



Comparação entre Diferentes Modelos de Precificação de Ativos com Risco: CAPM e Variantes

Sabrina Soares da **SILVA**

UFLA

German Torres **SALAZAR**

UFLA

Cristina Lélis Leal **CALEGÁRIO**

UFLA

Resumo

Os modelos de precificação de ativos com risco auxiliam na avaliação de investimentos e na compreensão da relação entre retorno e risco. O *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) e o *Downside Capital Asset Pricing Modelo* (D-CAPM), em suas versões estática e condicional, foram testados para avaliar qual é o mais adequado ao mercado de capitais brasileiro. Utilizou-se uma amostra de 100 títulos, selecionados intencionalmente entre os mais negociados na Bovespa, entre janeiro de 1995 e dezembro de 2005. Os títulos foram agrupados, segundo sua liquidez, em 14 carteiras, com 7 ou 8 títulos cada uma. Os resultados indicam que a seleção de investimentos pode ser feita utilizando-se os quatro modelos testados, pois todos podem explicar a relação entre retorno e risco. Deles, o D-CAPM condicional foi o que melhor explicou as variações nos retornos das carteiras menos líquidas, enquanto o D-CAPM estático explicou melhor as variações das carteiras mais líquidas.

Palavras-chave: Modelos de Precificação; avaliação de investimentos; *Capital Asset Pricing Model*; *Downside Capital Asset Pricing Model*; *Conditional Capital Asset Pricing*



Model.

Introdução

A escolha de um investimento depende, primordialmente, da taxa de retorno por ele oferecida. Porém, apesar das inúmeras discussões acerca da taxa que deve ser exigida pelos investidores, não há consenso, entre os pesquisadores, sobre qual é a mais indicada e como calculá-la. Também não há ainda uma compreensão clara sobre como os investidores avaliam o risco de um projeto e como eles determinam o prêmio exigido pela exposição a esse risco.

A primeira grande contribuição na solução deste problema foi a de Markowitz (1952), que desenvolveu a moderna teoria de carteira e definiu dois parâmetros básicos para seleção de um investimento: a média e a variância dos retornos históricos. A média seria a medida adequada do retorno esperado, que deve ser maximizado, enquanto a variância do retorno poderia mensurar adequadamente o risco, que deve ser minimizado.

Os modelos de precificação de ativos financeiros, considerando o mercado em equilíbrio, auxiliam na determinação do preço de mercado do risco e o relacionamento entre o retorno esperado e o risco para qualquer ativo. Desses modelos, o primeiro a ser desenvolvido e, ainda hoje, mais utilizado no meio acadêmico, é o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), que foi desenvolvido, de maneira independente, por Lintner (1965), Mossin (1966) e Sharpe (1964).

A pressuposição básica do CAPM é o relacionamento linear entre o retorno de um ativo e seu risco, sendo esse último mensurado pelo beta, que mede a sensibilidade dos retornos de um ativo às variações nos retornos da carteira de mercado ou, de maneira mais formal, o risco sistemático dos ativos. Desde sua formulação, vários estudos empíricos analisaram a consistência do CAPM, porém, não há consenso nos resultados obtidos.



A partir das limitações encontradas no CAPM, passaram a ser desenvolvidas novas modelagens, tendo muitas delas tido como base o próprio CAPM, representando, na verdade, variações do mesmo. Dentre os modelos que buscaram apresentar variações do CAPM, vem se destacando, na literatura, o *Conditional Capital Asset Pricing Model* (C-CAPM), ou CAPM condicional. Sua idéia principal parte da crítica de que o risco sistemático não é estável ao longo do tempo, conforme pressupõe o CAPM. Assim, ele buscou vislumbrar as possíveis alterações nas características fundamentais de uma empresa e no seu ambiente macroeconômico, sugerindo que o relacionamento entre o risco e o retorno de um ativo se dá de forma dinâmica. Assim, as informações presentes em determinado momento subsidiam a expectativa de retorno dos investidores.

Porém, o C-CAPM manteve o beta, que utiliza a variância como medida de dispersão, como medida de risco, o que pode causar vieses em mercados emergentes. Assim, para se testar este modelo no Brasil, pode ser utilizado o *downside* beta, que utiliza a semivariância como medida de dispersão. Uma das vantagens da semivariância é que ela considera indesejável apenas os retornos que estão abaixo do esperado, enquanto a variância considera igualmente indesejáveis todos os extremos dos retornos. Esta medida de sensibilidade foi utilizada por Estrada (2000), no modelo *Downside Capital Asset Pricing Model* (D-CAPM). A semivariância se mostra adequada ao mercado de capitais brasileiro, já que este possui baixa liquidez e grande volatilidade.

O objetivo deste estudo foi avaliar se o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) e sua variação, o *Downside Capital Asset Pricing Model* (D-CAPM), em suas formas estática e condicional, explicam as variações nos retornos dos ativos com risco negociados no Brasil.

1 Referencial Teórico

1.1 *Capital Asset Pricing Model* (CAPM)

O retorno esperado de qualquer ativo com risco é igual à taxa de retorno do ativo livre de risco, mais um prêmio pelo risco. O prêmio pelo risco é o retorno que os investidores

exigem pelo risco e é obtido pelo preço de mercado do risco multiplicado pela quantidade de risco (Elton et al., 2003). Essa relação pode ser escrita da seguinte forma:

Retorno esperado = Preço do tempo + Preço do risco * Quantidade de risco

O preço do risco é a diferença entre a taxa de retorno esperada na carteira de mercado e a taxa de retorno livre de risco. A quantidade de risco é chamada de beta. O beta é, segundo Brigham (2001), a tendência de uma ação se mover para cima ou para baixo, com o mercado. Ele representa a inclinação da reta do modelo de mercado e mede a sensibilidade do retorno da ação frente à flutuação no retorno do índice de mercado, e pode ser calculado pela seguinte fórmula:

$$\beta_i = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2} = \frac{Cov(R_i, R_M)}{Var(R_M)}$$

em que β_i é o beta do ativo i ; $Cov(R_i, R_M)$ é a covariância entre o retorno do ativo i e o retorno do mercado; $Var(R_M)$ é a variância do retorno do mercado.

Essa relação evidencia que, quanto mais elevada a covariância entre o retorno de um ativo e o retorno do mercado, maior será o beta deste ativo e, conseqüentemente, maior será seu risco. Nas carteiras diversificadas, o beta torna-se a medida correta do risco dos ativos. Nesses casos, o risco não-sistemático tende a zero e o único risco relevante é o risco medido pelo beta.

O beta de cada ativo é, então, relacionado a seu retorno, conforme a fórmula a seguir:

$$\bar{R}_i = R_F + (R_M - R_f)\beta_i$$

em que R_F é o retorno do ativo livre de risco, indicando o ponto de intercepto da reta.

Porém, é importante ressaltar que a aplicação do CAPM baseia-se em uma série de pressupostos, apresentados por Sharpe (1964), que são:

- os indivíduos tomam suas decisões de investimentos baseados apenas nos valores esperados e na variância das distribuições futuras dos rendimentos;
- a concorrência, dentro do mercado, é perfeita, não existindo custos de transação como impostos, regulamentações e restrições;
- os ativos são infinitamente divisíveis, de modo que o investidor pode escolher



qualquer posição em um investimento;

- os indivíduos são racionais, avessos ao risco e maximizam sua utilidade esperada;
- os indivíduos possuem expectativas homogêneas, ou seja, têm expectativas idênticas com relação aos retornos esperados, à variância dos retornos e à matriz de correlação entre todas as ações, o que pressupõe que todas as informações relevantes estejam disponíveis a todos os investidores;
- existe um ativo livre de risco, que é importante na determinação do preço dos ativos com risco;
- todos os indivíduos podem emprestar e tomar emprestado, à mesma taxa de juros livre de risco, qualquer quantidade de fundos que desejar;
- todos os indivíduos têm o mesmo horizonte para tomar suas decisões de investimentos, que é de um período de tempo.

Porém, muitos dos pressupostos do CAPM são insustentáveis e alguns deles são impossíveis de se observar nas condições reais das economias mundiais.

1.2 *Downside Capital Asset Pricing Model (D-CAPM)*

A principal mudança proposta pelo D-CAPM, em relação ao CAPM, é a utilização da semivariância como medida de dispersão, no lugar da variância. Essa mudança foi proposta porque a utilização da variância pressupõe a distribuição simétrica dos retornos dos ativos (Markowitz, 1959). Nessa situação, os desvios dos retornos dos ativos tendem a se distribuir simetricamente em torno da média, fazendo com que as tendências de que um retorno seja positivo ou negativo sejam similares. Assim, a escolha de um investimento não é afetada pela escolha da medida de dispersão dos retornos.

Porém, como os retornos apresentam, comumente, variações assimétricas, a distribuição dos retornos dos ativos influencia na escolha do investimento. Nesses casos, o grau de dispersão dos retornos em torno da média é variável, sendo mais recomendável, segundo Markowitz (1959), adotar a semivariância como alternativa à variância. Uma importante vantagem da semivariância é que ela não se preocupa com os retornos acima do esperado,



considerados positivos para os investidores, mas apenas com aqueles que estão abaixo do esperado, concentrando-se, como colocam Hogan & Warren (1974), nas perdas.

No desenvolvimento de seu modelo de média-semivariância, Hogan & Warren (1974) redefiniram a medida de sensibilidade do ativo, a qual eles denominaram de *downside* beta. A co-semivariância desse modelo, que mesclava desvio e semidesvio, pode ser obtida pela fórmula:

$$S_{iM} = E\{(R_i - R_F) \cdot \text{Min}[(R_M - R_F), 0]\}$$

Sendo a semivariância representada do seguinte modo:

$$S_{iM} = E\{\text{Min}[(R_M - R_F), 0]^2\}$$

A partir dos conceitos de Hogan & Warren (1974), Estrada (2000) e desenvolveu o modelo *Downside Capital Asset Pricing Model* (D-CAPM), que possuía como diferencial, em relação ao CAPM, sua medida de sensibilidade, o *downside*-beta. Esta medida era obtida a partir da razão entre o semidesvio dos retornos do ativo e o semidesvio dos retornos do mercado, ou seja, a co-semivariância dividida pela semivariância dos retornos do mercado. Estrada (2000) apresentou, como vantagens desse modelo, sua solidez teórica, a simplicidade de implementação, a flexibilidade de aplicação, podendo ser aplicado para o mercado e para a empresa, e maior eficiência em capturar o risco que os investidores desejam evitar.

O *downside*-beta ajuda também a explicar porque o mercado é mais integrado quando há perdas – quando se recomenda utilizar o beta como medida de risco – e mais segmentado em caso de ganhos, quando se recomenda a utilização do desvio padrão como medida de risco. Além disso, ele corrobora com estudos que propõem que perdas de dada magnitude têm impactos muito maiores do que ganhos dessa mesma intensidade (Estrada, 2000).

1.3 Conditional Capital Asset Pricing Model (C-CAPM)

Um dos principais problemas do CAPM é que ele não considera a variação dos betas dos ativos ao longo do tempo, que já foi comprovada, para o mercado norte-americano, por diversos autores, como Bollerslev et al. (1988), Ferson & Harvey (1991), Ferson &

Korajczyk (1995). A distribuição dos retornos dos ativos varia no tempo e, por isso, as expectativas subjetivas de um momento variam de um período a outro. Isso implica que as expectativas dos investidores têm um comportamento randômico e não constante, como pressupõe o CAPM.

Assim, o CAPM condicional pode ser expresso da seguinte maneira:

$$E[r_{it} | \Omega_{t-1}] = \beta_{it} E[r_{Mt} | \Omega_{t-1}]$$

em que: Ω_{t-1} representa as informações comuns disponíveis ao conjunto de investidores no final do período $t-1$; r_{it} é o prêmio pelo risco do ativo i ($R_i - R_F$) e r_{Mt} é o prêmio pelo risco da carteira de mercado ($R_M - R_F$).

O beta condicional pode ser definido como:

$$\beta_{it} = \frac{\text{cov}(r_{it}, r_{Mt} | \Omega_{t-1})}{\text{var}(r_{Mt} | \Omega_{t-1})}$$

Nesta versão do CAPM, todos os momentos são condicionados pelas informações disponíveis ao final do tempo $t-1$. Assim, tanto o beta dos ativos como o preço do risco variam no tempo. E isto é ainda mais essencial, segundo Bonomo & Garcia (1997), em mercados emergentes, nos quais a instabilidade macroeconômica e as condições políticas causam consideráveis variações nesses fatores.

Jagannathan & Wang (1996) esclarecem, ainda, que se a covariância entre o beta condicional do ativo i e o prêmio pelo risco de mercado condicional for zero para todos os ativos i , escolhidos arbitrariamente, então, haverá uma função linear entre o beta esperado e seu retorno, que é a equação do próprio CAPM estático. Assim, o teste do CAPM condicional teria o mesmo resultado que o CAPM estático.

O C-CAPM pode ser formulado de diversas formas. Uma maneira simples foi a desenvolvida por Lewellen & Negel (2003), que propuseram seu teste por meio de *short window regression*. Assim, a regressão do CAPM pode ser realizada em períodos que podem variar de mensal a anual, utilizando dados que podem ser de diários a mensais. Dessa forma, supera-se o principal problema do C-CAPM, que é conhecer todas as informações disponíveis em cada período de tempo, já que os betas não precisam ser



modelados como função de variáveis macroeconômicas observadas, como feito nos estudos de Lettau & Ludvigson (2001) ou de Shanken (1990). A utilização de variáveis macroeconômica torna-se praticamente inviável na medida em que é impossível conhecer todas as variáveis disponíveis para análise dos investidores. Na proposta de Lewellen & Nagel (2003), para testes com dados mensais, utiliza-se a seguinte equação:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_{i0}r_{Mt} + \beta_{i1}r_{Mt-1} + \varepsilon_{it}$$

em que: β_{i0} é o beta do ativo i no período t ; β_{i1} é o beta do ativo i no período $t-1$; R_{Mt-1} é o prêmio do retorno de mercado no período $t-1$.

Assim, o retorno do mercado, disponível no período $t-1$ terá influência, assim como aquele no período t , sobre o retorno dos ativos. Isso porque a informação passada influencia o resultado presente. Porém, caso não seja observada tal influência, β_{i1} tenderá a zero.

2 Metodologia

Foi utilizada uma amostra de 100 títulos, escolhidos entre os mais líquidos, que foram negociados, ininterruptamente, na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa), entre 1º de janeiro de 1995 e 31 de dezembro de 2005. Com eles, foram formadas 14 carteiras, com 7 ou 8 títulos em cada uma delas. Os ativos foram alocados dos mais líquidos (maior número de negociações no período) para os menos líquidos. Assim, a carteira 1 constituiu-se dos títulos mais líquidos da amostra, e a carteira 14, dos menos líquidos. Foram atribuídos pesos iguais a todos os títulos nas carteiras.

Todos os dados utilizados são secundários e foram coletados da base de dados da Economatica. As séries temporais diárias, no fechamento, de cotação e a pontuação do Ibovespa foram deflacionadas pelo IGP-DI. Os retornos foram calculados em intervalos de quatro semanas, resultando em 143 observações. Como ponto de corte, entre um período de quatro semanas e outro, utilizou-se as quartas-feiras. As análises de regressão e demais testes estatísticos foram realizadas no software SAS.

Utilizou-se como *proxy* da carteira de mercado o índice da Bolsa de Valores de São Paulo

(Ibovespa). Esse índice foi escolhido por representar mais de 80% do número de negócios e do volume financeiro verificado no mercado à vista (BOVESPA, 2006). Já o ativo livre de risco conceituado, segundo Nakamura (1998), como aquele que possui retornos com desvio padrão igual a zero, não é observável. No Brasil, Barros et al. (2003) buscaram identificar quais taxas mais se aproximavam dessa condição e sugeriram como *proxies* para esta taxa o retorno da caderneta de poupança e o retorno do certificado de depósito interbancário (CDI). Como o primeiro apresentou menor desvio padrão, foi selecionado.

O retorno de investimentos em ações é calculado a partir da seguinte fórmula:

$$R_{it} = \left[\left(\frac{P_{it} + Div_{it}}{P_{it-1}} \right) - 1 \right] * 100$$

em que, R_{it} é o retorno do ativo i no tempo t ; P_{it} é o preço do ativo i ao final do período t ; P_{it-1} é o preço do ativo i ao final do período $t-1$; Div_{it} é a soma dos proventos pagos para o ativo i no período t .

Após o cálculo dos retornos para cada título, os retornos foram reunidos em retornos das carteiras construídas, tendo todos os títulos de uma mesma carteira recebido pesos iguais, para que nenhum deles se sobressaísse sobre os demais, mesmo que fosse mais negociado. O retorno, a cada quatro semanas, de cada carteira de ativos, pode ser representado pela fórmula:

$$R_{pt} = \sum_{i=1}^n R_{it} * \frac{1}{n}$$

Para a realização dos testes, foi calculado, para cada carteira formada, o prêmio pelo risco no tempo t (r_{pt}), dado pela diferença entre o retorno da carteira no tempo t (R_{pt}) e o retorno do ativo livre de risco no tempo t (R_{ft}). Em seguida, de forma similar, foi calculado o prêmio de mercado no tempo t (r_{Mt}), obtido pela diferença entre o retorno da carteira de mercado no tempo t (R_{Mt}) e o retorno do ativo livre de risco no tempo t (R_{ft}). Os valores assim obtidos foram regressionados, conforme a fórmula a seguir:

$$r_{pt} = \alpha + \beta r_{Mt} + \varepsilon_{pt}$$

em que: α é a interseção; β é a inclinação da reta, ou o coeficiente beta estimado; ε_{pt} é o

erro aleatório.

Feitas as regressões, foram analisados o coeficiente de determinação R^2 e R^2 ajustado, o teste F de Snedocor e o teste t , de Student. A presença de autocorrelação nos resíduos foi testada pelo teste de Durbin-Watson (dw) e a presença de heterocedasticidade pelo teste Chi-Square. Esses problemas, quando detectados, foram controlados por meio de modelos auto-regressivos, sendo as ordens dessas correções escolhidas utilizando-se o *stepwise*, pelo método de Yule-Walker. A estimação foi pelo método da máxima verossimilhança.

Para testar o D-CAPM, foram feitas regressões lineares, seguindo a seguinte equação:

$$y_{pt} = \alpha + d\beta x_{Mt} + \varepsilon_{pt}$$

em que: $d\beta$ é a inclinação da reta ou o coeficiente *downside*-beta estimado;

$$y_{pt} = \text{Min}[(R_{pt} - \mu_p), 0]; \quad x_{Mt} = \text{Min}[(R_{Mt} - \mu_M), 0].$$

Foram analisados os mesmos parâmetros do modelo anterior, assim como foram realizados os mesmos testes estatísticos e, quando necessário, realizadas as mesmas correções. Esses procedimentos também foram seguidos para as versões condicionais.

Os testes realizados com o C-CAPM utilizaram a seguinte fórmula:

$$r_{pt} = \alpha + \beta_0 r_{Mt} + \beta_1 r_{Mt-1} + \varepsilon_{pt}$$

em que: r_{Mt-1} é o prêmio de mercado no tempo $t-1$; β_0 é o beta parcial estimado para o tempo t ; β_1 é o beta parcial estimado para o tempo $t-1$.

Já para o modelo D-CAPM condicional, utilizou-se a fórmula a seguir.

$$y_{pt} = \alpha + d\beta_0 x_{Mt} + d\beta_1 x_{Mt-1} + \varepsilon_{pt}$$

em que: $d\beta_0$ é *downside*-beta parcial estimado para o tempo t ; $d\beta_1$ é *downside*-beta parcial estimado para o tempo $t-1$; $x_{Mt-1} = \text{Min}[(R_{Mt-1} - \mu_M), 0]$.

3 Resultados e Discussões

Os resultados obtidos com o CAPM estão dispostos na Tabela 1. Embora se esperasse que

os interceptos tivessem valores próximos a zero e significativos, nenhum deles foi significativo a, pelo menos, 10%. Já o beta foi significativo para todas as carteiras, a 0,01%. Houve certa tendência de redução dos betas, na medida em que se diminuía a liquidez das carteiras. Isso pode ter ocorrido, em parte, porque quanto mais líquido for um ativo, mais ele estará representado pela carteira de mercado, podendo estar mais correlacionado a esta.

TABELA 1 Resultados utilizando o CAPM de janeiro de 1995 a dezembro de 2005

Carteira	α		β		R^2	R^2_{adj}	Teste F
	Parâmetro	Teste t	Parâmetro	Teste t			
1	0,1028	0,7776	0,8496	<0,0001	0,7741	0,7725	<0,0001
2	-0,1555	0,7886	0,8787	<0,0001	0,6574	0,6675	<0,0001
3	-0,1263	0,7954	0,8164	<0,0001	0,6925	0,6996	<0,0001
4	-0,5079	0,4123	0,7333	<0,0001	0,5277	0,5242	<0,0001
5	0,2485	0,8021	0,6328	<0,0001	0,4814	0,5649	<0,0001
6	-0,6018	0,4758	0,6210	<0,0001	0,5560	0,5962	<0,0001
7	-0,17936	0,7059	0,4864	<0,0001	0,3972	0,3929	<0,0001
8	-0,8736	0,1277	0,5581	<0,0001	0,3140	0,3181	<0,0001
9	-0,3858	0,5021	0,5329	<0,0001	0,3512	0,3466	<0,0001
10	0,0125	0,9915	0,6896	<0,0001	0,2709	0,2936	<0,0001
11	-0,0818	0,9476	0,5458	<0,0001	0,2477	0,3097	<0,0001
12	-0,2232	0,7466	0,4272	<0,0001	0,2937	0,3890	<0,0001
13	-0,3950	0,4973	0,4054	<0,0001	0,2341	0,2287	<0,0001
14	0,0508	0,9420	0,2528	<0,0001	0,1558	0,2280	<0,0001

Ainda na Tabela 1, observa-se que todos os betas ficaram abaixo de um, indicando que todas as carteiras construídas são menos voláteis que a carteira de mercado. Todos os betas foram positivos, corroborando com pesquisas anteriores, que constataram a dificuldade em se encontrar títulos ou carteiras com betas negativos. O teste F indicou que o modelo foi significativo, a 0,01% para todas as carteiras analisadas. Porém, o coeficiente de determinação não foi relativamente elevado para todas elas. De modo geral, pode-se dizer que os coeficientes de determinação foram mais elevados para as carteiras de maior liquidez. Essa tendência de redução do R^2 e do R^2 ajustado à medida que a liquidez da carteira se reduz não é explicada pelo CAPM, porém, pode-se dizer que a liquidez pode exercer alguma influência sobre os retornos dos ativos.

Em seguida, foram realizados os testes para o período de janeiro de 1995 a dezembro de

2005 com o D-CAPM. Os resultados assim obtidos estão sumarizados na Tabela 2, em que se observam resultados um pouco superiores aos obtidos, para o CAPM, no mesmo período.

TABELA 2 Resultados utilizando o D-CAPM de janeiro de 1995 a dezembro de 2005

Carteira	α		$d\beta$		R^2	R^2_{adj}	Teste F
	Parâmetro	Teste t	Parâmetro	Teste t			
1	-0,3682	0,0390	0,8507	<0,0001	0,8515	0,8600	<0,0001
2	-1,0839	0,0059	0,7945	<0,0001	0,7224	0,7319	<0,0001
3	-0,6551	0,0768	0,7686	<0,0001	0,7874	0,7896	<0,0001
4	-1,3780	<0,0001	0,6227	<0,0001	0,6054	0,6267	<0,0001
5	-1,7476	<0,0001	0,5339	<0,0001	0,5104	0,4636	<0,0001
6	-1,3448	0,0029	0,5451	<0,0001	0,5976	0,5684	<0,0001
7	-1,2823	0,0002	0,4306	<0,0001	0,4661	0,4705	<0,0001
8	-1,6984	<0,0001	0,4996	<0,0001	0,3936	0,3912	<0,0001
9	-1,7226	0,0002	0,4025	<0,0001	0,3964	0,3713	<0,0001
10	-3,2744	<0,0001	0,4668	<0,0001	0,2955	0,2719	<0,0001
11	-2,0596	<0,0001	0,5585	<0,0001	0,3824	0,3781	<0,0001
12	-1,8142	0,0008	0,3542	<0,0001	0,3465	0,2651	<0,0001
13	-2,0678	<0,0001	0,3202	<0,0001	0,2437	0,1956	<0,0001
14	-1,6617	<0,0001	0,1727	<0,0001	0,1351	0,1079	<0,0001

Nesta Tabela observa-se que, em todas as carteiras, os parâmetros estimados para o intercepto foram significativos, tendo os níveis de significância sido menores apenas para as carteiras 1 (5%) e 3 (10%). Todos os valores obtidos foram negativos, indicando que os pontos de origem das retas estão sempre abaixo do zero, o que era esperado, visto que este modelo se concentra nos retornos negativos.

Os *downside*-betas, apresentados na Tabela 2, foram significativos, a 0,01%, para todas as carteiras. De maneira similar ao dos betas obtidos nos testes com o CAPM, eles tiveram uma tendência a decrescer na medida em que a liquidez se reduzia. Porém, observa-se que, na média, os valores dos *downside*-betas foram inferiores aos dos betas.

Quanto aos coeficientes de determinação apresentados na Tabela 2, percebe-se que os R^2 ajustados tiveram valores um pouco superiores aos obtidos para o CAPM. Embora se tenha observado a mesma tendência dos resultados com o CAPM, de os coeficientes de determinação obtidos decrescerem à medida que a liquidez das carteiras era reduzida, pode-

se dizer que o D-CAPM teve maior aderência ao mercado acionário brasileiro, quando comparado ao CAPM, para este período.

Os modelos condicionais do CAPM e D-CAPM buscaram incluir informações passadas, do período $t-1$, na explicação dos retornos das carteiras no período t . Os resultados com o C-CAPM estão dispostos na Tabela 3, na qual os prêmios do mercado no período $t-1$ estão representados pelo β_1 , e aqueles referentes ao período t , pelo β_0 .

TABELA 3 Resultados utilizando o C-CAPM, de janeiro de 1995 a dezembro de 2005

Carteira	α		β_0		β_1		R^2	R^2_{adj}
	Par.	Teste t	Par.	Teste t	Par.	Teste t		
1	0,0728	0,8207	0,8392	<0,0001	0,0362	0,3490	0,7801	0,7802
2	-0,2165	0,6761	0,8691	<0,0001	0,0979	0,0768	0,6597	0,6590
3	-0,0540	0,9128	0,8259	<0,0001	-0,0093	0,8355	0,7054	0,7147
4	-0,5534	0,3287	0,7065	<0,0001	0,1218	0,0409	0,5345	0,5337
5	0,2308	0,8054	0,6448	<0,0001	0,1388	0,0124	0,5851	0,5099
6	-0,5866	0,4590	0,6114	<0,0001	0,0782	0,1089	0,6052	0,5383
7	-0,1369	0,7965	0,4869	<0,0001	0,0321	0,5279	0,4098	0,4050
8	-1,0601	0,0323	0,5293	<0,0001	0,3238	<0,0001	0,4235	0,4332
9	-0,4221	0,5318	0,5123	<0,0001	0,0857	0,1537	0,3749	0,3705
10	-0,2165	0,8552	0,6394	<0,0001	0,3347	0,0004	0,3540	0,3378
11	-0,1182	0,9241	0,5253	<0,0001	0,1228	0,1252	0,3190	0,2631
12	-0,3825	0,5203	0,4430	<0,0001	0,2886	<0,0001	0,5035	0,4395
13	-0,4806	0,3989	0,3778	<0,0001	0,1844	0,0028	0,2815	0,2712
14	0,0117	0,9796	0,2403	<0,0001	0,2039	<0,0001	0,2579	0,2472

De forma similar ao CAPM, também para o C-CAPM nenhum dos interceptos estimados teve valor significativo. O β_0 foi significativo a 0,01% em todas as carteiras, tendo seus valores, também neste modelo, decrescido na medida em que a liquidez da carteira se reduziu. Quanto aos β_1 , não foram significativos a, pelos menos, 10% para as carteiras 1, 3, 7, 9 e 11, sendo significativos a, pelos menos 0,05%, nas carteiras 8, 10, 12 e 14, nas quais também obteve os valores mais elevados.

A significância e os valores elevados para os β_1 nessas carteiras indicaram que o prêmio de mercado no período t , sozinho, não foi capaz de explicar todas as variações ocorridas no prêmio das carteiras. A concentração desses valores nas carteiras de menor liquidez é justificável, já que a resposta em seus prêmios, às variações no prêmio de mercado, é mais

lenta, uma vez que esses títulos são menos negociados.

Por outro lado, as carteiras mais líquidas tendem a demonstrar respostas mais rápidas às variações nos prêmios do mercado, visto serem mais negociadas. Assim, a análise dos retornos em intervalos de quatro semanas, utilizada neste estudo, torna-se ineficiente para captar a influência de variações passadas nesse tipo de carteira.

O conjunto de resultados apresentados indica que, embora em algumas carteiras tenham sido encontrados indícios de que o C-CAPM tenha aderência ao mercado de capitais brasileiro, não se pode obter resultados conclusivos nestes testes, visto não haver consenso nos resultados das análises realizadas. Porém, os R^2 e R^2 ajustados apresentados na Tabela 3 foram, na média, superiores aos obtidos para o CAPM e o D-CAPM.

Os resultados obtidos com o D-CAPM Condicional estão dispostos na Tabela 4, a seguir. Nela observa-se que os interceptos estimados foram significativos para quase todas as carteiras, de modo similar ao D-CAPM. Apenas nas carteiras 3 e 12 eles não foram significativos a, pelo menos, 10%. Em todos os casos, eles foram negativos, condizendo com o esperado, já que o D-CAPM utiliza apenas os retornos abaixo do retorno esperado.

TABELA 4 Resultados utilizando o D-CAPM Condicional, de janeiro de 1995 a dezembro de 2005

Carteira	α		$d\beta_0$		$D\beta_1$		R^2	R^2_{adj}
	Par.	Teste t	Par.	Teste t	Par.	Teste t		
1	-0,3450	0,0902	0,8488	<0,0001	0,0103	0,7285	0,8517	0,8598
2	-0,8504	0,0246	0,7813	<0,0001	0,0767	0,0697	0,7237	0,7223
3	-0,3220	0,2448	0,7804	<0,0001	0,0560	0,0901	0,8018	0,8051
4	-1,2014	0,0001	0,6168	<0,0001	0,0531	0,1980	0,6096	0,6295
5	-1,2529	0,0039	0,5549	<0,0001	0,0994	0,0413	0,5340	0,4900
6	-0,9010	0,0244	0,5387	<0,0001	0,1108	0,0062	0,6100	0,5867
7	-1,2552	0,0006	0,4372	<0,0001	-0,0161	0,6743	0,4796	0,4869
8	-1,0002	0,0093	0,4819	<0,0001	0,2028	0,0001	0,4479	0,4458
9	-1,4869	0,0105	0,3865	<0,0001	0,0614	0,1619	0,4305	0,3687
10	-2,8001	<0,0001	0,4617	<0,0001	0,1680	0,0076	0,3549	0,3202
11	-1,6743	0,0005	0,5529	<0,0001	0,0978	0,1021	0,4003	0,3916
12	-0,5878	0,1151	0,3749	<0,0001	0,2700	<0,0001	0,4648	0,4567
13	-1,3602	0,0084	0,3029	<0,0001	0,1998	0,0002	0,3143	0,2712
14	-1,1772	0,0048	0,1527	0,0002	0,1627	<0,0001	0,2593	0,2099



Os $d\beta_0$ dispostos na Tabela 4 tiveram o mesmo desempenho dos obtidos como D-CAPM estático no mesmo período, sendo todos eles significativos a, pelo menos, 0,02% e tendendo a decrescer na medida em que a liquidez das carteiras decrescia. Também os coeficientes de determinação decresceram na medida em que a liquidez das carteiras decresceu, indicando, assim, que a liquidez pode ter influência sobre os padrões de retornos das carteiras, embora esta não seja captada pelo CAPM ou quaisquer de suas variações aqui analisadas. Também se observou que os valores dos R^2 e R^2 ajustados foram mais elevados, na média, para o D-CAPM condicional do que para os outros três modelos testados.

Ainda segundo a Tabela 4, os $d\beta_1$ não foram significativos a, pelos menos, 10%, nas carteiras 1, 4, 7 e 9. Nas demais carteiras, tiveram nível de significância de, pelos menos, 10%, com destaque para as carteiras 6, 8, 10, 12, 13 e 14, cujos níveis de significância foram de até 0,08%. Essas seis carteiras tiveram os mais elevados valores para o parâmetro $d\beta_1$, indicando que, nelas, a influência do período $t-1$ sobre o período t é maior do que nas demais carteiras.

4 Conclusões

Neste estudo concluiu-se que a seleção de investimentos pode ser feita com base na utilização dos modelos CAPM, D-CAPM, C-CAPM e D-CAPM Condicional. Isso porque a relação entre retorno e risco, importante na escolha de qualquer investimento, é explicada por esses modelos. Em todos os modelos analisados, observou-se uma tendência de os retornos das carteiras aumentarem na medida em que aumentava o retorno da carteira de mercado. Esses resultados validam a aplicabilidade do CAPM e das variações aqui testadas. Entretanto, a liquidez do título ou da carteira analisada pode interferir nos resultados.

As carteiras mais líquidas apresentaram comportamento diferente das menos líquidas. Enquanto os retornos das carteiras mais líquidas respondem mais rapidamente às variações nos retornos da carteira de mercado, os retornos das carteiras menos líquidas tendem a ter respostas mais lentas, sendo, neste caso, relevantes os retornos da carteira de mercado em



períodos anteriores.

Observou-se que, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005, os melhores resultados obtidos, na média das 14 testadas, foram com o D-CAPM condicional. Porém, as versões condicionais, tanto do CAPM como do D-CAPM, não tiveram as duas variáveis explicativas significativas para todas as carteiras, indicando que, embora apresentem bons resultados, em alguns casos não se observou influência do período $t-1$ sobre o prêmio das carteiras no período posterior.

Assim, de maneira geral, o D-CAPM apresenta melhores resultados, comparado ao CAPM, para o mercado acionário brasileiro. Isso comprova que, embora a volatilidade dos retornos em torno de sua média represente uma preocupação dos investidos, eles têm maior interesse em evitar perdas financeiras e essas perdas têm maior influência em seu comportamento do que os ganhos. Quanto à escolha da versão do D-CAPM a se utilizar, se condicional ou estática, deve-se observar a liquidez, em número de negociações no mercado, da carteira ou título que se quer analisar. A versão condicional é mais indicada para carteiras menos líquidas, que recebem maior influência de variações dos retornos da carteira de mercado de períodos anteriores. Já a versão estática parece se adequar melhor às carteiras mais líquidas, que respondem mais rapidamente às variações nos retornos da carteira de mercado.

Uma importante limitação dos resultados aqui obtidos foi a utilização de retornos para períodos de quatro em quatro semanas. Porém, os resultados discrepantes entre as carteiras, obtidos com os modelos condicionais, poderiam ser dirimidos, caso fossem utilizados retornos diários, semanais ou quinzenais.

Foram também observadas algumas violações aos pressupostos do CAPM. O primeiro deles refere-se ao intercepto, que não deveria ser significativamente diferente de zero. Porém, na maioria das vezes, ele não foi significativo para o CAPM ou para o C-CAPM e, em outras, ele foi significativo, porém, consideravelmente diferente de zero. O segundo postulado é de que o beta deve ser o único fator que explica a taxa de retorno do ativo com risco. Contudo, observou-se que a liquidez de um título ou carteira pode influenciar em seu retorno, o que torna necessário novos estudos que avaliem esse fator.



Referências

- BARROS, L. de C.; FAMÁ, R.; SILVEIRA, H. P. Aspectos da teoria de portfólio em mercados emergentes: uma análise de aproximação para a taxa livre de risco no Brasil. In: SEMINÁRIOS EM ADMINISTRAÇÃO, 6., 2003, São Paulo. **Anais...** São Paulo: SEMAD, 2003.
- BOLLERSLEV, T.; ENGLE, R.; WOOLDRIDGE, J. A capital asset pricing model with time varying covariances. **Journal of Political Economy**, Cambridge, v. 96, n. 1, p. 116-131, Feb. 1988.
- BONOMO, M. A. C.; GARCIA, R. A Conditional Two-Factor Model for the Brazilian Stock Market. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 19., 1997, Recife. **Anais...** Recife, 1997.
- BOVESPA – Bolsa de Valores de São Paulo. **Índice BOVESPA definição e metodologia**. São Paulo: BOVESPA, 2006.
- BRIGHAM, E. F.; GAPENSKI, L. C.; EHRHARDT, M. C. **Administração financeira: teoria e prática**. São Paulo: Atlas, 2001.
- ELTON, E. J.; GRUBER, M. J.; BROWN, S. J.; GOETZMANN, W. N. **Modern portfolio theory and investment analysis**. 6. ed. Danvers: John Wiley, 2003.
- 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.
- FERSON, W.; HARVEY, C. The variation of economic risk premiums. **Journal of Political Economy**, New York, v. 99, p. 385-415, 1991.
- FERSON, W.; KORAJCZYK, R. Do arbitrage pricing models explain the predictability of stock returns?, **Journal of Business**, Chicago, v. 68, n. 3, p. 309-349, July 1995.
- 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.
- JAGANNATHAN, R.; WANG, Z. The conditional CAPM and the cross-section of expected returns. **Journal of Finance**, New York, v. 51, n. 1, p. 3-53, Mar. 1996.



LEWELLEN, J.; NEGEL, S. **The conditional CAPM does not explain asset-pricing anomalies.** 2003. (Working Paper, 9974). Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w9974>. Acesso em: 15 set. 2006.

LETTAU, M.; LUDVIGON, S. Consumption, aggregate wealth, and expected stock returns. **Journal of Finance**, New York, 56, n. 3, p. 815-849, June 2001.

LINTNER J. The valuation of risk assets and the selection of risk investments in sock portfolios and capital budgets. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 47, n. 1, p. 13-37, Feb. 1965.

MARKOWITZ, H. M. Portfolio selection. **Journal of Finance**, New York, v. 7, n. 1, p. 77-91, Mar. 1952.

MARKOWITZ, H. M. **Portfolio selection**: efficient diversification of investments. New York: Wiley, 1959.

MOSSIN, J. Equilibrium in a capital asset market. **Econometrica**, Oxford, v. 34, n. 4, p. 768-783, Oct. 1966.

SHANKEN, J. Nonsynchronous data and the covariance-factor structure of returns. **The Journal of Finance**, New York, v. 42, n. 2, p. 221-231, June 1987.

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