
MODELOS DE PRECIFICAÇÃO DE ATIVOS FINANCEIROS DE FATOR ÚNICO: UM TESTE EMPÍRICO DOS MODELOS CAPM E D-CAPM

ARTIGO - FINANÇAS

Felipe Dias Paiva

Mestre em Administração pela Universidade Federal de Lavras-MG, especialista em Finanças e Controladoria pela Fundação Dom Cabral, graduado em Administração pela PUC-MG

E-mail: felipedpv@hotmail.com

Recebido em: 17/12/2003

Aprovado em: 19/04/2005

RESUMO

O objetivo deste estudo é analisar o *capital asset pricing model* (CAPM) e o *downside capital asset pricing model* (D-CAPM), bem como avaliar se este último modelo é uma eficiente alternativa de modelo de precificação de ativos. Os dados da pesquisa referem-se a 40 retornos de companhias listadas na Bolsa de Valores de São Paulo, de dezembro de 1996 a agosto de 2002. O artigo utilizou, para testar os modelos, as variáveis Certificado de Depósito Interbancário (CDI), como um ativo livre de risco, e o índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa), como *proxy* do portfólio de mercado. Conclui-se, então, que o D-CAPM possui uma maior capacidade explicativa dos retornos dos ativos se comparado ao CAPM.

Palavras-chave: Modelos de precificação de ativos, *Capital asset pricing model*, *Downside capital asset pricing model*.

SINGLE FACTOR FINANCIAL ASSET PRICING MODELS: AN EMPIRICAL TEST OF THE CAPITAL ASSET PRICING MODEL CAPM AND THE DOWNSIDE CAPITAL ASSET PRICING MODEL D-CAPM

ABSTRACT

This study analyzed the Capital Asset Pricing Model CAPM as well as the Downside Capital Asset Pricing Model D-CAPM and evaluated the latter as an efficient alternative asset pricing model. The returns of 40 companies on the São Paulo Stock Exchange BOVESPA were studied between December 1996 and August 2002. To test the models the study used as variables the Interbank Deposit Certificate CDI as a risk free asset and the Index of São Paulo Stock Exchange IBOVESPA as a proxy of the market portfolio. The D-CAPM was shown to be more useful in explaining the return of the stock market than the CAPM.

Key words: *Asset pricing model, Capital asset pricing model, Downside capital asset pricing model.*

1. INTRODUÇÃO

O desenvolvimento de modelos de previsão de retorno de ativos financeiros tem sido alvo de grandes discussões pelos teóricos da administração financeira. Entre os vários modelos desenvolvidos, os trabalhos de MARKOWITZ (1952), TOBIN (1958), SHARPE (1964), LINTNER (1965) e MOSSIN (1966) resultaram no modelo mais utilizado tanto no meio acadêmico quanto no meio empresarial. Este foi denominado *capital asset pricing model* (CAPM). Sua simplicidade teórica e prática é a principal razão de seu sucesso.

Esse modelo presume que os retornos dos ativos financeiros podem ser previstos a partir de uma relação linear com o fator de mercado. Para isso, supõe-se que todos os investidores possuem um mesmo conjunto de informações; por conseguinte, todos eles desenhariam um mesmo conjunto eficiente de ativos com risco. Em tal situação, o mercado atingiria o que se chamou de equilíbrio entre cada risco e retorno. Este é o principal pressuposto da teoria do CAPM: o equilíbrio do mercado.

A fim de testar a aplicabilidade do CAPM, muitos estudos têm sido realizados, destacando-se os de autores como: FRIEND e BLUME (1970), BLACK, JENSEN e SCHOLLES (1972), MILLER e SCHOLLES (1972), BLUME e FRIEND (1973), FAMA e MACBETH (1971), LEVY (1980), BANZ (1981) e GIBBONS (1982). Todos esses autores, embora admitam a inconsistência entre o empírico e o teórico, não anulam o modelo, mas assinalam suas limitações.

Tratando-se de mercados emergentes, a utilização do CAPM torna-se ainda mais complicada. Tomando-se o Brasil como exemplo, pode-se inferir que o CAPM tende a falhar na explicação das taxas de retornos dos ativos financeiros brasileiros, em razão, principalmente, da baixa representatividade e expressividade do índice de mercado, no caso, o índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa), como *proxy* da carteira de mercado. Essa ineficiência do índice de mercado é fruto da inexpressividade do mercado de capitais brasileiro, que possui uma baixa movimentação monetária diária, falhando assim no seu papel maior, que é dar liquidez aos títulos das empresas e criar condições para que elas se capitalizem.

Um modelo alternativo que visa propor adaptações ao tradicional CAPM, a fim de corrigir as imperfeições provocadas pela falta de liquidez e a alta volatilidade do mercado de capitais dos países emergentes, é denominado *Downside Capital Asset Pricing Model* (D-CAPM). Este modelo propõe-se estimar o retorno requerido utilizando uma medida de *downside risk*, a fim de corrigir vieses na mensuração da medida de risco, provocados especialmente pela assimetria dos retornos das ações.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1. *Capital Asset Pricing Model* (CAPM)

Inspirados nos estudos microeconômicos de Markowitz e de Tobin, SHARPE (1964), LINTNER (1965) e MOSSIN (1966) desenvolveram um modelo de equilíbrio de ativos financeiros (CAPM) que possibilita o cálculo do retorno esperado de uma ação considerando-se sua medida de risco (β).

Para construir a teoria de precificação de ativos foi necessário criar algumas hipóteses de simplificação do mercado. Por isso, o CAPM apóia-se nas seguintes suposições:

- I- há imenso número de investidores que podem participar do mercado; nenhum, porém, possui a capacidade de influenciar o mercado;
- II- os investidores podem emprestar ou tomar emprestado a uma taxa livre de risco que é a mesma para todos os investidores;
- III- os ativos são infinitamente divisíveis e um investidor pode comprar qualquer quantidade que desejar;
- IV- não há custos de transação e nem impostos sobre ganhos;
- V- a informação é gratuita, idêntica e instantânea para todos os investidores;
- VI- os investidores possuem expectativas homogêneas.

Para NEVES (2001: 24),

Algumas dessas hipóteses foram e continuam sendo discutidas, principalmente aquelas sobre mercado eficiente, pois existem situações em que pessoas detêm informações privilegiadas e outras em que, dependendo do tipo de aplicação, os impostos podem

influenciar a decisão e o retorno esperado dos investidores.

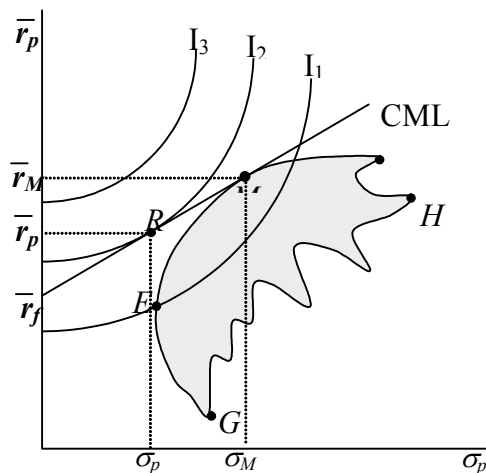
Segundo SHARPE (1964), porém, é desnecessário dizer que essas hipóteses são altamente restritivas e indubitavelmente irrealistas. Desde que o próprio teste de uma teoria não sejam suas reais suposições, mas a aceitabilidade de suas implicações, e desde que essas suposições impliquem condições de equilíbrio que formem a maior parte de uma doutrina financeira clássica, não está claro que essa formulação deva ser rejeitada – especialmente tendo-se em vista a escassez de modelos alternativos que levem a resultados similares.

Ou seja, apesar de algumas dessas hipóteses serem severamente questionadas e criticadas, pode-se afirmar que elas contribuíram extremamente para o desenvolvimento do CAPM. O foco de questionamento, que até então era como os indivíduos devem investir, mudou para: o que aconteceria com os preços das ações se todos investissem de modo similar? Após estudos, concluiu-se que, em uma situação semelhante, o mercado atingiria o que se chamou de equilíbrio entre cada risco e retorno.

ROSS et al. (2002) afirmam que, em um mercado em equilíbrio, todos os investidores desenhariam o mesmo conjunto eficiente de ativos com risco, pois estariam trabalhando com os mesmos dados. Esse conjunto eficiente de ativos com risco é representado pela curva EMS na Figura 1, onde a área hachurada representa o conjunto de carteiras possíveis de ativos com risco.

Sendo assim, pode-se inferir que investidores possuem expectativas similares de retornos, variância e covariância, bem como da taxa livre de risco. Conseqüentemente, a linha do conjunto eficiente é a mesma para todos os investidores. Essa linha tangente ao conjunto eficiente de títulos de risco é conhecida como **linha do mercado de capitais** (CML) e pode ser encarada como o conjunto eficiente de todos os ativos, tanto com risco quanto sem risco. Sendo o ponto M a carteira de mercado e o r_f a taxa livre de risco, um investidor com um grau razoável de aversão a risco poderia escolher um ponto entre r_f e M . Um indivíduo com aversão menor a risco poderia optar por um ponto mais próximo de M ou até além de M . Uma coisa é certa: todos os investidores devem manter carteiras situadas na linha de mercado de capitais, sob as condições supostas no CAPM.

Figura 1: Equilíbrio dos investidores



Fonte: Adaptada de BRIGHAM et al. (2001).

2.2. Um modelo alternativo de precificação de ativos financeiros: *Downside Capital Asset Pricing Model (D-CAPM)*

O modelo de mensuração de ativos financeiros CAPM, como visto anteriormente, foi criado na década de 1960 e, deste então, vem sendo protagonista de fervorosos embates teóricos em todo o mundo. Um dos questionamentos mais usuais é se a medida de risco beta é a ferramenta mais apropriada para mensurar o risco. Segundo ESTRADA (2002), porém, a discussão sobre a validade do CAPM não deve girar em torno do beta, e sim da base de sustentação teórica do beta. Como já apresentado, o beta apóia-se num modelo de equilíbrio que permite que investidores balizem sua conduta pelo modelo média-variância. Em outras palavras, investidores procuram maximizar sua função de utilidade, que, por sua vez, depende da média e da variância dos retornos de seu portfólio. Ou seja, a utilização da variância como medida de risco é passível de ser questionada, principalmente em mercados emergentes, em razão da assimetria dos retornos das ações.

Segundo MARKOWITZ (1959), a definição sobre qual medida de dispersão adotar na análise de portfólio dependerá do formato da distribuição dos retornos das ações. Se esta possuir um formato simétrico, ou se todos os ativos possuírem o mesmo grau de desvio, sugere-se utilizar a variância como medida de risco. Porém, se o formato da distribuição dos retornos dos ativos for assimétrico ou se os ativos possuírem graus de dispersão diferentes uns dos outros, MARKOWITZ (1959) sugere que se utilize uma medida de *downside risk* como alternativa para superar as limitações da variância, indicando a semivariância como medida apropriada nesses casos.

Para MARKOWITZ (1959), a escolha entre variância e semivariância como medida de dispersão em uma análise de portfólio dependerá, além da avaliação do formato da distribuição, de algumas outras variáveis. Essas variáveis podem ser custo, conveniência e familiaridade. Analisando-se as medidas por essas condições, pode-se concluir que a variância é superior em todos os quesitos. Contudo, essa superioridade da variância sobre o custo, conveniência e familiaridade não impede que se utilize a semivariância, uma vez que as análises baseadas na semivariância tendem a produzir melhores portfólios, pois a variância considera

retornos extremamente altos e extremamente baixos igualmente indesejáveis. Uma análise focada na variância busca eliminar ambos os extremos. A análise baseada na semivariância, por outro lado, concentra seus esforços na redução de perdas.

De acordo com LÓPEZ e GARCIA (2003), se a distribuição das rentabilidades dos ativos é simétrica, não há problema algum em medir o risco pelo desvio-padrão e pela variância, pois, quando a distribuição é simétrica, a probabilidade de ocorrerem desvios negativos e positivos da média é a mesma. Mas, se a distribuição é assimétrica, como ocorre normalmente nos mercados emergentes, em virtude da alta volatilidade de seus mercados, o desvio-padrão e a variância deixam então de ser medidas eficazes de risco, pois a probabilidade de se obter um rendimento acima da média é diferente da probabilidade de se atingir um rendimento abaixo da média (ou vice-versa). Em substituição, adotam-se a semivariância e o semidesvio-padrão como medidas de dispersão ideais.

Para HOGAN e WARREN (1974), o principal fator que motiva o uso da semivariância no lugar da variância é que a minimização da semivariância se concentra na redução das perdas, ao passo que a variância identifica como indesejáveis tanto ganhos extremos como perdas extremas. Ou seja, o retorno esperado talvez seja sacrificado na eliminação de ambos os extremos.

A medida de risco *semivariância* pode ser expressa da seguinte forma:

$$S^2 = E \{ \text{Min} [(r_x - T), 0]^2 \} \quad (\text{Equação 2.01})$$

Em que:

S^2 = semivariância;

r_x = retorno do portfólio x;

T = ponto arbitrado.

A aplicação da semivariância deverá seguir os seguintes critérios metodológicos:

$$r_x - T = \begin{cases} r_x - T & \text{se } r_x - T \text{ for menor ou igual a zero;} \\ 0 & \text{se } r_x - T \text{ for maior que zero.} \end{cases}$$

Recentemente, ESTRADA (2000) desenvolveu um modelo para substituir o tradicional CAPM.

Esse modelo foi batizado de *Downside Capital Asset Pricing Model* (D-CAPM). O que difere o modelo criado por Estrada do convencional CAPM é a medida de sensibilidade, que aqui é denominada *downside* beta. Contudo, não se trata da mesma medida desenvolvida por HOGAN e WARREN (1974). O D-CAPM pode ser calculado pela razão entre o semidesvio dos retornos do ativo e o semidesvio dos retornos do mercado, ou seja, pela co-semivariância dividida pela semivariância dos retornos do mercado. De acordo com ESTRADA (2000), essa medida de *downside risk* possui um maior poder de explicação dos retornos dos ativos em mercados emergentes que o tradicional beta do CAPM.

Estrada apoiou-se nas mesmas suposições do CAPM para construir seu modelo de precificação de ativos financeiros.

Segundo ELTON *et al.* (2003), o D-CAPM é um modelo que centra seu foco unicamente no risco não desejado, ou seja, analisa apenas os retornos que estão abaixo do retorno esperado (desvio negativo), pois, de acordo com ESTRADA (2000), os investidores se preocupam apenas com a parte negativa do risco, uma vez que esta é indesejável para os investidores.

Sendo assim, o D-CAPM consegue estimar melhor o retorno que o investidor efetivamente espera por estar investindo seu capital em ativos de um país emergente. O cálculo do retorno esperado pelo D-CAPM é dado pela seguinte fórmula:

$$r_i = r_f + (r_M - r_f) B^D$$

(Equação 2.02)

Em que:

B^D = *downside* beta.

Onde:

$$B^D = \frac{E \{ \text{Min} [(r_i - \bar{r}_i), 0] \cdot \text{Min} [(r_M - \bar{r}_M), 0] \}}{E \{ \text{Min} [(r_M - \bar{r}_M), 0]^2 \}}$$

(Equação 2.03)

Sendo:

$E \{ \text{Min} [(r_i - \bar{r}_i), 0] \cdot \text{Min} [(r_M - \bar{r}_M), 0] \}$ = co-semivariância;

$E \{ \text{Min} [(r_M - \bar{r}_M), 0]^2 \}$ = semivariância.

3. METODOLOGIA

3.1. Tipo de pesquisa

A essência investigativa do presente trabalho é a pesquisa quantitativa, que, segundo ALVES-MAZZOTTI e GEWANDSZNAJDER (2001), é um método de investigação que torna os conceitos mais precisos, além de fornecer mais informações sobre os fenômenos, por seu rigor estatístico na análise dos dados coletados. Segundo esses autores, a quantificação de dados aumenta a objetividade de uma observação, permitindo que ela seja repetida, isto é, testada intersubjetivamente. Desse modo, consegue-se um maior controle sobre os fatores que interferem na investigação, minimizando-se assim a chance de erro.

3.2. Objeto de estudo, coleta e tratamento dos dados

Para este trabalho foram selecionadas, como objeto de estudo, empresas de capital aberto com ações negociadas na Bovespa. Formou-se uma amostra não probabilística intencional de 40 ações, constituída por uma série temporal de 69 retornos mensais nominais, compreendendo o período de dezembro de 1996 a agosto de 2002.

A escolha do período amostral visou atender às recomendações teóricas que sugerem um período mínimo de 5 anos para o cálculo do beta (ou D-beta) das ações de mercado (COPELAND e WESTON, 1992).

Quanto à escolha das ações que comporiam a carteira de análise, considerou-se como critério de seleção que os ativos deveriam ter uma frequência mínima anual de 70% nos pregões da Bovespa durante os anos de 1996 a 2002. Por isso, títulos como o da empresa Telemar, que possui atualmente a maior participação no índice Ibovespa, não foram selecionados para compor a carteira a ser analisada, pois essa empresa começou a operar na Bolsa de Valores de São Paulo somente a partir do segundo semestre de 1998. Os títulos selecionados estão apresentados no Quadro 1.

Quadro 1: Ações que compõem o portfólio de análise

Ação	Tipo	Ação	Tipo	Ação	Tipo
Banespa	ON	Bombril	PN	Light	ON
Banespa	PN	Aracruz	PNB	Duratex	PN
Bradesco	PN	Klabin	PN	Gerdau	PN
Brasil	ON	V C P	PN	CVRD	PNA
Itaubanco	PN	Ipiranga Pet	PN	CVRD	ON
Ambev	PN	Petrobrás	ON	Souza Cruz	ON
Globo Cabo	PN	Petrobrás	PN	Celesc	PNB
Itausa	PN	Braskem	PNA	Telesp	PN
Cemig	ON	Acesita	PN	Coteminas	PN
Cemig	PN	Belgo	PN	F. Cataguazes	PNA
Cerj	ON	CSN	ON	Embraer	PN
Cesp	PN	CST	PN	Sabesp	ON
Eletrobrás	ON	Usiminas	PNA		
Eletrobrás	PNB	Brasil Telec	PN		

Fonte: Dados da pesquisa (2003).

As cotações mensais dos títulos mobiliários, do Ibovespa e dos demais índices financeiros no período de 1996 a 2002 foram obtidas do banco de dados do *software* Economática. Com relação aos proventos das ações, dados necessários para calcular o retorno dos títulos, pesquisou-se o banco de dados da Bovespa, disponível na rede mundial de computadores. Para uma maior confiabilidade, estes dados foram comparados com os da Economática.

Para se obter uma melhor análise e interpretação de todos os dados coletados, estes foram tabulados e processados por meio do *software* EXCEL, amplamente utilizado em pesquisas na área de finanças.

3.3. Análise dos dados

Para análise dos dados, procedeu-se à aplicação dos modelos teóricos CAPM e D-CAPM; antes disso, houve a necessidade de definir as variáveis que fariam parte dessa análise, apresentadas nos três próximos subtópicos.

3.3.1. Variáveis

As variáveis *carteira de mercado* e *ativo livre de risco*, necessárias para a consecução do teste dos modelos de precificação de ativos, são apresentadas a seguir.

3.3.2. Carteira de mercado

Para efetivar os testes com os modelos de precificação de ativos é necessário utilizar uma

carteira de mercado como fator de determinação do risco específico. Selecionou-se, como *proxy* da carteira de mercado, o Ibovespa, por se tratar do índice de maior retorno do mercado financeiro nacional.

O Ibovespa começou a mensurar, em janeiro de 1968, o valor de mercado de uma carteira. O índice é dado em valor absoluto, porém este não é de grande interesse; o importante é a rentabilidade do índice, que é dada pela variação do valor absoluto entre duas datas.

De acordo com LEITE e SANVICENTE (1994), o critério de escolha da carteira teórica do Ibovespa é responsável por boa parte das críticas à pouca representatividade do índice, que adota a negociabilidade como critério de seleção, exclusão e ponderação de ações. Como vantagem do índice, pode-se enaltecer a sua firmeza teórica, que superou, desde a sua criação, elevadas taxas de inflação, dezenas de planos econômicos e 11 zeros cortados na moeda nacional, sem que sofresse alterações metodológicas de cálculo.

Segundo LEITE e SANVICENTE (1994), a concentração do Ibovespa é um fenômeno cuja explicação não está em sua metodologia. Ela é consequência de fatores circunstanciais e políticos que estão caracterizando a conturbada caminhada do Brasil rumo ao desenvolvimento. O índice Bovespa é um simples espelho a refletir a ansiedade do mercado acionário.

3.3.2.1. Ativo livre de risco

É suposição básica, tanto do CAPM quanto do D-CAPM, que deve haver disponibilidade de recursos que permitam ao investidor realizar empréstimos ou investimentos a uma taxa livre de risco. Apesar de esse ser um ponto discutível, não se pretende aqui julgar o mérito dessa discussão. Aceitou-se essa suposição como uma limitação dos modelos de precificação.

O CAPM e o D-CAPM têm sua constante representada pela taxa livre de risco, uma vez que são modelos de equilíbrio. De acordo com NEVES (2001), o retorno do ativo livre de risco, como fator constante nos modelos, faz com que estes sejam modelos de equilíbrio. Normalmente, sugere-se utilizar as taxas dos títulos federais como ativos livres de risco, porém, os títulos do governo brasileiro são altamente voláteis e com retornos irrealistas – principalmente na recente história econômica do país, para atender às políticas monetária, fiscal e cambial –, o que inviabiliza o seu uso. Em substituição a eles, utilizou-se no presente trabalho o Certificado de Depósito Interbancário (CDI).

3.3.3. Testes empíricos dos modelos de precificação de ativos

Ambos os testes empíricos dos dois modelos de precificação de ativos aqui analisados seguem inicialmente o mesmo procedimento de tratamento dos dados. O primeiro passo foi calcular os prêmios de risco do índice de mercado, isto é, a diferença entre o retorno da carteira de mercado e a taxa livre de risco. O segundo passo tratou de calcular os prêmios de risco de cada ação, que são dados pela diferença entre o retorno da ação e a taxa livre de risco.

3.3.3.1. Metodologia para o CAPM

Segundo COPELAND e WESTON (1992), as duas primeiras etapas descritas anteriormente são essenciais para se testar empiricamente o CAPM, pois são responsáveis por transformar os valores esperados antes do fato, ou modelo *ex ante* (estes valores esperados não podem ser mensurados), em um modelo que utilize dados passados. Isso pode ser feito supondo-se que a taxa de retorno de qualquer ativo é um *fair game*. Em outras palavras, a média da taxa de retorno de dados passados de um ativo é igual à taxa esperada de retorno de um ativo

no futuro. Pode-se escrever o modelo *fair game* da seguinte forma:

$$r_{it} = E(r_{it}) + \beta_i \delta_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (\text{Equação 3.01})$$

Em que:

$$\delta_{mt} = r_{mt} - E(r_{mt});$$

$$E(\delta_{mt}) = 0;$$

$$\varepsilon_{it} = \text{um termo } random\text{-error};$$

$$E(\varepsilon_{it}) = 0;$$

$$\beta_i = \text{COV}(r_{it}, r_{mt}) / \text{VAR}(r_{mt})$$

Para desenvolvimento do modelo, infere-se a hipótese de que os retornos dos ativos são distribuídos normalmente no CAPM. A consequência disso é que o beta no modelo *fair game* é explicado exatamente do mesmo modo que o beta no CAPM. Pela substituição do $E(r_{it})$ do CAPM na equação 3.01, obtêm-se:

$$r_{it} = r_{ft} + [E(r_{mt}) - r_{ft}] \beta_i + \beta_i [r_{mt} - E(r_{mt})] + \varepsilon_{it}$$

$$r_{it} = r_{ft} + (r_{mt} - r_{ft}) \beta_i + \varepsilon_{it}$$

$$r_{it} - r_{ft} = (r_{mt} - r_{ft}) \beta_i + \varepsilon_{it}$$

$$Pr_{it} = (Pr_{mt}) \beta_j + \varepsilon_{it}$$

(Equação 3.02)

Em que:

$$Pr_{it} = \text{prêmio do risco da ação } i;$$

$$Pr_{mt} = \text{prêmio do risco do índice de mercado.}$$

Essa, então, é a forma *ex post* do CAPM. Para chegar a esse resultado foi necessário supor que retornos são normalmente distribuídos e que o mercado de capital é eficiente sob uma percepção *fair game*. Agora tem-se uma versão empírica do CAPM, que é expressa em termos de observações *ex post* de retornos em vez de expectativas *ex ante*.

De acordo com COPELAND e WESTON (1992), uma importante diferença entre o modelo empírico *ex post* e o modelo teórico *ex ante* é que no primeiro pode-se ter uma reta de inclinação negativa, enquanto no outro não. Observe-se que a teoria do CAPM sempre exige que o retorno esperado *ex ante* do mercado seja maior que a taxa de retorno do ativo livre de risco. Isso porque os preços dos ativos devem ser determinados de forma que os de maiores riscos tenham maiores taxas de retorno.

Uma vez trabalhados os dados, realizou-se a etapa subsequente, a *first-pass (time-series) regression*, que pode ser escrita da seguinte forma:

$$Pr_{it} = \alpha_{it} + (Pr_{mt}) \beta_i + \varepsilon_{it}$$

(Equação 3.03)

Ou, ainda:

$$Pr_{it} - \bar{Pr}_{it} = \alpha_{it} + (Pr_{mt} - \bar{Pr}_{it}) \beta_i + \varepsilon_{it}$$

(Equação 3.04)

Esta etapa tem como objetivo estimar os betas de cada ação do portfólio de análise. Para isso, foram realizadas 40 regressões por meio do método dos mínimos quadrados, utilizando-se como variável dependente o prêmio do risco da ação (ou o desvio do prêmio do risco da ação) e como variável independente o prêmio do risco do índice de mercado (ou o desvio do prêmio do risco do índice de mercado).

Para finalizar o teste e validar o modelo CAPM, executou-se a *second-pass (cross-sectional) regression*, tendo como variável dependente o prêmio esperado do risco da ação e, como variável independente, o beta encontrado na etapa anterior. A técnica matemática utilizada para cálculo da *cross-sectional* também foi o método dos mínimos quadrados. Algebricamente, pode-se escrever a regressão da seguinte forma:

$$\bar{r}_{it} - \bar{r}_{ft} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i + \varepsilon_{it}$$

(Equação 3.05)

A coesão entre os fundamentos teórico e empírico pressupõe que o teste atinja os seguintes resultados:

- a) o intercepto γ_0 não deve ser significativamente diferente de zero;
- b) espera-se que a inclinação da *security market line* seja igual ao prêmio de risco do índice de mercado, $\gamma_1 = \bar{r}_{mt} - \bar{r}_{ft}$;
- c) a *second-pass regression* tem um coeficiente de correlação relativamente elevado;
- d) a relação deve ser linear em beta;
- e) quando a equação do CAPM é estimada para um longo período de tempo, a taxa de retorno

do mercado deve ser maior que o ativo livre de risco, em razão do fato de o investimento em mercado ter um risco maior que o investimento livre de risco.

3.3.3.2. Metodologia para o D-CAPM

Iniciou-se o teste do D-CAPM fazendo-se um teste do formato da distribuição dos prêmios de risco das ações; para isso, comparou-se a média aritmética com a mediana de cada ação. Caso a média fosse igual à mediana, a distribuição seria simétrica; caso contrário, ela seria assimétrica.

Em seguida, para testar empiricamente o D-CAPM foi preciso, tal como no CAPM, transformar os dados de *ex ante* em *post ante*. Para isso, foram seguidos os passos indicados pelas equações 3.01, 3.02 e 3.04.

Na seqüência, calculou-se o *downside* beta para cada ativo. Para isso, executou-se a *first-pass regression*, que pode ser escrita da seguinte forma:

$$y_i = \beta_{it}^D(x_i) + \varepsilon_{it}$$

(Equação 3.06)

Em que:

$$y_i = \text{Min} [(Pr_{it} - \bar{Pr}_{it}), 0]$$

$$x_i = \text{Min} [(Pr_{mt} - \bar{Pr}_{mt}), 0]$$

Ou seja, o *downside* beta é estimado por uma reta de regressão que passa pela origem (intercepto = 0). Foram estimadas 40 regressões para obter-se o *downside* beta de cada ação, utilizando-se como variável dependente o semidesvio do prêmio de risco da ação e, como variável independente, o semidesvio do prêmio de risco do índice de mercado.

Tal como no modelo CAPM, para se finalizar o teste e validar o modelo D-CAPM executou-se a *second-pass (cross-sectional) regression*, utilizando-se como variável dependente o prêmio esperado do risco da ação e, como variável independente, o *downside* beta, encontrado na etapa anterior. A técnica matemática utilizada para o cálculo da *cross-sectional* também foi o método dos mínimos quadrados. Algebricamente, pode-se escrever a regressão da seguinte forma:

$$\bar{r}_{it} - \bar{r}_{ft} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i^D + \varepsilon_{it}$$

(Equação 3.07)

Os resultados esperados com o teste teórico e empírico do D-CAPM são similares aos do CAPM.

4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

4.1. Modelos de precificação de ativos

O primeiro passo para efetivação dos testes empíricos com os modelos de precificação de ativos, a fim de atingir o objetivo específico de avaliar a eficiência da aplicabilidade do CAPM e do D-CAPM ao mercado de capitais brasileiro, consistiu em calcular os retornos mensais do Ibovespa no período de dezembro de 1996 a agosto

de 2002. Não houve necessidade de calcular o retorno do CDI, uma vez que este já é divulgado em percentual.

O passo seguinte permitiu calcular o prêmio de risco do mercado, visando transformar os dados *ex ante* em *ex post*, uma vez que a versão empírica dos modelos de precificação de ativos deve ser expressa em observações *ex post* de retornos, contrapondo-se ao modelo teórico, que apresenta os dados em versão *ex ante*. O prêmio de risco do mercado foi então calculado pela diferença entre o retorno de mercado (Ibovespa) e o retorno do ativo livre de risco (CDI). O resultado pode ser conferido na Tabela 1.

Tabela 1: Prêmio do risco de mercado

Data	Prêmio	Data	Prêmio	Data	Prêmio	Data	Prêmio	Data	Prêmio
30/12/96	3,8193	30/01/98	-7,3350	31/03/99	16,7549	31/05/00	-5,2276	31/07/01	-7,0307
31/01/97	11,3931	27/02/98	6,6349	30/04/99	3,8344	30/06/00	10,4559	31/08/01	-8,2466
28/02/97	9,1884	31/03/98	10,8430	31/05/99	-4,2596	31/07/00	-2,9345	28/09/01	-18,4958
31/03/97	0,8129	30/04/98	-3,9466	30/06/99	3,2126	31/08/00	4,0262	31/10/01	5,3207
30/04/97	8,7153	29/05/98	-17,3111	30/07/99	-11,8127	29/09/00	-9,3918	30/11/01	12,3959
30/05/97	12,0662	30/06/98	-3,3033	31/08/99	-0,3720	31/10/00	-7,9407	28/12/01	3,6022
30/06/97	9,1874	31/07/98	8,9424	30/09/99	3,6606	30/11/00	-11,8431	31/01/02	-7,8348
31/07/97	0,8211	31/08/98	-41,0236	29/10/99	3,9740	28/12/00	13,6478	28/02/02	9,0662
29/08/97	-19,1608	30/09/98	-0,6204	30/11/99	16,3907	31/01/01	14,5551	28/03/02	-6,9211
30/09/97	9,6166	30/10/98	3,9561	30/12/99	22,4631	28/02/01	-11,0876	30/04/02	-2,7580
31/10/97	-25,5100	30/11/98	19,8977	31/01/00	-5,5533	30/03/01	-10,3935	31/05/02	-3,1155
28/11/97	1,5604	30/12/98	-23,7696	29/02/00	6,3218	30/04/01	2,1369	28/06/02	-14,6991
30/12/97	5,6195	29/01/99	18,2752	31/03/00	-0,5340	31/05/01	-3,1302	31/07/02	-13,8958
		26/02/99	6,6942	28/04/00	-14,0914	29/06/01	-1,8875	30/08/02	4,9012

Fonte: Dados da pesquisa (2003).

A próxima etapa consistiu em calcular os retornos mensais de cada ativo da carteira analisada. Em seguida, mensuraram-se os prêmios mensais de risco dos ativos para transformação dos dados.

As etapas seguintes dos testes empíricos são inerentes a cada modelo de precificação de ativos financeiros e foram tratadas nos subcapítulos seguintes.

4.1.1. Capital Asset Pricing Model

Processadas as etapas anteriores, que consistiram em preparar os dados para efetivação dos testes, procedeu-se ao cálculo dos betas de cada ativo. Os betas dos ativos foram calculados por meio da *first-pass regression* (equação 3.03). Para isso, utilizaram-se os prêmios de risco dos ativos como

variável dependente e os prêmios de risco do mercado como variável independente. Foi necessário gerar 40 regressões, uma para cada ativo.

Para garantia dos dados gerados, mensurou-se novamente o beta de cada ação por meio do tradicional cálculo da média, variância e covariância, e houve 100% de concordância entre os resultados encontrados.

Os resultados obtidos podem ser observados na Tabela 2, onde se pode aferir que não foi calculado nenhum beta com sinal negativo, o que vem confirmar os pressupostos da literatura sobre a raridade da ocorrência desse fato. Observa-se também que 77,50% dos betas apurados na *first pass regression* são menores que 1. Conseqüentemente, as ações referentes a esses betas

possuem uma posição defensiva diante do risco do mercado, ou seja, uma elevação ou um declínio dos retornos do mercado afetam o retorno das ações em magnitude proporcionalmente menor.

Tabela 2: Betas dos ativos

Ação	Tipo	Beta	Retorno Esperado
Acesita	PN	0,9304	-1,4474
Ambev	PN	0,6481	1,0128
Brasil	ON	0,6551	-0,0876
Bradesco	PN	0,9263	1,0163
Brasil Telec	PN	1,6582	13,7994
Cesp	PN	0,9368	1,2889
Itaubanco	PN	0,7798	1,6517
Itausa	PN	0,8403	0,9166
Klabin	PN	0,6182	0,1123
Ipiranga Pet	PN	0,6070	-0,4956
Sabesp	ON	1,1064	1,0688
Telesp	PN	0,7606	0,2772
CVRD	ON	0,5900	1,5249
CVRD	PNA	0,6627	1,5885
Bombril	PN	0,7592	-0,7537
Braskem	PNA	0,6841	0,1730
Cerj	ON	0,6090	-0,8861
Cemig	ON	0,7923	-0,8306
Cemig	PN	1,0112	-0,0210
Globo Cabo	PN	1,0398	-2,3809
CSN	ON	0,6796	1,6000
CST	PN	0,9292	1,0869
Duratex	PN	0,5869	-0,3150
Cataguazes	PNA	0,6149	-0,7579
Petrobrás	ON	1,2013	2,8991
Petrobrás	PN	1,0582	1,5500
Usiminas	PNA	0,8223	-0,4477
Aracruz	PNB	0,9349	2,5389
Eletróbás	ON	0,9550	-0,4074
Eletróbás	PNB	1,0086	0,1230
Embraer	PN	0,4658	4,7518
Gerdau	PN	1,0233	3,3206
Light	ON	0,9576	-1,6439
V C P	PN	0,7784	2,2269
Belgo	PN	0,3606	2,2309
Banespa	ON	0,9423	6,6670
Banespa	PN	0,9629	6,3996
Souza Cruz	ON	0,4832	2,0663

Ação	Tipo	Beta	Retorno Esperado
Celesc	PNB	1,0135	-0,7698
Coteminas	PN	0,6456	-1,0125

Fonte: Dados da pesquisa (2003).

Para finalizar, promoveu-se a geração da *cross-sectional regression*, a fim de testar a validade do CAPM. O modelo básico testado pode ser observado na equação 3.05. Utilizou-se o prêmio de risco do retorno esperado da ação, ou seja, a média aritmética dos prêmios mensais de risco do retorno da ação como variável dependente e o beta como variável independente. As estatísticas e os resultados obtidos estão apresentados nas Tabelas 3 e 4.

Tabela 3: Estatísticas da *cross-sectional*

Estatística de regressão	Valores
R múltiplo	0,4267
R-Quadrado	0,1820
R-Quadrado ajustado	0,1605
Observações	40

Fonte: Dados da pesquisa (2003).

Conforme apresentado na Tabela 3, a função da regressão apresentou um coeficiente de correlação de 0,4267. O valor dessa correlação ao quadrado denomina-se coeficiente de determinação e indica que 18,20% da variância das variáveis independentes é explicada por esse modelo. Segundo LEVINE *et al.* (2000), alguns pesquisadores sugerem que, para interpretar o coeficiente de determinação, seja calculado um coeficiente de determinação ajustado que reflita tanto o número de variáveis explicativas no modelo quanto o tamanho da amostra. Em conformidade com as recomendações, pode-se constatar que 16,051% da previsão do retorno é explicada via coeficiente de determinação ajustado.

O teste de significância do coeficiente de determinação, ou simplesmente teste *F*, foi processado para um nível de significância de 5%. Sabendo-se que no estudo aqui realizado há um grau de liberdade no numerador ($gl = 1$) da razão *F* e 38 graus de liberdade no denominador ($gl = 38$), o valor crítico de *F*, para o nível de significância aqui definido, é de 4,0980. Uma vez que a estatística *F* calculada foi de 8,4571 e que esta excedeu o valor crítico de 4,0980, pode-se concluir que as variáveis do modelo de regressão são significativas a 5%.

Portanto, segundo MALHOTRA (2001), se a relação entre as variáveis do modelo de regressão é significativa, é possível prever os valores da variável dependente com base nos valores da variável independente.

Tabela 4: Resultado da *cross-sectional*

Discriminação	Coefficientes	Erro-padrão	Stat t	Valor-P
Interseção	-2,9447	1,4965	-1,9678	0,0564
Variável X 1	5,0674	1,7425	2,9081	0,0060

Fonte: Dados da pesquisa (2003).

A Tabela 4 apresenta os coeficientes do modelo de regressão, obtidos por meio da *second-pass regression*, e também outro teste de significância estatística da relação linear entre as variáveis dependente e independente, o teste *t*. Conforme a Tabela 4, o valor da estatística *t* é 2,9081, com $n - 2 = 38$ graus de liberdade. É possível identificar que o valor crítico de *t*, com 38 graus de liberdade e significância de 5%, é de 2,0244 para um teste bicaudal. Como o valor calculado de *t* foi maior que o valor crítico, rejeita-se a hipótese nula. Logo, existe uma relação linear entre o prêmio de risco do retorno esperado da ação e o beta.

Afere-se também que o intercepto γ_0 é -2,9447 e que o coeficiente angular γ_1 é 5,0674. Portanto, a equação do CAPM estimada é:

$$E(R_i) = -2,9447 + 5,0674 \beta + 2,5910$$

A partir da equação do CAPM encontrada faz-se, a seguir, uma análise em que são confrontados os pressupostos do modelo teórico do CAPM e os resultados encontrados pelo teste no mercado de capitais brasileiro.

- a) O intercepto γ_0 não deve ser significativamente diferente de zero

Os resultados do teste apresentaram um γ_0 da *second-pass regression* igual a -2,9447, contradizendo assim um dos pressupostos teóricos do modelo CAPM, que sugere que o valor do intercepto num teste com dados *post ante* não deva ser significativamente diferente de zero, pois a variável dependente para cálculo da *second-pass regression* foi o prêmio de mercado. Caso não houvesse a necessidade de transformar os dados *ex ante* em *post ante*, o valor de γ_0 deveria ser positivo e não significativamente diferente da taxa de juros do ativo livre de risco.

- b) Espera-se que a inclinação da *security market line* seja igual ao prêmio de risco esperado do índice de mercado $\gamma_1 = R_{mt} - R_{ft}$

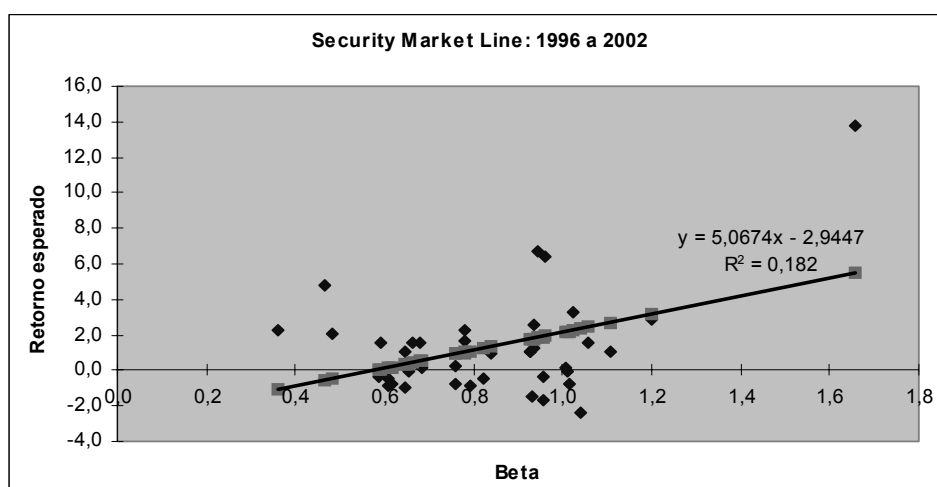
A variável γ_1 encontrada a partir da *second-pass regression* foi significativamente diferente do prêmio de risco esperado do mercado, pois, enquanto o coeficiente angular apresentou um valor de 5,0674, significativo a 5%, o prêmio de risco esperado do índice de mercado foi -0,2996.

- c) A *second-pass regression* tem um coeficiente de correlação relativamente elevado

A *second-pass regression* apresentou um coeficiente de correlação de 0,4267. Por conseguinte, um coeficiente de determinação igual a 18,20%. Apesar de o coeficiente de determinação ter apresentado um valor baixo, está coerente com outros estudos que testaram o CAPM. Pode-se inferir também que 81,80% da variabilidade da amostra é explicada por outros fatores distintos do risco sistemático que afetou o comportamento dos preços dos ativos no período analisado.

- d) A relação deve ser linear em beta

Conforme se pode observar na Figura 2, a linha de tendência da *second-pass* segue uma projeção linear, resultado similar aos pressupostos teóricos.

Figura 2: Análise gráfica da *second-pass*

Fonte: Dados da pesquisa (2003).

Quando a equação do CAPM é estimada para um longo período de tempo, a taxa de retorno do mercado deve ser maior que o ativo livre de risco, em razão do fato de o investimento no mercado ter um maior risco que o investimento livre de risco.

Contradizendo mais uma vez os pressupostos teóricos, a taxa de retorno esperado do mercado foi inferior à taxa de retorno esperado do ativo livre de risco para o período de dezembro 1996 a agosto de 2002, atestando a forma ineficiente do mercado de capitais brasileiro.

4.1.2. *Downside Capital Asset Pricing Model*

Realizadas as etapas de preparação dos dados para efetivação dos testes empíricos dos modelos de precificação de ativos, procedeu-se ao teste para verificar o formato da distribuição dos prêmios esperados de risco das ações, comparando-se a média com a mediana, e comprovou-se que todas as distribuições dos retornos das ações são assimétricas, o que reforça a utilização do D-CAPM.

Uma vez averiguado o formato das distribuições dos prêmios das ações, procedeu-se ao cálculo dos D-betas de cada ativo. Esses cálculos foram realizados por meio da *first-pass regression* (equação 3.06). Para isso, utilizaram-se os desvios dos prêmios de risco dos ativos como variável dependente e os desvios dos prêmios de risco do

mercado como variável independente. Foi necessário gerar 40 regressões, uma para cada ativo.

Por fim, como instrumento de confirmação dos resultados obtidos por meio da *first-pass regression*, calculou-se novamente os D-betas de cada ação. Agora, porém, utilizou-se o método tradicional de cálculo, que é feito por meio da média, da semivariância e da semicovariância, obtendo-se 100% de concordância entre o método tradicional e a *first-pass regression*.

Os resultados encontrados estão demonstrados na Tabela 5. Pode-se aferir que não foi calculado nenhum D-beta com sinal negativo, tal como ocorreu com os betas, o que, mais uma vez, vem confirmar os pressupostos da literatura sobre a raridade da ocorrência desse fato. Observa-se também que 70% dos D-betas apurados na *first pass regression* são menores que 1. Conseqüentemente, as ações referentes a esses D-betas possuem uma posição defensiva ante o risco do mercado, ou seja, as ações sofrem uma exposição menor diante da volatilidade do índice de mercado.

Tabela 5: D-Betas dos ativos

Ação	Tipo	D-Beta	Retorno Esperado
Acesita	PN	0,8214	-1,4474
Ambev	PN	0,7548	1,0128

Ação	Tipo	D-Beta	Retorno Esperado
Brasil	ON	0,7143	-0,0876
Bradesco	PN	0,9307	1,0163
Brasil Telec	PN	1,9730	13,7994
Cesp	PN	0,9220	1,2889
Itaubanco	PN	0,8747	1,6517
Itausa	PN	0,7919	0,9166
Klabin	PN	0,7379	0,1123
Ipiranga Pet	PN	0,6023	-0,4956
Sabesp	ON	1,1290	1,0688
Telesp	PN	0,8396	0,2772
CVRD	ON	0,6054	1,5249
CVRD	PNA	0,6462	1,5885
Bombril	PN	0,6525	-0,7537
Braskem	PNA	0,7441	0,1730
Cerj	ON	0,8002	-0,8861
Cemig	ON	0,7812	-0,8306
Cemig	PN	1,0230	-0,0210
Globo Cabo	PN	0,9539	-2,3809
CSN	ON	0,7581	1,6000
CST	PN	0,9916	1,0869
Duratex	PN	0,5729	-0,3150
Cataguazes	PNA	0,5832	-0,7579
Petrobrás	ON	1,4245	2,8991
Petrobrás	PN	1,1701	1,5500
Usiminas	PNA	0,8774	-0,4477
Aracruz	PNB	0,8822	2,5389
Eletróbrás	ON	1,1317	-0,4074
Eletróbrás	PNB	1,1416	0,1230
Embraer	PN	0,6774	4,7518
Gerdau	PN	1,0440	3,3206
Light	ON	1,0820	-1,6439
V C P	PN	0,6961	2,2269
Belgo	PN	0,5670	2,2309
Banespa	ON	1,0153	6,6670
Banespa	PN	1,0246	6,3996
Souza Cruz	ON	0,6197	2,0663
Celesc	PNB	1,0727	-0,7698
Coteminas	PN	0,6916	-1,0125

Fonte: Dados da pesquisa (2003).

A fim de encerrar o teste, promoveu-se à geração da *second-pass regression*, com o objetivo de validar o D-CAPM. O modelo teórico a ser testado pode ser observado na equação 3.07. Utilizou-se o prêmio de risco do retorno esperado da ação como variável dependente e o D-beta como variável

independente. Os resultados obtidos estão apresentados nas Tabelas 6 e 7.

Tabela 6: Estatísticas da *cross-sectional*

Estatística de regressão	Valores
R múltiplo	0,5522
R-quadrado	0,3050
R-quadrado ajustado	0,2867
Observações	40

Fonte: Dados da pesquisa (2003).

Conforme demonstrado na Tabela 6, a função da regressão apresentou um coeficiente de correlação de 0,5522 e, conseqüentemente, um coeficiente de determinação igual a 30,50%. Este valor indica que 30,50% da variância das variáveis independentes é explicada pelo D-CAPM. Conforme sugerido por vários pesquisadores, calculou-se o coeficiente de determinação ajustado, que apresentou um valor de 28,67%.

O teste *F* foi processado para um nível de significância de 5%. Sabendo-se que no estudo aqui realizado existe um grau de liberdade no numerador ($gl = 1$) da razão *F* e 38 graus de liberdade no denominador ($gl = 38$), o valor crítico de *F* para o nível de significância aqui definido é de 4,0980. Uma vez que a estatística *F* calculada foi de 16,6735 e que esta excedeu o valor crítico de 4,0980, pode-se concluir que as variáveis do modelo de regressão são significativas a 5%. Ou seja, é possível prever os valores da variável dependente com base nos valores da variável independente.

Tabela 7: Resultado da *cross-sectional*

Discriminação	Coefficientes	Erro-padrão	Stat <i>t</i>	valor-P
Interseção	-3,9071	1,3161	-2,9688	0,0052
Variável X 1	5,8298	1,4277	4,0833	0,0002

Fonte: Dados da pesquisa (2003).

A Tabela 7 apresenta os coeficientes do modelo de regressão e o teste de significância *t* obtidos por meio da *second-pass regression*. Conforme a Tabela 7, o valor da estatística *t* é 4,0833, com $n - 2 = 38$ graus de liberdade. É possível identificar que o valor crítico de *t*, com 38 graus de liberdade e significância de 5%, é de 2,0244 para um teste bicaudal. Como o valor calculado de *t* foi maior que o valor crítico, rejeita-se a hipótese nula. Logo,

existe uma relação linear entre o prêmio de risco do retorno esperado da ação e o beta.

Pode-se aferir também que o intercepto γ_0 é -3,9071 e que o coeficiente angular γ_1 é 5,8298. Portanto, a equação do D-CAPM estimada é:

$$E(R_i) = -3,9071 + 5,8278 \beta + 2,3884$$

A análise a seguir confronta os pressupostos teóricos do D-CAPM com os resultados encontrados pelo teste no mercado de capitais brasileiro.

a) O intercepto γ_0 não deve ser significativamente diferente de zero

Os resultados do teste apresentaram um γ_0 da *second-pass regression* igual a -3,9071, contradizendo assim um dos pressupostos teóricos do modelo D-CAPM, que sugere que o valor do intercepto num teste com dados *post ante* não deva ser significativamente diferente de zero, pois a variável dependente para cálculo da *second-pass regression* foi o prêmio de mercado. Caso não houvesse a necessidade de transformar os dados *ex ante* em *post ante*, o valor de γ_0 deveria ser positivo e não significativamente diferente da taxa de juros do ativo livre de risco.

b) Espera-se que a inclinação da *security market line* seja igual ao prêmio de risco do índice de mercado $\gamma_1 = R_{mt} - R_{ft}$

A variável γ_1 encontrada a partir da *second-pass regression* foi significativamente diferente do prêmio de risco esperado do mercado, pois, enquanto o coeficiente angular apresentou um valor de 5,8298, significativo a 5%, o prêmio de risco esperado do índice de mercado foi -0,2996.

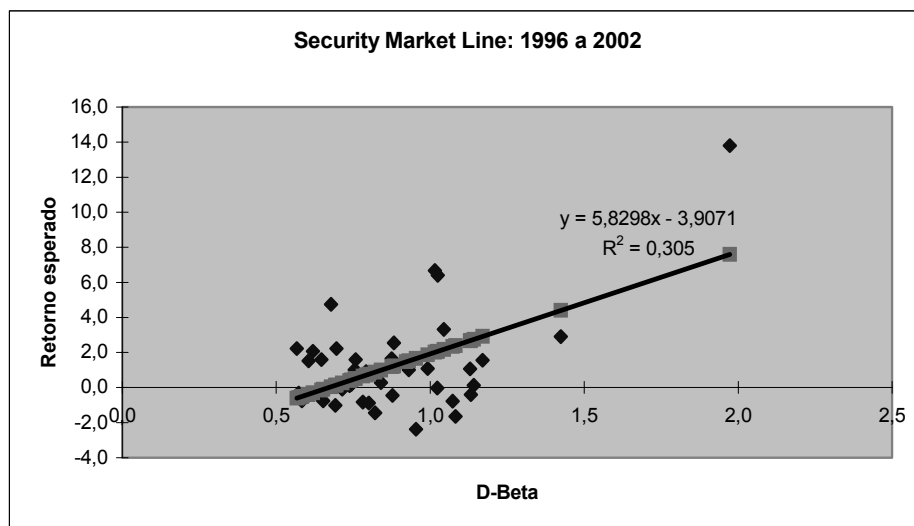
c) A *second-pass regression* tem um coeficiente de correlação relativamente elevado

A *second-pass regression* apresentou um coeficiente de correlação de 0,5522 e, por conseguinte, um coeficiente de determinação igual a 30,50%. Apesar de o coeficiente de determinação ter apresentado um valor baixo, está coerente com outros estudos que testaram o D-CAPM. Pode-se inferir também que 69,50% da variabilidade da amostra é explicada por outros fatores distintos do risco sistemático, que afetaram o comportamento dos preços dos ativos no período analisado.

d) A relação deve ser linear em D-beta

A tendência linear da reta de ajuste da *second-pass* pode ser conferida na Figura 3. Este resultado vai ao encontro dos pressupostos teóricos do modelo D-CAPM.

Figura 3: Análise gráfica da *second-pass*



Fonte: Dados da pesquisa (2003).

- e) Quando a equação do D-CAPM é estimada para um longo período de tempo, a taxa de retorno do mercado deve ser maior que o ativo livre de risco, em virtude do fato de o investimento em mercado ter um maior risco que o investimento livre de risco.

Contradizendo novamente os pressupostos teóricos, o teste empírico apresentou uma taxa de retorno esperado do mercado inferior à taxa de retorno esperado do ativo livre de risco para o horizonte de análise, no período de dezembro 1996 a agosto de 2002, reforçando assim a imagem de ineficiência do mercado de capitais brasileiro.

5. CONCLUSÕES

O presente trabalho teve como objetivo principal de estudo avaliar qual dos modelos de precificação de ativos financeiros, se o *Capital Asset Pricing Model* ou o *Downside Capital Asset Pricing Model*, comporta-se como o melhor previsor de retornos dos ativos do mercado brasileiro. Diante disso, chegou-se a algumas conclusões relevantes. Primeiramente, os resultados obtidos na pesquisa indicam que no mercado acionário da Bolsa de Valores de São Paulo uma boa parte da variabilidade média dos ativos não está relacionada aos riscos sistemáticos dos mesmos, em razão da ineficiência e pouca liquidez do mercado de capitais brasileiro. Outros fatores macroeconômicos podem contribuir para a explicação dos retornos, tais como: taxa de câmbio, balança comercial, reservas internacionais, taxa Selic, índices de preços, inflação, nível de desemprego, etc.

Com relação, especificamente, ao teste empírico realizado para o CAPM, os resultados comprovam que esta metodologia de mensuração do custo do capital próprio apresenta um fraco poder de explicação dos retornos dos ativos financeiros do mercado brasileiro. Esta afirmativa pode ser reforçada pelo baixo coeficiente de determinação (r^2) encontrado no teste, 18,20%, ou seja, apenas 18,20% dos retornos dos ativos financeiros podem ser explicados pelo CAPM.

Outros fatores contrários à utilização do CAPM são as contradições existentes entre os pilares teóricos e os resultados empíricos, principalmente no que se refere ao valor do intercepto, que foi significativamente diferente de zero, quando a teoria afirma que este deve ser igual ou bem

próximo de zero. O outro fator foi o valor da variável que indica a inclinação da regressão, que, para ser compatível aos preceitos teóricos, teria que ser igual ao prêmio esperado de risco do índice de mercado.

Quanto ao também testado modelo D-CAPM, que surgiu como uma metodologia alternativa de cálculo do custo do capital próprio capaz de amenizar as imperfeições de mensuração do CAPM, restou demonstrar que apresenta um poder explicativo dos retornos bem mais expressivo se comparado a este (CAPM), confirmando os rumores teóricos de que em mercados emergentes, como o Brasil, o D-CAPM possui uma maior capacidade de explicar os retornos das ações do que o CAPM.

O D-CAPM apresentou um coeficiente de determinação significativamente superior ao do CAPM: 30,50% do D-CAPM contra 18,20% do CAPM.

Contudo, os resultados do teste empírico do D-CAPM, tais como os do CAPM, feriram os principais preceitos teóricos desses modelos, que são os valores serem significativamente diferentes de zero e a inclinação da equação regressiva ser significativamente diferente do prêmio de risco do mercado.

Apesar de os resultados encontrados em ambos os testes, do CAPM e do D-CAPM, enfraquecerem os preceitos teóricos dos modelos, eles não inviabilizam seu uso, pois é preciso avaliar a eficiência dos dados disponíveis. Como foi discutido, o Ibovespa possui suas deficiências como *proxy* da carteira de mercado e os retornos das ações são altamente voláteis e vulneráveis. Então, os resultados encontrados pelo presente trabalho são condizentes com testes anteriormente realizados.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALVES-MAZZOTTI, A. J.; GEWANDSZNAJDER, F. *O método nas ciências naturais e sociais: pesquisa quantitativa e qualitativa*. 3. ed. São Paulo: Pioneira, 2001. 203 p.

BANZ, R. W. The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, Flórida, v. 9, n. 1, p. 3-18, Mar. 1981.

- BLACK, F.; JENSEN, M. C.; SCHOLES, M. The capital asset pricing model: some empirical tests. In: JENSEN, M. C. *Studies in the theory of capital markets*. New York: Praeger, 1972. p. 79-124.
- BLUME, M.; FRIEND, I. A new look at the capital asset pricing model. *The Journal of Finance*, Oxford, v. 28, n. 1, p. 19-33, Mar. 1973.
- BRIGHAM, E.; GAPENSKI, L.; EHRHARDT, M. *Administração financeira: teoria e prática*. São Paulo: Atlas, 2001.
- COPELAND, T. E.; WESTON, F. J. *Financial theory and corporate policy*. 3. ed. Massachusetts: Addison-Wesley, 1992. 946 p.
- ELTON, E. J.; GRUBER, M. J.; BROWN, S. J.; GOETXMANN, W. N. *Modern portfólio theory and investment analysis*. 6. ed. USA: John Wiley, 2003. 705 p.
- ESTRADA, J. The cost of equity in emerging markets: a downside risk approach. *Emerging Markets Quarterly*, New York, v. 13, n. 1, p. 19-30, Fall 2000.
- ESTRADA, J. Systematic risk in emerging markets: the D-CAPM. *Emerging Markets Quarterly*, New York, v. 14, n. 6, p. 365-379, Spring 2002.
- FAMA, E. F.; MACBETH, J. Risk, return and equilibrium: empirical test. *Journal of Political Economy*, Chicago, p. 30-55, Jan.-Feb. 1971.
- FRIEND, I.; BLUME, M. Measurement of portfólio performance under uncertainty. *American Economic Review*, Nashville, v. 60, n. 4, p. 561-575, Sept. 1970.
- GIBBONS, M. R. Multivariate tests of financial models: a new approach. *Journal of Financial Economics*, Flórida, p. 3-28, Mar. 1982.
- HOGAN, W. W.; WARREN, J. M. Toward the development of an equilibrium capital-market model based on semivariance. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Seattle, v. 9, n. 1, p. 1-11, Jan. 1974.
- LEITE, H. P.; SANVICENTE, A. Z. *Índice Bovespa: um padrão para os investimentos brasileiros*. São Paulo: Atlas, 1994. 140 p.
- LEVINE, D. M.; BERENSON, M. L.; STEPHAN, D. *Estatística: teoria e aplicações*. Rio de Janeiro: LTC, 2000. 812 p.
- LEVY, H. The Capital Asset Pricing Model, inflation, and the investment horizon: the Israeli experience. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Seattle, v. 15, n. 3, p. 561-593, Sept. 1980.
- LINTNER, J. The valuation of risk assets and the selection of risk investments in stock portfólios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 47, n. 1, p. 13-37, Feb. 1965.
- LÓPEZ, O. C.; GARCIA, F. J. H. *D-CAPM en México: un modelo alternativo para estimar el costo de capital*. Disponível em: <<http://www.ipade.mx>>. Acesso em: 10 mar. 2003.
- MALHOTRA, N. K. *Pesquisa de Marketing*. 3. ed. Porto Alegre: Bookman, 2001. 720 p.
- MARKOWITZ, H. M. Portfólio selection. *Journal of Finance*, Oxford, v. 7, n. 1, p. 77-91, Mar. 1952.
- MARKOWITZ, H. M. *Portfólio selection: efficient diversification of investments*. New York: John Wiley, 1959.
- MILLER, M.; SCHOLES, M. Rates of return in relation to risk: a re-examination of some recent findings. In: JENSEN, M. C. *Studies in the theory of capital markets*. New York: Praeger, 1972. p. 79-124.
- MOSSIN, J. Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, Chicago, v. 34, p. 768-783, Oct. 1966.
- NEVES, A. W. *A Precificação de ativos de renda variável no mercado de capitais brasileiro: uma visão comparativa entre a Arbitrage Pricing Theory e o Capital Asset Pricing Model*. Dissertação (Mestrado em Administração) – Faculdade de Ciências Econômicas de Belo Horizonte, Universidade Federal de Minas Gerais, 2001.

ROSS, S. A.; WESTERFIELD, R. W.; JAFFE, J. F.
Administração financeira. São Paulo: Atlas, 2002.
776 p.

SHARPE, W. F. Capital asset prices: a theory of
market equilibrium under conditions of risk. *The
Journal of Finance*, Oxford, v. 19, n. 3, p. 425-442,
Sept. 1964.

TOBIN, J. Liquidity preference as a behavior
toward risk. *Review of Economic Studies*, Oxford, v.
25, n. 66, p. 65-86, Feb. 1958.