

Desempenho do Mercado Acionário da Bovespa no Período de Jan/91 - Out/95: Uma Aplicação do CAPM

Eduardo Amat Silva¹

Resumo¹

O objetivo deste artigo é analisar o mercado acionário da BOVESPA, no período de jan/91 - out/95, antes e depois do Plano Real. Para tanto utiliza-se o Modelo de Precificação de Ativos Financeiros (CAPM). Os resultados mostram que este mercado é fortemente influenciado por choques externos, imprevisibilidade da política macroeconômica e também pelo horizonte temporal dos investidores.

Abstract

The aim of this article is to analyze the stock market at BOVESPA, between jan/91 - oct/95, before and after the Real Plan. The analysis is conducted through the Capital Asset Pricing Model (CAPM). The results suggest that this market is strongly influenced by the external shocks, unexpected macroeconomic politics and yet the time horizon of the stockholders.

A bolsa de valor pode ser considerada, na economia, como uma fonte que detecta as diversas variações das expectativas dos investidores, de modo geral, em relação ao desempenho das diversas empresas emissoras de ações e até mesmo da economia como um todo. Assim, a bolsa se torna um importante foco de decisões das estratégias que as empresas deverão tomar, no seu horizonte temporal.

Contudo, ao se trabalhar neste mercado, é de fundamental importância que se conheçam as informações inerentes a este, pois o seu comportamento possui um

¹ Professor da Faculdade de Ciências Gerenciais da UNA, Mestre em Economia.

¹ Artigo baseado na tese de mestrado defendida junto ao CEDEPLAR/UFMG, em dezembro de 1996.

elevado grau de conteúdo informacional em relação ao desenvolvimento da economia no país. A partir desta idéias, observa-se que por mais eficientes que as informações disponíveis possam ser, não se consegue retirar toda a **incerteza** proveniente do desempenho das empresas e da economia. Com o advento do **Capital Asset Pricing Model (CAPM)**, surge um modelo que permite precificar os ativos sob condições de incerteza, isto é, a especificação das condições de equilíbrio entre os mercados de títulos de renda variável e de renda fixa, que serviu para unificar o que se chama de economia financeira.

Tal modelo se desenvolveu a partir de trabalhos desenvolvidos por **Markowitz (1952)**, que apresentou uma formulação para a “Teoria de Carteiras”, em que era solucionado o problema da quantidade de cálculos envolvidos na execução do seu modelo, que avaliava as correlações de milhares de retornos das ações negociadas na bolsa, onde concluiu que: “*Os retornos da maioria dos títulos são correlacionados; se o índice Standard & Poor’s subiu substancialmente, podemos esperar que a United States Steel também suba, assim como o da Sweets Company of America*”. Este trabalho teve a sua continuação com **Sharpe (1964)**, que sugeriu a criação do *Single Index Model*, reproduzindo o número de cálculos exigidos pelo modelo de Markowitz.

Assim, o objetivo deste artigo é apresentar na primeira seção informações referentes ao CAPM; na segunda seção será descrita a base de dados utilizada para o teste a ser realizado e a descrição metodológica do trabalho desenvolvido por **Levy (1980)** sobre o CAPM e na terceira seção serão apresentadas as adequações feitas a este trabalho para o caso brasileiro e as evidências empíricas dos resultados gerados pelo modelo, para o período pré-real e pós-real.

1 - CAPM (Capital Asset Pricing Model)

Markowitz (1952), publicou um trabalho pioneiro afirmando “categoricamente” que as preferências dos investidores eram definidas em função da média e da variância do retorno do título ou portfólio, sendo que o primeiro parâmetro, a média, era a medida de retorno esperado do título e o segundo parâmetro, a variância, era a medida de risco, ao relacionar estes parâmetros na análise da composição do portfólio. Isto implicava numa combinação de ativos cujos retornos não são nem perfeitamente e nem positivamente correlacionados, o que acaba por permitir a diminuição do risco através da diversificação dos ativos, sem prejuízo ao retorno esperado.

A partir daí, foi desenvolvido o modelo do “**Capital Asset Pricing Model (CAPM)**” que permite estudar a influência da **lucratividade** e do **risco** sobre o valor da ação, isto é, o modelo sustenta a idéia de que num equilíbrio competitivo os títulos lucram um prêmio que é aumentado com o risco, sendo este dividido em **risco diversificável** (independe da economia e está relacionado apenas ao título) e **risco não diversificável** (relacionado com o comportamento da economia). Na realidade, o que um investidor procura não é proteger inteiramente sua carteira de títulos, mas sim que sua carteira possua uma determinada combinação dos fatores acima.

O modelo apresenta as seguintes suposições básicas:

- i) *os investidores tomam suas decisões baseadas nas medidas de média/variância, pois a média determina o retorno esperado do título, ao passo que a variância, o risco.*
- ii) *os investidores são avessos ao risco.*
- iii) *os investidores esperam maximizar a sua utilidade, onde esta é função do retorno esperado e do risco, ressaltando que quanto maior o retorno esperado, maior a utilidade do investidor; porém quanto maior o risco, menor será a utilidade para este.*
- iv) *as expectativas quanto ao retorno dos seus ativos são homogêneas.*
- v) *não há incidência de impostos.*
- vi) *o horizonte temporal é idêntico para cada investidor.*
- vii) *o mercado encontra-se em equilíbrio.*

Uma vez apresentados os tópicos acima, observa-se que é premissa fundamental para a validação do CAPM que o mercado seja eficiente. Isto significa que os preços dos títulos deverão refletir todas as informações disponíveis do mercado.

Sendo assim, é preciso apresentar a teoria corrente do CAPM, em que sua equação fundamental é representada por:

$$E(R_i,t) = R_f,t + \beta_i[E(R_m,t) - R_f,t], \text{ onde}$$

$E(R_i,t)$ = retorno esperado de um ativo ou portfólio i no período t

$E(R_m,t)$ = retorno esperado do mercado no período t

$R_{f,t}$ = rentabilidade do ativo ou portfólio sem risco, que não esteja correlacionado com o mercado no período t

$\beta_i = Cov(R_i, R_m) / Var(R_m)$ = mede o risco sistemático ou não diversificável

$[E(R_{m,t}) - R_{f,t}]$ = diferencial de retorno esperado entre o portfólio de mercado e o mesmo título sem risco no período t

Entretanto, a equação acima possui um padrão "ex-ante", que representa a **Linha do Mercado de Títulos**, que mostra a relação de equilíbrio entre o risco e o retorno. Tem-se então a equação fundamental convertida para o padrão "ex-post", através da especificação de algum processo gerador de retorno².

$$(R_{i,t} - R_{f,t}) = \beta_i (R_{m,t} - R_{f,t}) + \epsilon_{i,t} \quad \text{onde}$$

$(R_{i,t} - R_{f,t})$ = diferença da rentabilidade dos ativos ou portfólios em relação ao ativo sem risco no período t

$(R_{m,t} - R_{f,t})$ = diferença da rentabilidade do mercado em relação ao ativo sem risco no período t

β_i = coeficiente de risco do ativo ou portfólio i

$\epsilon_{i,t}$ = variável residual com valor esperado de zero no período t

Esta equação parte da hipótese de que o CAPM está em um mercado equilibrado. Porém, com a existência de um desequilíbrio oriundo da ineficiência do mercado, isto é, um investidor pode achar que determinada ação não está corretamente avaliada, faz com que a regressão não intercepte na origem, permitindo assim o surgimento de uma intercepto α_p . Esta é a medida de desequilíbrio do título ou portfólio i , tendo-se então uma nova equação:

$$(R_{i,t} - R_{f,t}) = \alpha_p + \beta_p (R_{m,t} - R_{f,t}) + \epsilon_{p,t}$$

² Ver Blume e Friend (1970)

2 - Descrição da Base de Dados:

Para o desenvolvimento do modelo de CAPM, foi utilizado como base de dados, as informações referentes aos índices mensais de rentabilidade nominal das ações negociadas, relativos ao período de janeiro de 1991 até outubro de 1995 na Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA).

Tais índices foram calculados através das informações coletadas no banco de dados da empresa Macrométrica, refletindo o preço unitário de fechamento do último dia do mês, já ajustado para a moeda corrente (R\$). A partir de então foram calculadas as respectivas rentabilidades mensais das ações componentes do portfólio. Entretanto, torna-se necessário ressaltar que na elaboração do modelo a ser testado, é preciso que seja montado um portfólio qualquer, sendo de fundamental importância a **continuidade** das rentabilidades em todo o período. Isto vale dizer que, no momento em que uma ação apresenta uma "não" negociação em determinado mês, tal série temporal não poderá fazer parte do portfólio a ser montado, pois assim foi estabelecido.

Deste modo foram geradas 78 ações com a liquidez exigida para o teste, sendo que este portfólio é composto de 18 ações ordinárias e 74 ações preferenciais. Em relação as rentabilidades do que se intitula **ativo sem risco**, foram utilizados os percentuais mensais do LBC/LFT publicadas pela Conjuntura Econômica. Concluindo, é preciso ainda enfatizar que tais rentabilidades referentes às ações do portfólio, além de serem nominais refletem os eventos (aumento de capital, distribuição de dividendos, subscrição e outros) feitos por parte das empresas, tornando assim os dados adequados ao modelo.

3 - Descrição Metodológica:

As idéias básicas a serem apresentadas a seguir, advém do trabalho desenvolvido por **Levy (1980)**, em que são analisadas as críticas elaboradas por **Roll (1977)**, na qual o CAPM é muito criticado dado o resultado das suas evidências empíricas. O que se busca com isso é provar que se o portfólio de mercado é "ex-post" eficiente, isto significa que há uma relação entre os retornos médios dos títulos e os seus betas correspondentes.

Entretanto, no trabalho desenvolvido por **Roll (1977)**, este observou que se o portfólio de mercado escolhido é ineficiente, isto vai contra a hipótese fundamental do CAPM, que afirma que todos os investidores esperam que seu portfólio de mercado escolhido seja eficiente.

Contudo, apenas esta evidência não confirma a validade do CAPM. A partir daí, novos testes se tornarão necessários para confirmar ou não, o modelo em questão. A "second-pass regression" testa unicamente a hipótese do mercado ser eficiente ou não. Porém esta regressão é um teste parcial do CAPM, uma vez que se espera que o portfólio de mercado seja eficiente.

Vale ressaltar que neste modelo, as variáveis "ex-ante" deveriam ser usadas no lugar das variáveis "ex-post"; porém, as variáveis "ex-ante" são indisponíveis e as variáveis "ex-post" servem como uma melhor "proxy" para as variáveis futuras.

Sendo assim, o objetivo deste artigo é apresentar os resultados apurados pelo CAPM através dos testes de eficiência informacional, no mercado de ações da BOVESPA, no período de Jan/91 até Jul/94 e Ago/94 até Out/95, com o intuito de se comparar dois períodos, o primeiro com inflação e o segundo sem, para então analisar os seus resultados.

Uma vez que seja feito, esta regressão resultará em um coeficiente de determinação que testará a eficiência do portfólio de mercado, bem como as outras condições básicas.

Levy (1980), em seu artigo, ressalta, por exemplo, o caso dos investidores que tenham portfólio diferenciados, salientando que não haverá qualquer motivo para que o portfólio do mercado seja eficiente. Indo mais além, o autor afirma que todos os investidores possuem o mesmo horizonte temporal. Isto não é verdade, pois ao se aplicar taxas de retorno para vários horizontes, foi revelado um grau de desvio pelo fato desta suposição ser inválida.

Com o surgimento de críticas ao CAPM, o que se espera neste trabalho é desenvolver determinados testes para validar ou não o CAPM no mercado de capitais da BOVESPA.

Para a validação do CAPM, é necessário utilizar-se de dados "ex-post" apresentados no portfólio como "proxy". Isto se deve ao fato de que mesmo que o portfólio de mercado seja "ex-post" ineficiente, este servirá como a melhor "proxy" para as variáveis "ex-ante" já que são indisponíveis, como já foi dito anteriormente.

Assim, feita uma primeira regressão de séries temporais de R_i^3 e R_m^4 para que se

³ R_i foi calculado com base na média aritmética das rentabilidades mensais

⁴ R_m surgiu dos dados tabulados em função do IBOVESPA apresentado na Rev. Conjuntura Econômica

possa estimar o risco sistemático β_i e posteriormente, utilizar-se-á para examinar a validade do CAPM regressões transversais na seguinte forma:

$$R_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i + \epsilon_i,$$

sendo que R_i representa a taxa "ex-post" média do i -ésimo título, conforme foi mencionado no item anterior, esta equação representa a taxa de retorno "ex-post" média do i -ésimo título.

Uma vez feita tal regressão, se esperará que o CAPM possa explicar o comportamento dos preços das ações, que por sua vez acabam por influenciar as respectivas rentabilidades, esperando-se encontrar, de acordo com a metodologia de Levy (1980), o seguinte:

i) γ_0 positivo e não significativamente diferente da taxa de juros do ativo sem risco (R_f).

ii) γ_1 positivo e serve como uma estimativa da taxa média do retorno do excesso do portfólio de mercado sobre a taxa de juros do ativo sem risco [$R_m - R_f$].

iii) A "second-pass regression" tem um coeficiente de correlação relativamente elevado.

iv) As medidas de performance para um único parâmetro, não são relacionadas ao índice de Treynor. Assim, a regressão da forma $(R/V)_i = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \beta_i + \epsilon_i$, se esperando que $\hat{\alpha}_1$ não seja significativamente diferente de zero, definindo que:

$$(R/V)_i = (R_{med} - R_f) / \beta_i, \text{ onde } \beta_i \text{ é a estimação para o } i\text{-ésimo risco sistemático.}$$

Sendo este teste elaborado para o mercado específico da BOVESPA, comparase-á os resultados obtidos neste estudo com os resultados alcançados no mercado norte americano, onde foi observado o seguinte:

i) γ_0 é bem maior do que a taxa de juros do ativo sem risco.

ii) γ_1 é bem menor do que a taxa média de retorno observada do excesso de portfólio de mercado em relação ao ativo sem risco [$R_m - R_f$].

iii) R^2 muito baixo.

iv) a estimação γ_1 é significativamente diferente de zero, e na maioria dos casos é negativa.

Para proceder ao teste do CAPM utilizando os dados brasileiros, o primeiro passo é o de elaborar a "first-pass regression" usando as séries temporais da taxa de retorno. Com a estimativa b_i e a variação residual S_{ei} das regressões das séries temporais, deverá se proceder a cross-sectional (second-pass) regression para testar a validade do CAPM. Como nos dados do mercado americano, testa-se o CAPM examinando a seguinte relação

$$R_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i$$

e também

$$R_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i + \gamma_2 S_{ei}$$

onde R_i é taxa de retorno médio do i -ésimo título e b_i e S_{ei} são estimados pela "first-pass regression", tal como estimativas para a "second pass-regression", salientando que todos estes parâmetros estão em termos nominais.

Metodologia Utilizada para o Teste:

Conforme foi descrito anteriormente, foram utilizadas 78 ações com suas respectivas rentabilidades nominais mensais, nos períodos de Jan/91 até Jul/94 e Ago/94 e Out/95, para a montagem de um portfólio único.

Uma vez que este portfólio se encontra determinado, o primeiro passo a ser feito é o de se calcular a rentabilidade nominal média (R_i Med) para cada uma das 78 ações. Aqui vale informar que tais rentabilidades não foram deflacionadas, uma vez que não há um consenso em relação a qual deflator, melhor refletiria a real variação dos preços. Deste modo, todos os índices neste trabalho serão em termos nominais. Posteriormente é calculado o diferencial de retorno esperado entre o portfólio de mercado e um ativo sem risco ($R_m - R_f$), que pode ser entendido como um título no qual os investidores podem tomar emprestado a uma taxa idêntica ao retorno deste título. Este primeiro ficou caracterizado, nesta dissertação, como a rentabilidade nominal do IBOVSPA, já que está-se tratando de analisar as ações de tal bolsa, enquanto o segundo, foi a rentabilidade nominal da LBC/LFT, sendo que em nenhum momento foi determinado pela metodologia do teste, a utilização de um determinado índice. Sendo este diferencial calculado, partiu-se para a "first-pass regression" em que são regressados para cada ação do portfólio,

as suas respectivas rentabilidades nominais mensais em relação ao diferencial ($R_m - R_f$).

O objetivo desta regressão é gerar os betas respectivos de cada ação, que neste caso são considerados como estimativas sobre o risco sistemático ou não diversificável, isto é, inerente apenas ao título, deixando de lado a influência da economia como um todo, além de também examinar a sua validade do CAPM, de modo que este fique refletindo o comportamento dos preços das ações.

O passo seguinte foi o de se calcular a "second-pass regression", em que são regressados os (R_i Med) das ações e os seus respectivos betas. É importante ressaltar que tais testes foram descritos segundo a metodologia de Levy (1980), sendo que os resultados apurados serão analisados e comparados com as hipóteses básicas apresentadas anteriormente.

É necessário ressaltar dentro da metodologia, a adequação que foi feita na hipótese básica nº 04, que diz respeito ao Índice de Treynor. Tal índice mede a relação do prêmio pelo título específico, em relação ao seu risco sistemático, na forma, segundo Levy (1980), $(R/V)_i = (R - R_f)/\beta_i$.

Foi-se também vislumbrando a divisão de cada um dos períodos, em outros subperíodos. O objetivo é analisar estes, levando em consideração os fatos econômicos e políticos relevantes, através dos seus respectivos coeficientes de correlação, se subdividindo da seguinte maneira:

1) Período Pré-Real:

Se inicia em Jan/91 até Jul/94, havendo um primeiro subperíodo que vai de Jan/91 até Fev/93, que contempla o choque ocorrido pelo Plano Collor II, o seu respectivo "impeachment" e o posterior anúncio do Plano FHC. O segundo subperíodo irá de Mar/93 até Jul/94, onde existiu a influência da campanha presidencial e o período pré-real, sendo que as expectativas dos agentes econômicos em relação às mudanças da economia eram bastante relevantes.

2) Período Pós-Real:

Este vai de Ago/94 até Out/95, se caracterizando por apresentar índices de inflação em patamares considerados moderados para a nossa realidade. Este período se subdividirá em dois subperíodos. O primeiro, que vai de Ago/94 até Fev/95, que reflete os problemas ocorridos em todas as bolsas de valores do mundo, devi-

do a crise no México e o segundo, que vai de Mar/95 até Out/95, tem como fator relevante, a implantação do Plano Real e as possíveis aprovações das diversas reformas do Estado.

O objetivo desta análise é detectar ou não algum padrão, na análise das regressões efetuadas para cada subperíodo, tentando justificar de que maneira estes vieram a afetar o mercado de ações.

Resultados Obtidos:

Período Pré-Real (Jan/91 - Jul/94)

Dada a regressão efetuada com as variáveis R_i Med e beta das 78 ações do portfólio, em questão, foram alcançados os seguintes resultados:

- i) $\gamma_0 = 27,1885$
- ii) $\gamma_1 = 6,5436$
- iii) $R^2 = 0,0399$

Analisar-se-á cada item separadamente, dentro do conjunto de hipóteses apresentadas por Levy, anteriormente. Inicialmente foram apuradas as respectivas médias das taxas de juros do ativo s em risco (R_f), que foi da ordem de 27,8163, enquanto que a média da taxa média de retorno do excesso de portfólio sobre a taxa de juros do ativo sem risco ($R_m - R_f$) foi da ordem de 7,0197.

Uma vez que se tenha estes dados apurados, observa-se, com vista as hipóteses mencionadas anteriormente:

- i) γ_0 positivo e não significativamente diferente da taxa de juros do ativo sem risco (R_f).

Análise: γ_0 calculado na regressão do portfólio foi da ordem de 27,1885, enquanto que a média apurada da taxa de juros do ativo sem risco foi de 27,8163, apresentando uma diferença mínima, que confirma a hipótese.

- ii) γ_1 positivo e serve como estimativa da taxa média do retorno do excesso do portfólio de mercado sobre a taxa de juros do ativo sem risco ($R_m - R_f$).

Análise: γ_1 calculado na regressão do portfólio foi da ordem de 6,5436, enquanto a média apurada de ($R_m - R_f$) foi de 7,0197, havendo um tanto significativa.

- iii) A "second-pass regression" tem um coeficiente de correlação relativamente elevado.

Análise: o coeficiente de correlação observado na regressão foi de 0,0399.

- iv) As medidas de performance para um único parâmetro, não são relacionadas ao índice de Treynor. Assim, a regressão da forma $(R/V)_i = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1\beta_1 + e_i$, se esperando que $\hat{\alpha}_1$ não seja significativamente diferente de zero, definindo que:

$$(R/V)_i = (R_{med} - R_f)/\beta_i, \text{ onde } \beta_i \text{ é a estimação para o } i\text{-ésimo risco sistemático.}$$

Análise: o valor de $\hat{\alpha}_1$ é de -14,9098 que foi gerado pela regressão acima, que é consideravelmente diferente de zero.

Entretanto, Levy (1980), salienta que os testes realizados no mercado de ações norte americano apresentaram resultados complementares diferentes das hipóteses básicas. São eles, conforme descrito na metodologia anteriormente:

- i) γ_0 é bem maior do que a taxa de juros do ativo sem risco (R_f).

Análise: o valor de γ_0 apurado foi da ordem de 27,1885 que é ligeiramente inferior a média de R_f que é de 27,8163.

- ii) γ_1 é bem menor do que a taxa média de retorno do excesso de portfólio de mercado em relação ao ativo sem risco ($R_m - R_f$).

Análise: γ_1 apurado na regressão foi de 6,5436 enquanto a média apurada foi de 7,0197, observação correta.

- iii) R^2 muito baixo.

Análise: o R^2 apurado foi de 0,0399, que confirma a observação acima.

iv) a estimaco > 1 é significativamente diferente de zero, e na maioria dos casos é negativa.

Análise: o valor encontrado de $\hat{\alpha}1$ da ordem de -14,9098 que é significativamente diferente de zero e negativo.

O item i) da hipótese básica de Levy (1980), apresentou inconsistência ao ser regressado pelo modelo. Nesta hipótese o valor de γ deveria ser bem maior do que a taxa de juros do ativo sem risco. Conforme pode ser observado acima, o valor de γ apurado foi de 27,1885, que é inferior a média apurada de Rf que é de 27,8163, contradizendo assim a hipótese básica.

Assim, tal hipótese foi analisada, levando em conta a substituição dos índices pertinentes ao ativo sem-risco, isto é, inicialmente tal hipótese foi analisada utilizando-se da rentabilidade nominal da LBC/LFT. Agora se propõem que sejam utilizadas as rentabilidades nominais das cadernetas de poupança. Uma vez feita novamente a regressão, apurou-se o seguinte: o valor encontrado de γ foi de 27,4228 enquanto que a média da taxa de juros do ativo sem risco (Rf) foi de 26,2946. Esta observação, comprova a hipótese básica, ressaltando-se que o índice da poupança se aproxima como um melhor indicador da Rf do que a LBC/LFT.

Entretanto, deve-se observar que tal observação acima não compromete de forma alguma os valores já apurados, pois este exercício foi apenas realizado com o intuito de se esclarecer a inconsistência mencionada acima.

Conforme foi descrito anteriormente, o R^2 ajustado na regressão deste período foi da ordem de 0,0399. Ao se subdividir este período em outros dois subperíodos, sendo que o primeiro corresponde ao período de Jan/91 até Fev/93 e o segundo de Mar/93 até Jul/94, os valores apurados foram de 0,0246 e 0,0108 respectivamente, donde se conclui a não existência de um "possível" padrão no comportamento das rentabilidades das ações, caracterizando a intensa volatilidade deste mercado, em face aos diversos eventos ocorridos.

Outra observação a ser feita é a de que os valores dos betas apurados na "first-pass regression" para cada ação do portfólio, tem a sua grande maior parte no intervalo de $0 < b < 1$. É sabido que a melhor situação é aquela em que o b é igual a 1, significando que se trata de uma ação ou de um título caracterizado como neutro, isto é, existe uma correlação perfeita entre os retornos da ação e os retornos do mercado como um todo.

Contudo, o beta médio, observado na "second-pass regression" das 78 ações regressadas foi de 0,2698 que se encontra dentro do intervalo delimitado acima. Isto vem significar que a ação ou, no nosso caso, o portfólio, é **defensivo** ($\beta < 1$) e em que dada uma ascensão ou queda nos retornos do mercado, estas afetarão em uma magnitude menor o título em si.

3.2.2.- Período Pós-Real (Ago/94 - Out/95)

Seguindo os mesmos testes utilizados para o período com inflação, foram apurados os seguintes resultados gerados pelas regressões:

- i) $\gamma0 = 33,7907$
- ii) $\gamma1 = -4,5175$
- iii) $R^2 = 0,1071$

Enquanto que as respectivas médias das taxas de juros do ativo sem risco (Rf) e da taxa média de retorno do excesso de portfólio sobre a taxa de juros do ativo sem risco ($Rm - Rf$) foram de 3,8127 e -3,1299, respectivamente, com base na "second-pass regression".

Ao se comparar tais resultados com as hipóteses de Levy, foram encontrados:

i) $\gamma0$ positivo e não significativamente diferente da taxa de juros do ativo sem risco (Rf).

Análise: $\gamma0$ encontrado na regressão foi de 33,7907 enquanto que a média apurada da taxa de juros do ativo sem risco foi de 3,8127, ambos confirmam a primeira parte da hipótese de serem positivos. Entretanto, a disparidade entre um valor e outro é bastante elevada.

ii) $\gamma1$ positivo e serve como estimativa da taxa média do retorno do excesso do portfólio de mercado sobre a taxa de juros do ativo sem risco ($Rm - Rf$).

Análise: $\gamma1$ encontrado na regressão foi de -4,5175, enquanto que a média apurada das taxas médias ($Rm - Rf$) foi de -3,1299, ambos os valores apresentam falhas em relação a hipótese, pois ambas são negativas e não servem como estimativas.

iii) A "second - pass regression" tem um coeficiente de correlação elevado.

Análise: o coeficiente de correlação encontrado foi de 0,1071 que pode ser considerado um coeficiente pouco significativo.

iv) As medidas de performance para um único parâmetro, não são relacionadas ao índice de Treynor. Assim, a regressão da forma $(R/V)_i = \alpha + \beta_1 R_i + e_i$, se esperando que β_1 não seja significativamente diferente de zero, definindo que:

$$(R/V)_i = (R_{med} - R_f)/\beta_i, \text{ onde } \beta_i \text{ é a estimação para o i-ésimo risco sistemático.}$$

Análise: o valor encontrado de β_1 , na regressão acima foi da ordem de 216,7042, que é significativamente diferente de zero.

Dando prosseguimento a análise, os resultados apurados deverão ser comparados, novamente, com as evidências empíricas observadas no mercado americano, conforme foi feito anteriormente. São elas:

i) γ_0 é bem maior do que a taxa de juros do ativo sem risco (R_f).

Análise: o que se observou foi que o valor γ_0 apurado na regressão foi de 33,7907 sendo imensamente superior a taxa média de R_f que foi de 3,8127

ii) γ_1 é bem menor do que a taxa média de retorno observado do excesso de portfólio de mercado em relação ao ativo sem risco ($R_m - R_f$).

Análise: o valor apurado de γ_1 na regressão foi de -4,5175, enquanto que a taxa média de $(R_m - R_f)$ foi de - 3,1299. Embora este valor seja negativo, vai de encontro a hipótese.

iii) R^2 muito baixo.

Análise: $R^2 = 0,1071$ confirma a hipótese acima.

iv) a estimação > 1 é significativamente diferente de zero, e na maioria dos casos é negativa.

Análise: novamente, o valor encontrado em $\hat{\alpha}$ da ordem de 216,7042 é sem dúvida significativamente diferente de zero, entretanto, para as ações negociadas neste período na BOVESPA, estas não foram de ordem negativa. Entretanto, esta observação é válida, pois não necessariamente em todos os casos a estimativa de $\hat{\alpha}$ deveria ser negativa, segundo observou Levy (1980).

Uma vez feita a análise por subperíodo na etapa anterior, esta ao ser feita novamente comprova o resultado anteriormente encontrado. O R^2 ajustado da regressão deste período, sem inflação, foi da ordem de 0,1071. Sendo que se subdivide em dois outros subperíodos que vão de Ago/94 até Fev/95 e Mar/95 até Out/95, de tal modo que os valores foram de -0,0131 e 0,3657 respectivamente, donde se conclui, novamente, a não existência de "algum" padrão no comportamento das rentabilidades, comprovando assim a alta volatilidade existente neste mercado.

Na execução da "first-pass regression" foi observado que no período do pós-real, os valores de beta, observados na regressão eram de ordem negativa. Segundo Ross, Westerfield e Jaffe (1995), tais evidências empíricas são consideradas inexistentes. Entretanto, a solução dada para explicar tal situação, é de que tais ações podem ser consideradas com "hedge", isto é, títulos que possuem um bom desempenho quando há uma queda no índice geral do mercado e vice-versa. Tais títulos são postos em carteira para com o objetivo de reduzir o risco desta.

Dadas as análises apresentadas acima, torna-se necessário ressaltar que obviamente a realidade encontrada no mercado acionário norte americano possui características bastante distintas das observadas no mercado brasileiro. Porém as comparações realizadas entre ambos os mercados não tem o intuito de provar que o mercado norte americano é igual ao mercado brasileiro, mas sim a de que o mercado americano por possuir uma maior amplitude a nível mundial, por ser mais regulado, por ter maior volume de negociação, possa servir como um balizador para se comparar o nosso mercado no referido teste.

Análise Temporal:

Cabe salientar que uma das premissas fundamentais do CAPM, diz referência ao horizonte temporal ser idêntico para cada investidor.

Levando em conta esta premissa, e a literatura desenvolvida por Levy (1972) e Levhari e Levy (1977), observa-se que várias vezes existe um desvirtuamento no

que se refere ao "ganho" de cada investidor em relação ao horizonte temporal escolhido, isto é, deve ser dada mais atenção a escolha deste, pois sempre que se for analisar qualquer teste referente às taxas de retorno, seja ela anual, mensal, estas apresentarão resultados diferentes, sendo que estas não serão resultados de nenhuma inconsistência ou contradição do modelo, mas sim devido a uma escolha inapropriada do horizonte temporal escolhido.

Levhari e Levy (1977), observam que o horizonte temporal a ser escolhido é de fundamental importância no teste do CAPM, bem como em outros testes, pois qualquer que fosse o desvio sistemático no coeficiente de regressão, isto é, o risco sistemático do título (beta), é que acaba por influenciar na performance de cada título avaliado.

A partir desta observação, foram vislumbradas a elaboração de 03 testes com diferentes horizontes temporais, sendo eles: mensal, bimestral e trimestral, com a ressalva de que se deve considerar apenas um único período que vai de jan/91 até out/95. Os testes utilizados para tal fim foram originados e executados de acordo com a metodologia apresentada anteriormente, a diferença está nos cálculos das rentabilidades, pois estas foram calculadas com base em cada horizonte temporal escolhido.

Assim, os resultados apurados foram:

$$\begin{aligned} \beta \text{ men} &= 5,3910 & \beta \text{ est/men} &= -121,1718 & R^2 \text{ men} &= 0,0508 & \text{Var Res} &= 2,3827 \\ \beta \text{ bim} &= 5,1895 & \beta \text{ est/bim} &= 453,6229 & R^2 \text{ bim} &= 0,0163 & \text{Var Res} &= 3,4397 \\ \beta \text{ tri} &= 3,0121 & \beta \text{ est/tri} &= -514,3372 & R^2 \text{ tri} &= -0,0044 & \text{Var Res} &= 3,7002 \end{aligned}$$

Uma vez observados os resultados acima, pode-se concluir que o grau de explicação representado pelo R^2 ajustado, é maior à medida que o horizonte temporal é menor, isto é, há uma relação inversamente proporcional, que sirva para explicar os ganhos obtidos pelo investidor, embora os valores registrados sejam ínfimos.

Algumas outras observações devem também ser consideradas, pois estas foram registradas por **Levhari e Levy (1977)**, após testarem diversos horizontes temporais no período de 1946-68. A **primeira** afirma que quanto maior o horizonte temporal de investimento escolhido maior será o índice de performance, os valores médios apurados em tais índices foram da ordem de 36,7557; 64,2015 e 735,7212 respectivamente, para os horizontes mensal, bimestral e trimestral, fa-

zendo-se uma ressalva apenas para o último horizonte. A **segunda** diz respeito à afirmação de que o coeficiente do risco sistemático (beta) é menor do que o coeficiente estimado pelo CAPM. Aqui, existem ressalvas, pois conforme os dados apresentados acima, isto só ocorreu para o horizonte de investimento bimestral. A **terceira** observação refere-se a "secons-pass regression", onde o intercepto é positivo e significativo para a maioria dos horizontes. Na base de dados analisada esta observação procede, pois os valores observados dos horizontes mensal, bimestral e trimestral foram de 29,9988; 67,2354 e 121,2306 respectivamente. A **quarta** e última observação diz respeito ao coeficiente de variância residual, em que estes são positivos e significativos, esta observação procede, pois os valores observados foram de 2,3827; 3,4397 e 3,0121 respectivamente.

Conclusão

Com o uso do CAPM, esta aplicação tem duas motivações básicas: a primeira é comparar dois períodos distintos da economia brasileira, um com inflação elevada e outro com inflação moderada, para examinar o ajustamento do modelo nos dois casos; a segunda é a oportunidade de se testar a sensibilidade do ajustamento do modelo a diferentes pressupostos de horizonte temporal.

Os resultados obtidos indicam que no mercado acionário da BOVESPA, uma boa parte da variabilidade média dos ativos não estão relacionados aos riscos sistemáticos "beta" dos mesmos, devido a ineficiência e pouca liquidez do mercado brasileiro. Quando se leva em conta a variância residual, observa-se que choques externos influenciam de sobremaneira o desempenho do mercado, tais choques dizem respeito a: imprevisibilidade da política macroeconômica, incerteza quanto ao processo de privatização e a presença de detentores de informações privilegiadas.

Outro resultado observado é a influência do horizonte temporal na explicação do mercado acionário da BOVESPA. Os resultados indicam que o comportamento dos ativos em relação aos índices de mercado é tanto mais correlacionado quanto menor for o horizonte temporal pressuposto. Daí, sugere-se que a cobertura de risco do mercado brasileiro é problemática e a redução do horizonte temporal possibilita ao investidor contornar esta dificuldade.

Bibliografia

- ALCANTARA, J. (1980). "O Modelo de Avaliação de Ativos (CAPM) - Aplicações". *Revista de Administração de Empresas*, vol. 20, nº 03, pp. 31-41.
- ALMEIDA, G.; LEMGRUBER, E. e RODRIGUES, E. (1993). "O Efeito Mensal no Mercado Brasileiro de Ações". *Anais do XVII ENANPAD*. Salvador - Bahia, Set. Vol. 6 - Finanças, pp.111-121.
- AMARAL, H. (1994). "Identificação dos Fatores de Rendimento Bursátil: Uma Comparação entre CAPM e APT. Testes no Mercado de Ações Brasileiro". *Projeto de Concurso para Professor Adjunto do Departamento de Ciências Administrativas da UFMG*, pp. 20-28.
- ARMADA, M. e CORTEZ, M. (1995). "Sobre a Avaliação da Performance de Fundos de Investimento". *XIX ENANPAD - Anais*, pp.310-39.
- BACHELIER, L. (1900). "Théorie de la Speculation. Annales de l'Ecole Normale Supérieure", 3rd Series, 17, pp.21-86. Translated by A.J.Boness in the *Random Character of Stock Market Prices*, Ed. P.H. Coot cambridge, Mass.: MIT Press, 1967.
- BANZ, R. (1981). "The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks". *Journal of Financial Economics* 9(1), March, pp.3- 18.
- BLACK, F.; JENSEN, M. and SCHOLES, M. (1972). "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests". *Studies in the Theory of Capital Markets*. Jensen M.C.(ed.), Praeger.
- BLUME, M. and FRIEND, I. (1970). "Measurement of Portfolio Under Uncertainty". *American Economic Review*, vol. 60, nº 04, pp.56-75
- ____ (1973). "A New Look at the Capital Asset Pricing Model". *Journal of Finance*, vol. 38, nº 03, pp.711-44.
- BRITO, N. (1978). "Eficiência Informacional Fraca de Mercados de Capitais sob Condições de Inflação". *Revista Brasileira de Mercado de Capitais*, vol. 4, nº 10, pp. 63-85.
- ____ (1983). "A Eficiência Informacional Fraca do Mercado à Vista da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro no Período de 1973-1982". *Relatório Técnico N° 67*. COPPEAD/UFRJ.
- CONTADOR, C. (1975). "Uma Análise Espectral dos Movimentos de Bolsa de Valores do Rio de Janeiro". *Revista Brasileira de Mercado de Capitais*, 1(1), Jan/Abri, pp. 67-92.
- COSTA JR., N. (1990). "Sazonalidades do IBOVESPA". *Revista de Administração de Empresas*. São Paulo, 30(3), Jul/Set, pp.79-84
- ____ e LEMGRUBER, E. (1993). "O Efeito Fim-de-Semana durante Períodos de Abertura e Fechamento das Bolsas de Valores". *Anais do XVII ENANPAD*, Salvador - Bahia, Set. Vol.06 - Finanças, pp.103-110.
- ____ e LEMOS, M (1995). "O Efeito Sobre Reação no Curto Prazo no Mercado de Capitais Brasileiros". *XIX ENANPAD - Anais*, pp. 291-309.
- ____ e O'HANLON, J. (1991). "O Efeito Tamanho versus o Efeito Mês-do-Ano no Mercado de Capitais Brasileiro: Uma Análise Empírica". *Revista Brasileira de Mercado de Capitais*. Vol.43, pp.61-74.
- COWLES, A. and JONES, H. (1937). "Some Posteriori Probabilities in Stock Market Action". *Econometrica* 5(3), July, pp.280-94.
- DOUGLAS, G. (1969). "Risk in the Equity Markets: An Empirical Appraisal of Market Efficiency". *Yale Economic Essay*.
- ERRUNZA, V. (1979). "Efficiency and the Programs to Develop Capital Markets: The Brazilian Experience". *Journal of Banking and Finance*. Amsterdam, North Holland Publishing Company, 3(4), December, pp.355-382.
- FAMA, E. (1965). "The Behavior of Stock Market Prices". *Journal of Business* 38(1), January, pp.34-105.
- ____ (1970). "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work". *Journal of Finance*. Vol.25, nº 02, pp.383-417.

- _____. (1991). "Efficient Capital Markets: II". *The Journal of Finance*. Vol. XLVI, nº 05, pp.
- _____. and BLUME, M. (1966). "Filter Rules and Stock Market Trading. Security Prices: A Supplement". *Journal of Business* 39(1), January, pp.226-41.
- _____.: FISHER, L.; JENSEN, M. and ROLL, R. (1969). "The Adjustment of Stock Prices to New Information". *International Economic Review*, vol. 10, nº 01, pp. 1-21.
- _____. and MACBETH, J. (1973). "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests". *Journal of Political Economy*, vol. 81, pp. 607-36.
- FISHER, I. (1906). "The Nature of Capital and Income". New York: Macmillan.
- FRENCH, K. (1980). "Stock Returns and the Weekend Effect". *Journal of Financial Economics* 8(1), March, pp.55-69.
- FRIEND, I. and BLUME, M. (1970). "Measurement of Portfolio Performance under Uncertainty". *American Economic Review*, September.
- _____.: GRANITO, M. and WESTERFIELD, R. (1978). "New Evidence on the Capital Asset Pricing Model". *The Journal of Finance*, vol. XXXIII, nº 03, pp. 903-20.
- GRANGER, D. and MORGENSTERN, O. (1963). "Spectral Analysis of New York Stock Market Prices". *Kyklos* 16, January, pp.1-27.
- HICKS, J. (1934a). "A Note on the Elasticity of Supply". *Review of Economic Studies*, 2, October, pp.31-7.
- HICKS, J. (1934b). "Application of Mathematical Methods to the Theory of Risk". *Econometrica* 2, April, pp.194-5.
- KEIM, D. (1983). "Size Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence". *Journal of Financial Economics* 12(1), June, pp. 13-32.
- KENDALL, M. (1953). "The Analysis of Economic Time Series. Part I: Prices". *Journal of Royal Statistical Society* 96(1), pp.11-25.
- LEAL, R. e SANDOVAL, E. (1994). "Anomalias nos Mercados de Ações em Países em Desenvolvimento". *Anais do XVIII ENANPAD - Finanças*, Setembro, pp.213-30.
- LEITE, H. e SANVICENTE, A. (1995). "Índice Bovespa: Um Padrão para os Investimentos Brasileiros". Editora Atlas.
- LEMGRUBER, E.; BECKER, J. e CHAVES, T. (1988). "O Efeito Fim-de-Semana no Comportamento dos Retornos Diários de Índices de Ações". *Anais da XII Reunião Anual da ANPAD*, pp.873-883
- LEVHARI, D. and LEVY, H. (1977). "The Capital Asset Pricing Model and the Investment Horizon". *Review of Economics and Statistics* (February), pp. 92-104.
- LEVY, H. (1972). "Portfolio Performance and the Investment Horizon". *Management Science*, vol. 18, nº 12, pp. 645-53.
- _____. (1980). "The Capital Asset Pricing Model, Inflation, and the Investment Horizon: the israeli experience". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 15, nº 03, pp. 561-83.
- LINTNER, J. (1965). "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investment in Stock Portfolios and Capital Budgets". *Review of Economics and Statistics* 47, February, pp. 13-37.
- _____. (1965). "Security Prices, Risk and the Maximal Gains from Diversification". *Journal of Finance*, December.
- LUCE, F. e MORAES JR. (1979). "O Modelo de Formação de Preço de Ativos - (CAPM) Teoria e Evidência". *Revista Brasileira de Administração*, vol. 19, nº 04, pp.31-38.
- MARSHACK, J. (1938). "Money and the Theory of Assets". *Econometrica* 6, October, pp.311-25.

- MARKOWITZ, H. (1952). "Portfolio Selection". *Journal of Finance*, vol. 7, March, pp. 77-91.
- MERTON, R. (1973). "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model". *Econometrica* 41, September, pp. 867-87.
- _____ (1980). On Estimating the Expected Return on the Market: An Exploratory Investigation. *Journal of Financial Economics* 8(4), December, pp.323-61.
- MILLER, M. and SCHOLLES, M. (1972). Rates of Return in Relation to Risk: a Re-examination of Some Recent Finding. *Studies in the theory of Capital Models*. Jensen M.(ed.), pp.47-78. Praeger.
- MOSSIN, J. (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, October, pp.768-83.
- _____ (1969). Security Pricing and Investment Criteria in Competitive Markets. *American Economic Review*, Vol. 54, n° 5, pp.749- 56.
- MUNIZ, C. (1980). Testes Preliminares de Eficiência do Mercado de Ações Brasileiro. *Revista Brasileira de Mercado de Capitais*. 6(16), Jan/Abr, pp.80-94.
- OSBORNE, M. (1959). Brownian Motion in Stock Market. *Operations Research* 7(2), March/April, pp.145-73.
- PAULO, G. (1995). Um Teste de Eficiência Informacional para Carteira de Ações. XIX ENANPAD - Anais, pp. 872-96.
- REINGANUN, M. (1981). Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings' Yields and Market Values. *Journal of Financial Economics*, pp. 19-46
- ROBERTS, H. (1959). Stock Market 'Patterns' and Financial Analysis; Methodological Suggestions. *Journal of Finance* 14(1), March, pp. 1-10.
- ROLL, R. (1977). A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests. Part I: On the Past and Potential Testability of the Theory. *Journal of Financial Economics*, vol.4, n° 02, pp. 126-176.
- ROSS, A. (1977). The Capital Asset Pricing Model (CAPM), Short-Sale Restrictions and Related Issues. *The Journal of Finance*, vol. XXXII, n° 01, pp. 177-83.
- _____ (1978). The Current Status of Capital Asset pricing Model (CAPM). *The Journal of Finance*, vol. XXXIII, n° 03, pp. 885-901.
- SHARPE, W. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. *Journal of Finance*, vol.19, September, pp. 425-42.
- _____ (1966). Mutual Funds Performance. *Journal of Business*, January.
- SILVA, J. (1994). CAPM - O Modelo de Avaliação de Ativos: Uma Revisão da Literatura e dos Teste Empíricos. Tese FGV/SP - EAESP, SP.
- SOLNIK, B. (1973). Note on the Validity of the Random Walk for European Stock Prices. *Journal of Finance* 28(5), December, pp. 1151- 9.
- WORKING,H. (1934). A Random Difference Series for Use in the Analysis of Time Series. *Journal of the American Statistical Association* 29, March, pp.11-24.