visto na seção 5.

² FOWLER e RORKE (1983) generalizaram a metodologia proposta por SCHOLLES e WILLIAMS (1977) para séries com defasagem e antecedência de dois períodos. ARIF et al. (1990) estenderam o procedimento para três períodos, para análise do mercado de Singapura. Estes autores notam que o procedimento proposto por FOWLER e RORKE estendido parece ser o melhor método, mas que o método proposto por DIMSON (1979) fornece resultados semelhantes sendo muito mais simples.

4 COLETA DE DADOS E METODOLOGIA

4.1 RETORNOS

Os dados para este trabalho foram coletados na Bolsa de Valores de São Paulo, para o período de janeiro de 1988 até dezembro de 1989. Compilaram-se os preços de fechamento diários, que foram ajustados aos proventos do período.

Para o cálculo dos retornos diários, foi suposto que os preços das ações seguissem o modelo de um caminho aleatório multiplicativo dado por:³

$$P_t = P_{t-1} (\exp[E(\tilde{R}_t) + \tilde{\epsilon}_t]) - D_t \quad (7)$$

onde P_t e P_{t-1} são as cotações de fechamento nos dias t e $t-1$, respectivamente, $E(\tilde{R}_t)$ é o valor esperado do retorno no dia t , D_t é o dividendo pago no dia t e $\tilde{\epsilon}_t$ é uma variável aleatória independente, igualmente distribuída e cujo valor esperado é igual a zero. Tomando-se o logaritmo em ambos os lados da equação acima, tem-se:

$$R_t - \ln[(P_t + D_t) / P_{t-1}] = E(\tilde{R}_t) + \tilde{\epsilon}_t \quad (8)$$

Fazem parte da amostra inicial 519 observações de retornos. Observa-se que o retorno na segunda-feira corresponde à variação de preços entre o fechamento de sexta-feira e o fechamento de segunda-feira, ou seja, foi considerado que as informações chegam ao mercado, independentemente de a bolsa estar fechada ou aberta. A amostra inicial continha 103 retornos de segunda-feira e 104 para cada um dos outros dias da semana. Neste trabalho, não foram considerados os retornos dos dias seguintes a feriados. Assim, a amostra final compreende um total de 463 retornos, sendo 85 deles referentes às segundas-feira, 89

³ Veja FAMA (1965), LEMGRUBER et al. (1988) e COSTA JR. (1990).

às terças, 98 às quartas, 95 às quintas e 96 às sextas. Para um esclarecimento sobre processos geradores de retornos vide LEMGRUBER (1992) e FRENCH e ROLL (1986).

4.2 AMOSTRA

Para emular as ações com baixa frequência de negócios, tomou-se como amostra as ações de empresas com valor de mercado de até US\$ 20 milhões, valores estes referentes ao final do ano de 1988. Esta amostra ficou composta por 15 ações. A tabela I mostra estas ações com o respectivo valor de mercado e liquidez.

TABELA I
VALOR DE MERCADO, LIQUIDEZ E CÓDIGO DAS
AÇÕES COM BAIXA FREQUÊNCIA DE NEGÓCIOS

NOME DA AÇÃO	CÓDIGO DA AÇÃO	VM EM 1988 (US\$ MILHÕES)	LIQUIDEZ (DEZ/1988)
AZEVEDO PP	AZE2	6,54	0,08
CBV IND MEC PP	CBV2	8,29	0,14
COBRASMA PP	CBM2	5,56	0,05
CRUZ DO SUL PP	CSS2	3,27	0,01
FERRO BRAS PP	FER2	11,13	0,05
TRANSBRASIL PP	TRB2	5,78	0,10
PÉRSICO PP	PRS2	12,41	0,19
OLVEBRA PP	OLV2	15,73	0,10
CACIQUE PP	CIQ2	17,31	0,14
REFRIPAR PP	REP2	15,72	0,24
ELUMA PP	ELU2	17,20	0,14
LAM. NACIONAL PP	LN2	7,28	---
LUXMA PP	LUX2	10,44	0,16
MANAH PP	MAH2	16,07	0,11
PERDIGÃO PP	PDG2	7,92	0,09
MÉDIA		10,71	0,11

Para efeito de comparação, como controle, foram também coletados dados de empresas de alta liquidez. Para tanto, foram escolhidas para amostra empresas com valor de mercado maiores que US\$ 500 milhões, também ao final de 1988. Estas empresas, com seu respectivo valor de mercado e liquidez, podem ser vistas na tabela II.

Para a carteira de mercado, foram utilizadas as cotações diárias de fechamento do índice Ibovespa, durante o mesmo período de tempo citado no item anterior.

TABELA II
VALOR DE MERCADO, LIQUIDEZ E CÓDIGO DAS
AÇÕES COM ALTA FREQUÊNCIA DE NEGÓCIOS

NOME DA AÇÃO	CÓDIGO DA AÇÃO	VM EM 1988 (US\$ MILHÕES)	LIQUIDEZ (DEZ/1988)
BCO DO BRASIL ON	BB3	1.572,52	0,12
SOUZA CRUZ OP	CRU1	650,53	0,23
ITAÚSA PN	ITS4	792,39	0,72
KLABIN PP	KLA2	602,62	0,35
PETROBRÁS PP	PET2	2.767,81	18,79
PETROBRÁS ON	PET3	2.767,81	0,19
PARANAPANEMA PP	PMA2	537,07	12,26
VALE RIO DOCE PP	VAL2	963,15	0,32
ARACRUZ PPB	ARC8	929,14	----
BRADESCO ON	BBD3	945,00	0,10
BRADESCO PN	BBD4	945,00	0,82
COPENE PPA	CPN7	1.237,80	2,15
ITAUBANCO PN	ITA4	596,71	0,50
SUZANO PP	SUZ2	575,46	0,38
MÉDIA		1.134,50	2,84

4.3 METODOLOGIA

Os métodos dos AC e da metodologia tradicional foram usados para estimar os betas das ações pertencentes a cada uma das amostras descritas no item anterior. Os betas tradicionais foram estimados fazendo-se uma regressão linear simples entre os retornos de cada ação e os retornos do índice Ibovespa, de acordo com o modelo de mercado representado pela equação (2). Os betas do método dos AC foram estimados fazendo-se uma regressão linear múltipla, tendo como variável dependente os retornos de cada ação e como variáveis explicativas as séries defasadas, antecedentes e sincrônica dos retornos diários do índice Ibovespa. Os números de fase para as séries defasadas e antecedentes foram para $k=5$, $k=10$ e $k=15$.

Em seguida, tendo como pressuposto que a metodologia tradicional subavalia o valor de beta de ações pouco negociadas,

foi realizado um teste de hipótese para verificar se a estimativa de beta destas ações aumenta com o emprego do método dos AC. Para tanto, realizou-se o seguinte teste:

$$H_0: \beta_{AC} = \beta_{OLS}$$
$$H_1: \beta_{AC} > \beta_{OLS}$$

onde β_{AC} é o beta estimado pelo método dos AC e β_{OLS} é o beta estimado pela metodologia tradicional. O teste acima também foi realizado para a amostra de ações *blue-chips*, ações de empresas maiores e com maior liquidez.

Também foi realizado um teste de hipótese para verificar se existe diferença entre os betas das ações pouco negociadas e das *blue-chips*, dentro de cada método, ou seja, foi realizado o seguinte teste de hipótese:

$$H_0: \beta_p = \beta_g$$
$$H_1: \beta_p \neq \beta_g$$

onde β_p é o beta das ações "pequenas" ou pouco negociadas, e β_g é o beta das ações "grandes" ou com alta frequência de negócios. Isto foi feito para cada uma das duas metodologias.

Este último teste foi realizado para verificar se existe alguma diferença no nível de risco sistemático - beta - entre as duas categorias de ações. Supõe-se, em geral, que ações pouco negociadas têm nível de risco associado maior quando comparadas com ações mais negociadas do mesmo setor.

5 RESULTADOS

Nas tabelas III e IV são mostrados os resultados referentes aos cálculos de beta pela metodologia tradicional, na segunda coluna, e os betas calculados pela metodologia dos AC nas outras três colunas. Os betas foram calculados usando-se 3 fases

(k=5, k=10 e k=15) defasadas e antecedentes da série de retornos da carteira de mercado.

5.1 AÇÕES POUCO NEGOCIADAS

Na tabela III, referente às ações menos negociadas, o beta tradicional médio foi de 0,708. Aplicando-se a metodologia dos coeficientes agregados, observa-se um aumento médio de mais de 100% quando o número de séries defasadas e antecedentes cresce para k=15.

Os testes de hipótese para verificar se o beta estimado pela metodologia do AC é igual ao beta tradicional foram rejeitados, ao nível de 1% de significância, para as 3 diferentes fases usadas:

- para k=5, $H_0: \beta_{AC} = \beta_{OLS}$ (contra $H_1: \beta_{AC} > \beta_{OLS}$) foi rejeitada ao nível de 1% de significância com uma estatística $t=3,21$ (p-value=0,003), usando-se o teste t para a diferença entre duas médias com dados emparelhados.
- para k=10, H_0 foi rejeitada ao nível de 0,1%, com estatística $t=4,94$ (p-value=0,0001).
- para k=15, H_0 foi rejeitada ao nível de 1%, com estatística $t=3,80$ (p-value=0,001).

5.2 AÇÕES BLUE-CHIPS

Na tabela IV, referente às ações mais negociadas, o beta tradicional médio foi de 0,684. Aplicando-se o método dos AC, observou-se um aumento do beta destas ações que, no entanto, se estabilizou entre 0,8 e 0,9, independentemente do número de fases (k) usado na regressão múltipla.

Os testes de hipótese para verificar se o beta estimado pela metodologia do AC é igual ao beta tradicional não foram

rejeitados, usando-se um nível de significância de 1%, para para $k=10$ e $k=15$ e foi rejeitado para $k=5$.

- para $k=5$, $H_0: \beta_{AC} = \beta_{OLS}$ (contra $H_1: \beta_{AC} > \beta_{OLS}$) foi rejeitada ao nível de 1% de significância, com uma estatística $t=3,11$ (p-value=0,004).
- para $k=10$ e $k=15$, H_0 não foi rejeitada. As estatísticas foram: $t=1,49$ (p-value=0,08), e $t=1,30$ (p-value=0,11), respectivamente.

Isto mostra que mesmo as ações *blue-chips* podem ter problemas de não-sincronicidade, principalmente em se trabalhando com dados diários, embora em menor grau em relação às ações pouco negociadas.

5.3 DIFERENÇA NO RISCO ENTRE OS DOIS GRUPOS

Os resultados dos testes de hipótese para verificar se existe diferença entre os betas das ações pouco negociadas e as ações *blue-chips* são apresentados a seguir:

- beta tradicional (OLS): o beta tradicional médio das ações pouco negociadas ($\beta=0,708$) não é significativamente diferente do beta das ações *blue-chips* ($\beta=0,684$). A estatística t foi de $t=0,26$ (p-value=0,80) para a diferença entre duas médias com dados não emparelhados.
- beta pelo método dos AC com $k=5$: também não foi significativa a diferença entre os dois betas ($\beta=1,006$ e $\beta=0,904$). A estatística t foi de $t=0,99$ (p-value=0,34) para a diferença entre duas médias com dados não emparelhados.
- beta pelo método dos AC com $k=10$: a hipótese de igualdade entre os dois betas ($\beta=1,236$ e $\beta=0,804$) foi rejeitada ao

nível de 0,1% de significância, com $t=4,02$ (p-value=0,0004).

- beta pelo método dos AC com $k=15$: a hipótese de igualdade entre os dois betas ($\beta=1,654$ e $\beta=0,885$) foi rejeitada ao nível de 5% de significância, com $t=2,64$ (p-value=0,015).

Os resultados confirmam que o risco associado às ações menos negociadas é, em média, maior que o risco associado às ações *blue-chips*. No entanto, a metodologia tradicional não foi eficaz para distinguir esta diferença para a amostra utilizada.

Na tabela III também são apresentadas as estatísticas F, que mostram a significância global da regressão múltipla para as ações menos negociadas. Observa-se que a maior parte dos betas, calculados pelo método dos AC com $k=15$, não é significativa. Desta maneira, para a amostra adotada, o número de fases ideal no método dos AC estaria entre $k=5$ e $k=10$. Observa-se, ainda, que não existe necessidade de se adotar k fases defasadas e k fases antecedentes; pode-se usar, por exemplo, 5 fases antecedentes e 10 fases defasadas, entre outras. Aqui convém salientar que não é o objetivo deste trabalho determinar os números ideais de fases a serem adotadas no mercado brasileiro, e sim, mostrar que a metodologia tradicional proporciona estimativas viesadas do risco sistemático das ações menos negociadas.

TABELA III

BETAS DAS AÇÕES INCLUÍDAS NA CARTEIRA
COM BAIXA FREQUÊNCIA DE NEGÓCIOS, CALCULADOS
PELOS MÉTODOS TRADICIONAL DOS MÍNIMOS QUADRADOS E
PELO MÉTODO DOS COEFICIENTES AGREGADOS PARA 1988/89

AÇÃO	BETA TRADICIONAL	BETA DIMSON (5/5)	BETA DIMSON (10/10)	BETA DIMSON (15/15)
AZE2	0,80 (12,03)+	1,25 (10,19)*	1,01 (2,73)*	0,56 (1,95)
CBV2	0,75 (10,67)+	1,27 (6,90)*	1,50 (2,91)*	0,50 (2,44)*
CBM2	0,64 (8,03)+	1,46 (5,74)*	1,56 (2,16)*	1,90 (1,98)
CSS2	0,48 (5,18)+	1,34 (3,78)*	1,93 (2,94)*	1,60 (1,85)
FER2	0,53 (6,79)+	0,61 (2,56)*	1,45 (1,38)	0,93 (1,87)
TRB2	0,81 (8,24)+	0,63 (3,63)*	1,60 (1,56)	4,62 (1,07)
PRS2	0,97 (13,83)+	0,76 (11,87)*	1,13 (5,08)*	1,64 (2,45)*
OLV2	0,62 (9,41)+	1,26 (6,43)*	1,24 (3,02)*	1,74 (2,78)*
CIQ2	0,38 (6,64)+	0,54 (4,32)*	0,70 (2,81)*	1,35 (2,58)*
REP2	1,10 (17,00)+	1,08 (12,72)*	0,82 (3,66)*	1,66 (2,33)*
ELU2	0,79 (13,65)+	1,24 (11,10)*	1,08 (3,94)*	1,61 (1,88)
LN2	0,81 (14,49)+	1,03 (9,39)*	1,24 (2,18)*	2,11 (2,07)
LUX2	0,79 (11,59)+	1,47 (10,56)*	0,98 (3,45)*	0,95 (2,90)*
MAH2	0,55 (8,17)+	0,67 (3,32)*	1,15 (2,26)*	1,37 (1,78)
PDG2	0,60 (8,30)+	0,48 (4,58)*	1,15 (2,70)*	2,27 (1,54)
MÉDIA	0,708	1,006	1,21	1,654

(*) estatística F da regressão múltipla, significativa ao nível de $\alpha=1\%$, para o método dos coeficientes agregados.

(+) estatística t da regressão simples, significativa ao nível de $\alpha=1\%$, para o método de regressão simples.

TABELA IV

BETAS DAS AÇÕES INCLUÍDAS NA CARTEIRA
COM ALTA FREQUÊNCIA DE NEGÓCIOS, CALCULADOS
PELOS MÉTODOS TRADICIONAL DOS MÍNIMOS QUADRADOS E
PELO MÉTODO DOS COEFICIENTES AGRGADOS PARA 1988/89

AÇÃO	BETA TRADICIONAL	BETA DIMSON (5/5)	BETA DIMSON (10/10)	BETA DIMSON (15/15)
BB3	0,57 (9,40)+	0,46 (4,72)*	0,45 (2,49)*	0,24 (0,99)
CRU1	0,45 (10,45)+	1,08 (6,83)*	1,03 (2,05)*	1,94 (1,12)
ITS4	0,55 (11,46)+	0,83 (9,65)*	0,69 (2,72)*	0,03 (2,81)*
KLA2	0,57 (14,70)+	1,10 (15,06)*	0,65 (4,18)*	1,23 (2,40)*
PET2	1,16 (36,81)+	0,92 (59,96)*	1,23 (19,20)*	1,38 (8,97)*
PET3	0,62 (9,64)+	0,95 (5,20)*	0,97 (1,38)	1,26 (0,89)
PMA2	1,31 (39,87)+	1,20 (73,98)*	1,03 (18,17)*	0,62 (7,88)*
VAL2	0,94 (21,26)+	1,05 (24,96)*	0,81 (6,60)*	0,86 (4,28)*
ARC8	0,52 (13,10)+	0,86 (10,81)*	0,36 (3,29)*	0,20 (1,97)
BBD3	0,34 (7,32)+	0,73 (8,89)*	0,76 (2,46)*	0,83 (1,60)
BBD4	0,51 (11,37)+	0,77 (10,58)*	0,79 (3,06)*	0,98 (2,18)*
CPN7	1,01 (28,92)+	0,94 (41,78)*	0,75 (10,59)*	1,55 (6,28)*
ITA4	0,49 (9,89)+	0,94 (6,69)*	1,14 (1,99)	0,42 (1,81)
SUZ2	0,54 (13,49)+	0,82 (12,12)*	0,59 (4,62)*	0,85 (2,25)*
MÉDIA	0,684	0,904	0,804	0,885

(*) estatística F da regressão múltipla, significativa ao nível de $\alpha=1\%$, para o método dos coeficientes agregados.

(+) estatística t da regressão simples, significativa ao nível de $\alpha=1\%$, para o método de regressão simples.

6 CONCLUSÃO

Este trabalho propõe uma alternativa para o cálculo do coeficiente de risco sistemático - beta - para ações com baixa frequência de negócios. É mostrado que estas ações têm seu beta subestimado quando é usada a metodologia tradicional da regressão linear simples entre os retornos da ação em questão e os retornos da carteira de mercado. A metodologia dos coeficientes agregados

vem corrigir este viés, proporcionando uma estimação não viesada do risco das ações.

Os resultados mostraram que ações pouco negociadas têm seu risco corrigido para mais de 70% de seu valor quando é usada a metodologia proposta com 10 fases de séries defasadas e antecedentes dos retornos do índice de mercado. Este ajuste cresce para mais de 100% quando o número de séries defasadas e antecedentes aumenta para $k=15$. Isso vem mostrar que o uso do beta calculado pela metodologia tradicional pode levar a erros de decisão sobre investimentos no mercado de capitais quando se tem em foco ações menos negociadas. Os resultados mostraram que mesmo para ações consideradas *blue-chips* este fenômeno de subestimação do beta pode ocorrer: o risco destas ações, se calculado pelo método tradicional, é em média 23% menor que quando calculado pelo método dos coeficientes agregados, apesar de não serem estatisticamente diferentes.

Finalmente, verifica-se que as ações menos negociadas têm, em média, risco significativamente maior que o risco das ações *blue-chips*. Este resultado só é comprovado quando é empregado o método dos coeficientes agregados proposto.

7 BIBLIOGRAFIA

- ARIF, M; JOHNSON, L. W. Securities markets & stock pricing: evidence from a developing capital market in Asia. Singapura: Longman, 1990.
- BDI - BOLETIM DIÁRIO DE INFORMAÇÕES - São Paulo: BOVESPA, 4/1/88 A 31/2/89.
- COSTA JR., N.C.A. da Sazonalidades Do IBOVESPA. Revista de Administração de Empresas, v.30, n.3, p.79-84, 1990.
- DIMSON, E. Risk measurement when shares are subject to infrequent trading. The Journal of Financial Economics, v.7, p.197-216, 1979.
- FAMA, E.F. The behavior of stock market prices. Journal of Business, v.37, p.34-105, 1965.
- FISHER, L. Some new stock-market indexes. Journal of Business, v.39 (suppl.), p.191-225, 1966.
- FOWLER, D.J.; RORKE, C.H. The risk measurement when shares are subjected to infrequent trading. The Journal of Financial Economics, v.12, n.2, p.279-289, 1983.
- FRENCH, K.; ROLL, R. Stock return variances: the arrival of new information and the reaction of traders. The Journal of Financial Economics, v.17, p.5-26, 1986.
- HANDA, P.; KOTHARI S.P.; WASLEY, C. The relation between the return interval and betas. The Journal of Financial Economics, v.23, p.79-100, 1989.
- LINTNER, J. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. Review of Economics and Statistics, p.13-37, 1965.
- LEMGRUBER, E.F. Avaliação de contratos de opções. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 1992.
- _____ ; BECKER, J.L.; CHAVES, T.B.S. O efeito fim de semana no comportamento dos retornos diários de índices de ações. In: REUNIÃO ANUAL DA ANPAD, 12., 1988. Natal. Belo Horizonte: ANPAD, 1988
- MARSH, P.R. Equity rights issues and the efficiency of the U.K. stock market. Journal of Finance, v. 34, p.839-862, 1979.
- PERFIL. São Paulo: BOVESPA, 1988.
- SHARPE, W.F. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. Journal of Finance, v.19, p.425-442, 1964.

- SCHOLES, M.; WILLIAMS, J. Estimating betas from nonsynchronous data. The Journal of Financial Economics, v.5, p.309-327, 1977.
- SCHUWERT, G.W. Stock exchange seats as capital assets. The Journal of Financial Economics, v.4, p.51-78, 1977.
- SMITH, K.V. The effect of intervalling on estimating parameters of the capital asset pricing model. Journal of Financial and Quantitative Analysis, v.13, p.313-332, 1978.
- TREYNOR, J. Toward a theory of the market value of risky assets, 1961. Artigo não publicado.
- WORKING, H. Note on the correlation of first differences of averages in a random chain. Econometrica, v.28, p.916-918, 1960.