

O Capital Asset Pricing Model e suas Variantes no Apreçamento de Índices Acionários da Bolsa de Valores de São Paulo no período de 2005 a 2008

AUTOR

WENDEL ALEX CASTRO SILVA

Faculdade Novos Horizontes

wendel.silva@unihorizontes.br

RESUMO

A inclusão de versões mais sofisticadas do Capital Asset Pricing Model (CAPM), visando aumentar o poder explanatório sobre os retornos futuros, tem impulsionado o aumento crescente de testes na literatura financeira. Dentre as principais, estão aquelas com betas variando no tempo e os que incorporam o *lower partial moment*. Na primeira, pressupõem-se que a variância e covariância se modificam ao longo do tempo. Na segunda, considera-se a semicovariância do ativo de risco em relação ao mercado. Portanto, neste estudo investigou três versões da relação de equilíbrio geral para a predição dos retornos esperados: o CAPM na versão estática, o *downside* (D-CAPM) e o *conditional* (C-CAPM). O objetivo foi examinar qual o modelo mais estável que melhor se ajustava para as estimativas do retorno esperado de índices representativos de papéis negociados na Bovespa. A amostra de dados coletada em dias compreendem o período de 1º de dezembro de 2005 a 31 de outubro de 2008. Após aplicado testes, e posto em prova quanto à aderência às hipóteses clássicas de M.Q.O., pode-se constatar que o C-CAPM apresentou ligeiramente mais estável quando empregado a esses índices. Mas, apesar desse indício, a presença de mudanças estruturais nas séries, também indicou que o beta não é o único elemento que explicaria o risco.

ABSTRACT

The inclusion of more sophisticated versions of Capital Asset Pricing Model (CAPM), to increase the explanatory power on future returns has driven the increase of testing in financial literature. Among the main ones are those with betas ranging in time and incorporating the lower partial moment. First, assume that the variance and covariance are modified over time. In the second, it is semicovariance of active risk in the market. Therefore, this study investigated three versions of the general equilibrium for the prediction of expected returns, the CAPM in the static version, the downside (D-CAPM) and conditional (C-CAPM). The objective was to examine what the most appropriate model that best fitted to the estimates of the expected return of indices representative of paper traded on Bovespa. The sample data collected on days cover the period of December 1, 2005 to October 31, 2008. After tests applied and put into evidence on adherence to the assumptions of traditional MQO, you can see that the C-CAPM showed slightly more stable when used for these indices. But despite this evidence, the presence of structural changes in the series, also indicated that the beta is not the only factor that explains the risk.

PALAVRAS-CHAVE: CAPM; Conditional-CAPM; Downside-CAPM; Índices Acionários.

1. INTRODUÇÃO, PROBLEMA E OBJETIVOS

O CAPM Sharpe-Lintner-Mossin e contribuições de Black (1972) é conhecido em finanças como um modelo de índice único pelo fato de assumir a premissa de que o retorno de um ativo é explicado apenas pelo retorno em excesso do mercado. Apesar de sua praticidade, algumas suposições restritivas para o funcionamento do mercado têm levado a autores como Fama e French (1992) a questionarem a validade do modelo. Dentre os principais aspectos, verifica-se a violação de algumas hipóteses básicas devido a problemas de seleção de amostras, e problemas de assimetria de mercados, principalmente para os mercados emergentes (ROY, 1952; MARKOWITZ, 1959; KRAUS e LITZENBERG (1976); BAWA e LINDENBERG (1977).

Por essa razão, o modelo de Sharpe-Lintner-Mossin vem sendo alvo de diversos questionamento e estudos empíricos sobre sua aplicação. Ao longo da literatura, também tem-se percebido o surgimento de técnicas mais aperfeiçoadas ao CAPM. No entanto, além do CAPM, apenas duas de suas variantes: o condicional (C-CAPM) e o *downside* (D-CAPM), são alvos de desse estudo. O que se pretende é verificar a adequabilidade dos modelos na análise de risco de índices representativos de papéis negociados na Bolsa de Valores de São Paulo. Assim, ao efetuar uma análise comparativa dos teste dos modelos de apreçamento de ativos convencional, condicional e o *downside*, assume-se dois aspectos como fundamentais: o primeiro é contribuir para estudos de dimensionamento de modelos predição do retorno esperado; e o segundo é contribuir em estudo de decisão em investimento a partir dos resultados analisados.

2. REVISÃO TEÓRICA E CARACTERÍSTICAS DOS MODELOS AVALIADOS

Nas versões iniciais do CAPM, além de Sharpe (1964), outros autores que contribuíram para a sua formulação foram Estas são versões convencionas do CAPM, pois consideram estimativas do beta ao logo Treynor (1961), Lintner (1965), Mossin (1966) e Black (1972). de um determinado período amostral fossem estacionárias. Nos teste empíricos do CAPM convencional, tanto Black, Jensen e Scholes (1972) quanto Fama e MacBeth (1973) supuseram que o risco sistemático dos ativos não mudaria ao longo do tempo. Os primeiros, após analisarem todas as ações negociadas na NYSE entre 1931-1965, identificaram a presença de alfas estatisticamente significantes e diretamente relacionadas aos betas. Ativos com menores níveis de risco apresentaram retornos maiores e vice-versa.

Já nos testes de Fama e MacBeth (1973) os betas foram usados para prever os retornos por meio de análise *cross-section*. Após testarem o modelo com base nas ações negociadas na NYSE entre 1926-1968 chegaram à conclusão de que não poderiam rejeitar que os betas estimados fossem estacionários ao longo do período da amostra e os retornos dos portfólios, contendo as ações negociadas no mercado, fossem função linear dos coeficientes como definido pelo CAPM. Porém, não havia evidências sobre o poder de previsão do modelo tendo como medida de eficiência a variância residual. Haugen (2001) argumenta que a metodologia de Fama e MacBeth (1973) introduziu diferenças significativas em relação aos testes anteriores: para o processo de estimação dos betas de mercado foram criados 20 portfólios relacionando-os aos retornos mensais com corte sectional de sessenta meses para cada estimativa.

Na metodologia utilizada por Blume e Friend (1973) foram analisados os riscos sistemáticos e retornos mensais de todas as ações ordinárias negociadas na NYSE entre 1950 e 1968, com betas calculados em horizontes de 5 anos. Seus resultados apontaram uma relação aproximadamente linear entre riscos sistemáticos e retornos para os períodos analisados. Entretanto, os ativos livres de risco após as regressões *cross-section* diferem

significativamente do ativo livre de risco real, mas perfeitamente explicado por meio das considerações de Black (1972). Como argumento sobre dificuldade do CAPM em explicar a realidade observada, os autores sugerem (1) a existência de restrições sobre as *short sales* de vários ativos, (2) a impossibilidade de todos os investidores emprestarem e tomar emprestado e (3) a ineficiência, segmentação de mercado que entre ações e obrigações, levando a tratamentos fiscais diferenciados.

Fama e French (1992) ao analisar as algumas anomalias fundamentais verificaram a importância de outras variáveis estatisticamente significativas na determinação dos retornos médios, levantando novas hipóteses sobre o comportamento dos retornos e fortes evidência contra o CAPM na versão estática. As duas principais variáveis encontradas nos testes multivariados foram índice de valor contábil/valor de mercado (relação positiva com os retornos) e *size effect* (relação negativa com os retornos). O *size effect* também foram estudados por Banz (1981) e Reinganum (1981). Autores como Basu (1977), Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994), entre tantos, mostraram que ações com forte relação preço/lucro e o valor contábil/valor de mercado auferiam maiores retornos.

Ao longo dos anos intensificaram o uso de extensões que vieram enriquecer o modelo diagonal de Sharpe-Lintner-Mossin. Inicialmente Merton (1973) desenvolveu o *Intertemporal Capital Asset Pricing Model* (ICAPM). Este modelo tinha como objetivo generalizar o modelo CAPM para um contexto intertemporal. Os trabalhos clássicos de Lucas (1978), Breeden (1979), Grossman e Shiller (1981) e Hansen e Singleton (1982, 1983) mostraram como uma simples relação entre consumo e retorno dos ativos poderia capturar as complexidades intertemporais dos modelos de precificação. Todavia, os testes empíricos de Hansen e Singleton (1982, 1983) rejeitaram o modelo no mercado americano; verificaram que não se podem explicar simultaneamente as variações da taxa de juros no tempo, a média de retornos das ações e os *bonds*.

Mais recente, Fama e French (1993) encontraram em seu modelo de 3 fatores coeficientes estatisticamente diferentes de zero. Com este resultado reforça a existência de anomalias ou fatores associados ao retorno esperado. Jagannathan e Wang (1996) mostraram que os retornos e betas médios teriam uma relação linear e positiva, quando se inclui o capital humano no *portfólio* de mercado, e quando os betas são variáveis de acordo com o ciclo dos negócios da empresa. Campbell (1993) introduziu o modelo de precificação de ativos multifatorial onde as variáveis que explicam retorno esperado e o risco variam ao longo do tempo e dependem da taxa de consumo de riqueza futura. Ferson e Harvey (1993), baseados nos resultados de Fama e French (1992) desenvolveram um modelo de precificação que permite que o beta possa variar ao longo do tempo de acordo com o nível de informação. Conclui-se que os coeficientes analisados não foram significativamente diferentes de zero, explicando satisfatoriamente a variação *cross-sectional* dos retornos das ações analisadas.

Das variações do CAPM, atualmente vem se destacando na literatura os modelos que incorporam as variâncias e covariâncias que alteram-se ao do tempo, ou *Conditional Capital Asset Model* (C-CAPM). O principal pressuposto é que o risco sistemático não seja estacionário. Ribenboim (2004) reforça a idéia de que o C-CAPM permite que o prêmio de risco de um ativo possa mudar a partir da variância condicional entre o retorno do ativo e o retorno da carteira de mercado, e o prêmio de risco da carteira de mercado. Ou seja, nessa versão busca-se vislumbrar as possíveis alterações nas características de uma empresa e seu ambiente macrodinâmico. Nesse aspecto Cochrane (1996), sugere que metade dos erros de precificação a partir do CAPM estático está relacionado ao tamanho do portfólio. Esses erros foram reduzidos pela adição de fatores macroeconômicos conforme Chen, Roll e Ross (1986), Jagannathan e Wang (1996) e Fama e French (1993). Durack *et al.* (2004) concluíram que o C-CAPM descreve satisfatoriamente a variação *cross-section* no mercado Australiano, podendo aumentar o poder de explicação com a introdução de outras variáveis. No Brasil,

Tambosi, Costa Jr. e Rosseto (2006) aplicaram o modelo de Jananathan e Wang (1996) e puderam concluir que esse explica satisfatoriamente a variação *cross-sectional* dos retornos de mercado brasileiro e norte-americano. No estudo desses autores foram utilizadas as variáveis *size* e capital humano. Em uma outra versão também interessante do modelo CAPM, o *Downside Capital Asset Pricing Model* (D-CAPM) considera-se a semivariância como medida de dispersão, no lugar da variância. Conceitualmente busca-se avaliar a perda sistemática. Estrada (2000) conceitualmente abordada desde Roy (1952) e Markowitz (1959), e introduzido por Kraus e Litzenberger (1976). Na literatura internacional são encontrados trabalhos recentes de Havey e Siddique (1999) e Hwang e Satchell (1999) que mostraram uma forte *performance* empírica do modelo de risco de ordem mais alta para mercados americanos e emergentes respectivamente.

Estrada (2000) amplia essa idéia e propõe o *downside risk* que poderia ser usada para explicar os retornos das ações *cross-sectional* nos mercados emergentes. Dentre os resultados empíricos, ainda são destaques, Estrada (2002) ao concluir que o D_CAPM é superior ao CAPM para uma amostra de 27 países emergentes, Estrada (2000 e 2003) que defendem a superioridade da média-semivariância dos ativos com riscos, principalmente em países emergentes e Lópes *et al.* que mostrou que o CAPM sub-avaliava os retornos em comparação ao D_CAPM quando aplicado ao mercado mexicano. No Brasil, Barbosa e Motta (2004), entre outros, aplicaram o modelo proposto por Estrada para calcular o custo de capital gerados pelos modelos CAPM e D-CAPM nos mercados argentinos, brasileiro, chileno e mexicano sob o ponto de vista dos investidores globais, americanos e verificaram que a escolha de um método, ou outro, de avaliação de custo do acionista influencia no processo de tomada de decisão, pois as medidas de risco D-CAPM apresentaram poder explanatório maior para a construção de carteiras nesses mercados. Finalmente, Silva (2007) apresentou resultados obtidos de uma análise com amostra de 100 títulos entre os mais negociados na Bovespa agrupadas em 14 carteiras de janeiro de 1995 a dezembro de 2005. Constatou-se que dos três modelos testados, o D-CAPM explica melhor as variações nos retornos das carteiras de ações.

3. METODOLOGIA DA PESQUISA

3.1 Especificação da Base de Dados

A rigor, todas as estimativas e os testes de cada modelo foram conduzidos sobre séries diárias construídas, *a priori*, a partir do conjunto de índices representativos de carteiras de ações disponíveis na Bolsa de Valores de São Paulo. Estes índices, de acordo com a própria Bovespa, são indicadores de desempenho de um conjunto de ações, ou seja, mostram a valorização de um determinado grupo de papéis ao longo do tempo. No Quadro 1 estão resumidas cada categoria de índice, bem como sua composição e a fundamentação teórica para composição da carteira.

Índices	Nº de emp.	Especificação de cada índice	Participações mais relevantes em cada índice (estes estão sujeitos a variação)	%
Ibov.	65	<i>Proxy</i> de mercado	Petrobrás 19,77%, Vale 15,15%, BMF Bovespa 4,36%, Bradesco 3,7%	42,98
ISE	38	Investimentos socialmente responsáveis	Itaú 17,82%, Unibanco 7,55%, Cemig 4,94%	48,3
IGC	177	Governança corporativa diferenciada	Vale 15,7%, Itaú 6,75%, Bradesco 6,38%	28,83
ITAG	156	Garantias ao acionistas minoritários	Itaú 14%, Bradesco 13,22%, Itaúsa 6,16%, BMF Bovespa 4,75%	38,13
IVBX-2 (2ª linha)	50	A partir da 11ª posição, em termos de valor e liquidez nos últimos 12 meses	Cemig 6,75%, Telemar 6,25%, Embrex 4,83%, Redecard 4,82%	22,65
ITEL	13	Segmento de telecomunicações	Telemar 15,64%, Vivo 12,89%, Brasil T. Part. 11,131%, Brasil Telecom 9,15%, GVT 8,72%	57,53
INDX	50	Segmento industrial	Ambev 18,321%, Gerdau 16,786%, Sid. 52,46	52,46

IEE	16	Segmento de energia elétrica	Nacional 10,62%, Usiminas 6,74% Equatorial 6,93%, Light S/A 6,85%, Eletrobrás 6,68%, Cemig 6,52%	26,98
-----	----	------------------------------	--	-------

QUADRO 1: Índices e tipos das principais ações negociadas na Bovespa

Fonte: Bovespa (2008).

A amostra utilizada compreende os períodos entre 1º de dezembro de 2005 e 31º de outubro de 2008 com dados diários. Para *Proxy* da carteira de mercado foi-se utilizado o índice Ibovespa. Busca-se, portanto, refletir a realidade mais próxima do possível. Assim, um fator de limitação é o próprio horizonte de análise, haja vista que alguns dos principais estudos estrangeiros sobre comportamento de retornos de ações costumam utilizar-se de prazos de análise superiores a dez anos, tais como Fama e Macbeth (1973) e Fama e French (1992). No Brasil a maioria dos estudos utiliza de séries menores do que 10 anos. Chan e Lakonishok (1993), justificam a utilização de prazos menores: ou seja, a maior parte das bases internacionais de dados disponíveis a gestores nunca se estende há 10 anos. Nessa pesquisa o período se limita-se entre 2005 e 2008 para permitir o balanceamento da série desses índices, e também uma análise comparativa.

3.2 Especificação dos modelos adotados na pesquisa

Para realização de testes empíricos do CAPM, devem-se seguir alguns critérios mínimos: (1) o intercepto não pode ser significativamente diferente de zero, (2) o beta deve ser o único que explica a taxa de retorno do ativo com risco, (3) o *trade-off* risco-retorno deve ser linear e, (4) a carteira de mercado possui maior risco do que o ativo livre de risco, sendo que no longo prazo, as estimativas de retorno devem seguir essa trajetória. Nas formulações dos modelos para realização de testes empíricos foram verificados diferentes características nas hipóteses teóricas básicas das versões aqui analisadas:

O CAPM na versão convencional denota a seguinte expressão:

$$r_t = \gamma_0 + \gamma_1 \beta + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\gamma_1 = R_{Mt} - R_{Ft}$$

β = coeficiente beta,

γ_0 = coeficiente de intercepto,

$$R_{Mt} = \ln(ibovespa_t) - \ln(ibovespa_{t-1}),$$

$$r_t = \ln(carreira_t) - \ln(carreira_{t-1}),$$

$$R_{Ft} = \ln(CDB_t) - \ln(CDB_{t-1}), \text{ CDB é certificado de depósito bancário, ou proxy do ativo}$$

livre de risco e ε_t são os erros.

O CAPM na versão condicional denota a seguinte expressão:

$$r_t = \alpha + \beta_1 r_{Mt} + \beta_2 r_{Mt-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

β_1 = coeficiente beta parcial a ser estimado no tempo t.

β_2 = coeficiente beta parcial a ser estimado no tempo t-1.

γ_0 = coeficiente de intercepto.

$\beta = \beta_0 + \beta_1$ ou beta da carteira com um todo.

$$R_{Mt} = \ln(ibovespa_t) - \ln(ibovespa_{t-1}),$$

$$r_t = \ln(carreira_t) - \ln(carreira_{t-1}), R_{Ft} = \ln(CDB_t) - \ln(CDB_{t-1}).$$

O CAPM na versão downside denota a seguinte expressão:

$$r_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 d\beta_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\gamma_1 = R_{Mt} - R_{Ft}$$

γ_0 = coeficiente de intercepto,

$$d\beta_i = \text{downside beta, onde } d\beta_i = \frac{S_{im}}{S_m^2},$$

$S_{im} = E\{Min[(r_i - \mu_i), 0]Min[(R_{Mt} - \mu_{Mt}), 0]\}$ é a semicovariância do mercado com o ativo,

$$R_{Mt} = \ln(ibovespa_t) - \ln(ibovespa_{t-1}),$$

$$r_i = \ln(carreira_t) - \ln(carreira_{t-1}),$$

$$R_{Ft} = \ln(CDB_t) - \ln(CDB_{t-1}).$$

Os modelos utilizados neste estudo foram o CAPM na versão convencional, o C-CAPM sugerido por Lewellen e Negel (2003) e o D-CAPM sugerido por Estrada (2002). Os pontos a serem analisados são estimativas dos coeficientes *alfa* e *beta* fornecendo avaliação aos índices e ao mesmo tempo a estabilidade de cada modelo.

3.3 Especificação do modelo empírico e da análise de dados

A amostra utilizada foi obtida a partir de índices de títulos de empresas de capital aberto, que foram negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa) entre 1º de dezembro de 2005 e 31º de outubro de 2008 com dados diários. Esse período foi escolhido por permitir a utilização de um maior número de índices da base se dados da Bovespa, haja vista que alguns começaram a ser divulgados a partir dessa data.

Utilizou-se como *Proxy* da carteira de mercado o índice Ibovespa. Optou-se pelo retorno da caderneta de poupança (CDB) como *Proxy* para o ativo livre de risco, por ser uma aplicação cujos retornos históricos possuem desvio-padrão menos elevado, entre as outras possibilidades. As análises de regressões, estatísticas e demais testes foram realizadas no software R versão 2.8.0, com dados já tabulados em tabela programada no Software Excel. Para cálculo dos retornos foi considerado os *log-retornos* de cada índices coletados na base de dados da Bovespa. Após o ajuste das séries utilizando as versões CAPM, o D-CAPM e o C-CAPM, foram procedidos os testes buscando-se avaliar se as variações nos prêmios de mercado explicam as variações nos prêmios de risco dos índices selecionados e se existe significância nos interceptos e betas (convencional, consumo e *downside*).

As observações recorrentes de modelagens de séries que se utilizam das regressões linear e múltipla pressupõem a distribuição Normal das observações das séries. Assim, para verificar a normalidade na distribuição dos dados foram realizados os testes Shapiro-Wilk (SW) e Anderson Darling (A-Sq). O procedimento de estimação adotado foi o dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) por ser um estimador não tendencioso e eficiente. Foram analisados o coeficiente de determinação R^2 e R^2 ajustado, que mostraram o ajuste da reta estimada aos dados, ou poder de explicação; o teste *F* de Snedocor, como uma medida da significância geral da regressão estimada e o teste *t* de Student para avaliar se os parâmetros estimados são estatisticamente significativos.

A presença de auto-correlação nos resíduos foi verificada pelo teste de Durbin-Watson (DW). Esse efeito torna-se prejudicial ao modelo, por tornar os estimadores de mínimos quadrados ordinários ineficientes. Foi avaliada a presença de heterocedasticidade para verificar alguma tendência nos termos de erros, que podem causar prejuízo em termos de eficiência nos estimadores dos betas de cada carteira de índices. Uma vez que a presença desse elemento invalida o uso dos testes *t* e *F* para fins de inferência estatística foi realizado o teste Shi-quadrado de Breusch-Pagan. Valores inferiores a 5% indicam para o teste a presença de heterocedasticidade. Para identificar a presença de multicolinearidade nas estimativas do

C_CAPM procedeu-se o teste de *Variance Inflation Factors* (VIF) que identifica com que velocidade as variâncias e covariâncias aumentam pela presença de colinearidade em caso de regressão múltipla. Nessas circunstâncias, os dados amostrais se apresentam em um conjunto diverso de hipóteses aumentando a probabilidade de se aceitar que o verdadeiro valor populacional de *beta* seja 0 devido ao aumento substancial dos erros-padrão.

Finalmente, examina a presença de mudança estrutural na relação entre o regressando e os repressores. As mudanças estruturais geralmente ocorrem quando os valores das estimativas dos parâmetros do modelo não se mantêm iguais durante todo o período observado. Isso é decorrente de externalidades (tais com crises) ou por mudanças na política econômica de um país. Estudos que buscaram evidenciar se as estimativas dos betas variam ao longo do tempo seguem sugestões teóricas para teste do CAPM, dividindo as séries em intervalos de 5, 10 e 30 anos (FAMA E MACBETH 1973, FERSON E HARVEY 1991 E FERSON E KORAJCZYK 1995). No Brasil, recentemente, há pelo menos dois períodos que se evidenciam mudanças estruturais: em primeiro, em janeiro de 1999 as mudanças de regime cambial, seguida de uma forte desvalorização provocaram mudanças nos preços dos ativos financeiros. Esse ponto de ruptura, foram considerados nos estudos de Araújo *et al.* (2006) e Silva (2007). Já ao longo do ano de 2008 o mercado sofreu uma forte queda nos preços das ações provocada pelo contágio da crise financeira dos EUA, provocando uma reversão na trajetória do índice Bovespa.

Sob a hipótese de ruptura da série, os resultados serão avaliados com maior cautela, pois os coeficientes não serão re-estimados nas possíveis datas de quebra. No entanto, as verificações concernentes às rupturas estruturais seguem a hipótese que existem mudanças na relação entre os índices e o mercado ao longo da série. Optou-se pela divisão de dados da amostra em dois períodos para os testes estruturais: de 1º de dezembro de 2005 ao 30º de junho de 2006 e 1º de julho de 2006 ao 31º de outubro de 2008, isso consiste em um corte simétrico da série sendo que as perturbações financeiras ocorridas em 2008 poderiam afetar tanto o valor dos interceptos quanto dos coeficientes angulares. Para verificar a existência da mudança estrutural será utilizado o teste de Chow no qual fornece evidências estatísticas de estabilidade dos parâmetros por meio da ausência de quebra nos sub-períodos.

4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Na Tabela 1 apresenta-se as características de cada índice juntamente com a carteira de mercado. Note-se que os valores médios dos prêmios de risco diários foram positivos para todos os índices, tendo o ISE e o IEE valores médio superiores à *proxy* de mercado. Já os desvios foram similares para quase todos os índices, com exceção do IEE. Quanto as estimativas dos valores máximos, os únicos índices que apresentaram valores abaixo da carteira de mercado foram o IEE e o INDX.

Tabela 1: Estatísticas descritivas dos índices de dezembro de 2005 a outubro de 2008

Índices	Retorno Médio	Desvio padrão	Mínimo	Mediana	Maximo	Número de obs.
prêmioIVBX2	0.000416	0.02167919	-0.11714	0.001068	0.140375	721
prêmioIbovespa	0.000583	0.02386569	-0.12172	0.002074	0.139051	721
prêmioISE	0.000676	0.0231404	-0.10955	0.001675	0.147209	721
prêmioIEE	0.000937	0.01958133	-0.08893	0.001263	0.118257	721
prêmioIGC	0.000427	0.02278274	-0.11395	0.001781	0.142004	721
prêmioINDX	0.000537	0.02238034	-0.11891	0.002241	0.122056	721
prêmioITAG	0.000399	0.02305807	-0.11273	0.001121	0.157657	721
PrêmioITEL	0.000406	0.02260745	-0.14084	0.000383	0.140418	721

Tabela 1a: Teste de normalidade da distribuição dos retornos de dezembro de 2005 a outubro de 2008

Índices	Assimetria	Curtose	Shapiro,Wilks (Pr < W)	Anderson,Darling (Pr> W)
ITEL	0,1007459	6,344902	1,634557e-16	8,828793e-14
IEE	0,1920939	4,93806	1,879437e-15	3,450149e-13
ISE	0,2449493	5,736817	4,439145e-17	3,397616e-19
INDX	-0,3255677	6,927114	2,778392e-20	4,974554e-29
IVBX2	0,2051252	8,315442	6,644279e-21	7,321318e-29
IGC	0,04767592	6,644801	2,357713e-19	5,040475e-26
ITAG	0,3174780	7,445984	2,162903e-19	1,743723e-24

Se o valor calculado de W é estatisticamente significativo (para $p\text{-value} = 0,05$) rejeita-se a hipótese que a distribuição estudada é normal.

Nas estimativas de mínimos quadrados ordinários realizada para cada um dos índices, tendo a variável dependente sido o prêmio de risco de cada índice, e a variável independente, o prêmio da carteira de mercado, verifica-se inicialmente a aderência do segmento de índices no Brasil ao CAPM, bem como os valores obtidos para o intercepto e beta estimado. Esses resultados são apresentados na Tabela 2. Quanto as suspeitas para os valores de *alfa*, são estatisticamente iguais a zero, visto que não se pode rejeitar a hipótese nula ao nível de significância com o valor-p superior a 10%. Por conseguinte, os *betas* foram significativos para todos os índices a nível de significância de 0,01%. Observa-se ainda, que os mesmo obtiveram um valor inferior a um, evidenciando que todos os índices desta amostra possuem volatilidade menor do que a carteira de mercado. Quanto ao CAPM, pelo menos no período analisado revelou-se um modelo significativo, a 0,01%, considerando o teste *F* para todos os índices analisados. Percebe-se que os valores do coeficiente de determinação para os índices ITEL e IEE foram relativamente menores em relação as outras carteiras. Isso confirmaria a suspeita de que os elementos explicativos do retorno estão em parte relacionado a especificidades desses segmento. Uma vez que os dois segmentos são *utilities*, não se pode descarta que isso também esteja relacionado a este aspecto.

Tabela 2: Parâmetros estimados, teste t, coeficiente de determinação e teste F para o CAPM de dezembro de 2005 a outubro de 2008.

Índices	Alfa	Teste_t	Beta	Teste_t	R2	R2ajust	Estatist F
ITEL	-6,768079e-05	0,8764405	0,8112499	1,331093e-208	0,7334223	0,7330515	<1e-04
IEE	5,143239e-04	0,1326495	0,7250722	2,808443e-239	0,7809553	0,7806506	<1e-04
ISE	1,288530e-04	0,5538509	0,9382689	0,000000e+00	0,9363984	0,9363099	<1e-04
INDX	1,061310e-05	0,9628207	0,9021942	0,000000e+00	0,9255811	0,9254776	<1e-04
IVBX2	-9,483283e-05	0,6573280	0,8760548	0,000000e+00	0,9300886	0,9299913	<1e-04
IGC	-1,187257e-04	0,4897783	0,9348861	0,000000e+00	0,9590765	0,9590196	<1e-04
ITAG	-1,425118e-04	0,5537005	0,9275654	0,000000e+00	0,9217026	0,9215937	<1e-04

Rejeição da hipótese de coeficiente nulo ao nível de significância de 10% e para o coeficientes betas a 0,01%. Os índices ITEL e IEE apresentaram menor coeficiente de determinação. Há indícios de outros fatores, além do beta, que explicam os preços dos ativos e/ou a taxa de retorno esperada, estariam mais presentes nesses índices.

Os dados da Tabela 3 fornecem os valores da assimetria e curtose da distribuição dos resíduos padronizados para o modelo CAPM às estimativas dos índice, bem como seus respectivos testes de normalidade da distribuição. Percebe-se que os índices que tiveram mais próximos de normalidade para o modelo CAPM foram: ISE e ITAG. De outra forma, muitos índices tiveram a situação inversa, podendo-se destacar os índices ITEL, IEE e IVBX2. Em caso de problema de aderência à essa hipótese não é possível fazer inferências sobre o restante dos títulos que compõe cada índice, visto que, quando há alteração no número de títulos ou de períodos, há alteração nos resultados das análises.

Tabela 3: Teste de normalidade da distribuição dos resíduos padronizados para o modelo CAPM dos índices de dezembro de 2005 a outubro de 2008

Índices	Assimetria	Curtose	Shapiro.Wilks	Anderson.Darling
ITEL	0,3973376	3,838181	2,486175e-13	2,810084e-11
IEE	-0,1995099	2,237466	2,120766e-10	2,680614e-11
ISE	0,007469232	0,7478551	0,007670234	0,02035295
INDX	-0,3260709	2,618724	1,943097e-09	8,216533e-06
IVBX2	-0,2611356	3,395157	8,89009e-11	1,481242e-06
IGC	-0,3408057	1,556204	1,839575e-06	0,0006722204
ITAG	0,06132169	1,406260	2,778579e-05	0,001057050

Se o valor calculado de W é estatisticamente significativo (para $p\text{-value} = 5\%$) rejeita-se a hipótese que a distribuição estudada é normal. Observa-se que as categorias de papéis que incorporaram os efeitos de normalidade e permitem estimativas mais precisa dos parâmetros do CAPM são os índices ISE e ITAG.

Além do problema da normalidade, a aderência às hipóteses clássicas de estimativas por MQO, foi observado a presença de autocorrelação e heterocedasticidade. Tal fato pode ser verificado por meio das estatísticas de Durbin-Waston e teste de Shi-quadrado, Tabela 4. Note-se que a heterocedasticidade está presente em níveis prejudiciais nos índices ITEL, INDX, IGC e ITAG, uma vez detectado, é possível considerar inapropriada suas estimativas por meio do CAPM. Há indícios que a variância condicional dos títulos que compõem esses índices varia conforme as variações dos valores do vetor carteira de mercado. Adicionalmente, os erros se encontram correlacionados em períodos distintos em todos os índices, sendo violada a hipótese de autocorrelação dos erros. Estes problemas tornariam os estimadores ineficientes para qualquer inferência relativa aos verdadeiros parâmetros.

Tabela 4: Teste de heterocedasticidade (χ^2) e autocorrelação (DW) para o CAPM.

Índices	EstatChiSq	Pr>ChiSq	EstatDW	Pr>Dw
ITEL	14,45695033	1,433997e-04	1,763074	0,0014495670
IEE	0,01358887	9,071998e-01	1,777439	0,0027762053
ISE	1,89029289	1,691689e-01	1,780122	0,0031223889
INDX	13,42755310	2,479553e-04	1,794675	0,0057838906
IVBX2	0,42334081	5,152747e-01	1,813926	0,0123844647
IGC	5,78216990	1,618954e-02	1,822646	0,0171364998
ITAG	22,99064752	1,627914e-06	1,745864	0,0006355938

Para DW igual a 2 os resíduos não serão autocorrelacionados, sendo positivo para valores suficientemente abaixo de 2 e negativo para valores acima até o valor máximo igual a 4. Os valores em negrito representam os índices que apresentam melhores resultados nos teste realizados para verificação de autocorrelação e heterocedasticidade no período analisado.

Para se testar a suspeita de que D-CAPM teria mais aderência do que o CAPM para explicação dos retornos desses índices, na seqüência, foram aplicadas as regressões e realizados os testes t e F para o período de 1º de dezembro de 2005 a 31 de outubro de 2008 com o D-CAPM, sendo os que os procedimentos seguidos foram os mesmos para com os testes na versão convencional. Os resultados obtidos a partir das regressões ordinárias realizadas para esse modelo estão dispostos na Tabela 5, onde observam-se valores pouco superiores aos obtidos para o CAPM convencional. Evidencia-se para os índices, exceto o INDX, que os parâmetros estimados dos intercepto foram significativos, ao nível de significância de 5%.

Os resultados parecem caminhar conclusões semelhantes, no entanto, examinado melhor os dados, perceber-se que todos os valores obtidos foram negativos, indicando que os pontos de origem da reta estão sempre abaixo de zero, o que de certo modo era esperado, haja vista que o D_CAPM se concentra no *Lower Partial Moment*. Os *downsides*-beta foram

significativos a 0,01%, para todos os índices; de maneira similar aos betas obtidos nos testes com o CAPM. Em média, os valores dos *downsides*-betas foram inferiores aos dos beta convencional. Esses resultado se assemelham aos de Silva (2007) quando se considera as carteira em conjunto. Caso seja confirmada maior eficácia dessa versão, os resultados indicam que o D_CAPM podem gerar expectativas de risco menores do que o CAPM. Harvey (1999) encontrou evidências de que os investidores formam opinião dos valores dos ativos em seu portfólio de acordo com as características do formato da distribuição dos retornos.

Tabela 5: Parâmetros estimados, teste t, coeficiente de determinação e teste F para o D-CAPM de dezembro de 2005 a outubro de 2008.

Índices	Alfa	teste t	d-Beta	teste t	R2	R2ajust	Estat F
ITEL	-0,0019383404	7,591027e-10	0,7295930	2,540897e-172	0,6637333	0,6632656	<0,000
IEE	-0,0014694790	1,624970e-09	0,6483911	2,550208e-202	0,7224827	0,7220967	<0,000
ISE	-0,0007614579	1,126121e-06	0,8933171	0,000000e+00	0,9223818	0,9222739	<0,000
INDX	-0,0001383823	4,339313e-01	0,9043150	0,000000e+00	0,9036040	0,9034699	<0,000
IVBX2	-0,0003387123	4,274041e-02	0,8410255	0,000000e+00	0,9009582	0,9008204	<0,000
IGC	-0,0002589329	4,476830e-02	0,9117711	0,000000e+00	0,9472154	0,9471419	<0,000
ITAG	-0,0006234965	3,173533e-04	0,8788596	0,000000e+00	0,9030527	0,9029179	<0,000

Rejeição da hipótese de coeficiente nulo ao nível de significância de 5% e para os coeficientes betas a 0,01%. O D_CAPM foi menos eficaz para o INDX, portanto, isso leva a crer, ou pelo menos não haveria indícios de que os investidores estejam evitando a volatilidade downside nesse segmento.

Quanto aos valores da assimetria e curtose da distribuição de cada um dos índices, bem como os testes de normalidade da distribuição realizadas, que estão dispostos na Tabela 6, permitem evidenciar violação a suposição de normalidade dos resíduos no modelo D-CAPM. Desse modo, assim como no CAPM, estes impedem que se façam inferências sobre o restante dos títulos que compõem cada índice, haja vista que uma alteração no número de títulos, períodos e/ou volume de negociação, provocaria alteração nos resultados das análises. Porém, deve ser observado que a simetria e normalidade dos retornos em mercados emergentes foram já questionado por Estrada (2000), assim, quando se trata de semidesvios padrão não se requer a normalidade dos retornos como premissa. Todavia, é possível verificar a estatística de normalidade na distribuições dos dados em relação aos *downside-betas*.

Quanto aos coeficientes de determinação obtidos para o D-CAPM, no período analisado, percebe-se que os R^2 ajustados tiveram valores um pouco inferiores, quando comparados aos obtidos no modelo convencional. No geral, as observações das séries e os testes feitos sugerem que os retornos das carteiras têm menor aderência ao D-CAPM do que ao C-CAPM quando analisados neste período amostral. Esses resultados seriam divergentes ao apresentado por Barbosa e Motta (2004) que verificaram maior aderência do D-CAPM para o mercado de Argentina, Brasil e Chile.

Tabela 6: Teste de normalidade da distribuição dos resíduos padronizados para o modelo D-CAPM dos índices de dezembro de 2005 a outubro de 2008

Índices	Assimetria	Curtose	Shapiro.Wilks	Anderson.Darling
ITEL	-0,7971779	12,09067	2,673195e-28	7,437076e-98
IEE	-1,310723	8,944823	1,123210e-28	4,464161e-106
ISE	-1,382985	6,902341	3,34286e-27	3,774289e-107
INDX	-1,603464	11,25546	7,883082e-30	2,571111e-120
IVBX2	-1,691380	13,18545	6,163475e-29	4,074148e-108
IGC	-1,367819	7,877662	4,530161e-28	1,130005e-114
ITAG	-1,325199	6,689527	2,968948e-27	2,076527e-106

Se o valor calculado de W é estatisticamente significativo (para $p\text{-value} = 0,05$) rejeita-se a hipótese que a distribuição estudada é normal. O D-CAPM não requer normalidade, Estrada (2000) e Harvey (2000).

Complementando, os resultados dos testes indicaram a presença de auto-correlação e heterocedasticidade, Tabela 7. Nota-se que a heterocedasticidade está presente em níveis prejudiciais em todos os índices. Além desse problema, os erros se encontravam correlacionados em períodos distintos nos índices IEE, ISE, INDX e ITAG, sendo violada a hipótese de autocorrelação dos erros, tornando os estimadores ineficientes e inapropriados às para esses índices.

Tabela 7: Teste de heterocedasticidade (χ^2) e auto-correlação (DW) para o **D-CAPM**.

Índices	EstatChiSq	Pr>ChiSq	EstatDW	Pr>Dw
ITEL	1310,3070	6,506958e-287	1,945149	0,4581553398
IEE	484,6954	2,032526e-107	1,750545	0,0007828132
ISE	215,8186	7,387277e-49	1,798763	0,0067201350
INDX	299,7087	3,812718e-67	1,709590	0,0000924710
IVBX2	420,0324	2,400973e-93	1,888655	0,1332026117
IGC	152,7904	4,256721e-35	1,916448	0,2593865276
ITAG	192,6754	8,286373e-44	1,782718	0,0034317197

Para DW igual a 2 os resíduos não serão autocorrelacionados, sendo positivo para valores suficientemente abaixo de 2 e negativo para valores acima até o valor máximo igual a 4.

Nos teste realizados para modelo condicional proposto por Lewellen e Negel (2003) do C-CAPM os resultados obtidos da análise estão disponíveis na Tabela 8 na qual os prêmios do mercado do período t estão representados pelo beta e aqueles com defasagem referente ao período t-1, pelo beta2. Percebe-se que os índices que tiveram mais próximos de normalidade para o modelo C-CAPM foram: ISE e ITAG. Entre os índices que tiveram a situação inversa, podendo se destacar os índices ITEL, IEE e IVBX2, Tabela 9.

Tabela 8: Parâmetros estimados, teste t, coeficiente de determinação e teste F para o **C-CAPM** de dezembro de 2005 a outubro de 2008.

Índices	Alfa	teste_t	beta	teste_t	beta2	teste_t	R2	R2ajust	Estat_F
ITEL	-2,3293e-05	0,95691	0,81046	1,652e-210	-0,0707	9,682e-05	0,739	0,738	<0,000
IEE	5,2758e-04	0,12278	0,72483	3,176e-239	-0,0211	1,397e-01	0,781	0,781	<0,000
ISE	9,7024e-05	0,64893	0,93883	0,000e+00	0,0507	1,876e-08	0,939	0,938	<0,000
INDX	7,1799e-06	0,97486	0,90225	0,000e+00	0,00547	5,663e-01	0,925	0,925	<0,000
IVBX2	-9,4997e-05	0,65710	0,87605	0,000e+00	0,00026	9,766e-01	0,930	0,929	<0,000
IGC	-1,4113e-04	0,40400	0,93528	0,000e+00	0,03572	5,719e-07	0,960	0,960	<0,000
ITAG	-1,7379e-04	0,46291	0,92811	0,000e+00	0,04988	6,103e-07	0,924	0,924	<0,000

Rejeição da hipótese de coeficiente nulo ao nível de significância de 5% e para os coeficientes betas a 0,01%.

Tabela 9: Teste de normalidade da distribuição dos resíduos padronizados para o modelo **C-CAPM** dos índices de dezembro de 2005 a outubro de 2008

Índices	Assimetria	Curtose	Shapiro.Wilks	Anderson.Darling
ITEL	0,3144371	3,615884	1,621722e-13	5,533273e-12
IEE	-0,2260891	2,280647	1,269208e-10	1,833287e-11
ISE	0,1338865	0,3913549	0,08280946	0,03083546
INDX	-0,2992907	2,678695	1,500768e-09	7,264478e-06
IVBX2	-0,2510874	3,426474	7,212006e-11	1,183246e-06
IGC	-0,1940521	1,515369	1,077506e-05	0,001058035
ITAG	0,1477812	1,460906	1,446842e-05	0,001514627

Se o valor calculado de W é estatisticamente significativo (para $p\text{-value} = 0,05$) rejeita-se a hipótese que a distribuição estudada é normal.

O VIF realizado entre o prêmio de mercado no período t e aquele no período t-1, utilizada para o C_CAPM foi de 1,000123 não indicando problemas de multicolinearidade entre as variáveis explicativas incluídas no modelo. De forma similar ao CAPM, também para o C_CAPM nenhum dos interceptos estimados apresentados na Tabela 8 teve valor significativo, embora fosse conceitualmente esperado que seus valores não fossem significativamente diferente de zero. Em relação ao beta associado ao prêmio de mercado no período t, foi significativo a nível de 0,01% em todos os índices. Tendo destaque os índices ISE, IGC e ITAG. Quanto ao beta2 associado ao prêmio de mercado no período t-1, não foram significativos, a pelo menos 10 % para os índices IEE, INDX e IVBX2, as demais foram significativas a nível 0,01%. Observou-se na Tabela 8 que os índices IGC, ISE e ITAG ocorreram os maiores incrementos nos coeficientes de determinação quando comparados ao CAPM e D-CAPM no mesmo período, indicando que a inclusão da variável beta2 no período t-1 aumentou o poder de explicação do modelo.

Os resultados dos testes também indicaram a presença de auto-correlação e heterocedasticidade, Tabela 10. Note-se que a heterocedasticidade está presente em níveis prejudiciais nos índices ITEL, INDX, IGC e ITAG. Além desse problema, os erros se encontram correlacionados em períodos distintos em todos os índices, sendo violada a hipótese de autocorrelação independência dos erros. Estes problemas tornariam os estimadores ineficientes e sem variância mínima. O conjunto dos resultados acima indica que, embora em alguns índices tenham sido encontrados indícios de que o C_CAPM tenha aderência à avaliação de índices no mercado acionário brasileiro, não se pode, ainda, avaliações conclusivas para este modelo, visto não haver consenso nos resultados das análises já realizadas anteriormente. Porém, ainda sim, os R^2 e R^2 Ajustado apresentados na Tabela 10 foram, na média, superiores aos obtidos para o CAPM e o D-CAPM no mesmo período. Recomenda-se também a realização, em pesquisas futuras, de testes mais robustos tais com o Akaike (AIC) e o Schwarz (BIC) geralmente utilizados, e mais adequados, para comparação e escolha dos melhores modelos.

Tabela 10: Teste de heterocedasticidade (χ^2) e auto-correlação (DW) para o C-CAPM.

Índice	EstatChiSq	Pr>ChiSq	EstatDW	Pr>Dw
ITEL	14,43665861	1,449530e-04	1,744905	0,0006106672
IEE	0,04053384	8,404404e-01	1,768830	0,0019000755
ISE	3,02960683	8,175783e-02	1,830313	0,0226394257
INDX	13,34247025	2,594623e-04	1,794480	0,0057652740
IVBX2	0,41854040	5,176663e-01	1,814150	0,0125390255
IGC	6,01920903	1,415099e-02	1,839371	0,0309456645
ITAG	26,57979221	2,528749e-07	1,776654	0,0026970247

Para DW igual a 2 os resíduos não serão autocorrelacionados, sendo positivo para valores suficientemente abaixo de 2 e negativo para valores acima até o valor máximo igual a 4.

Embora os resultados tenham sido satisfatórios para a série até aqui utilizada, uma das premissas de se trabalhar com series temporais, principalmente quando extensas, é a de que não haja mudanças estruturais no período. Tais mudanças podem alterar os valores dos parâmetros no modelo, mudando tanto o intercepto quanto a inclinação da reta. Ou seja, as estimativas dos betas variam ao longo do tempo devido as quebras presentes na série econômica. Para verificação da presença de uma quebra estrutural no período do estudo, foi feito por meio do teste de Chow, que avalia se os interceptos e os coeficientes angulares de dois sub-períodos são iguais, apresentou os resultados dispostos na Tabela 11. Este teste foi realizado para cada um dos índices e para cada um dos quatro modelos utilizados no estudo. Os resultados indicaram que, para os índices ITEL, IEE e INDX, a diferença entre os dois

sub-períodos analisados foi bastante significativa. Por outro lado, os índices ISE, IGC, ITAG e IVBX2, praticamente, não houve diferença, significativa, entre os parâmetros de dois sub-períodos analisados entre os quatro métodos. O modelo C-CAPM não constatou nenhuma diferença significativa a nível de 10% em relação aos coeficientes de dois sub-períodos em todos os índices. Dessa forma, a relação entre as variáveis foi alterada nos índices ITEL, IEE e INDX, assim como os parâmetros estimados para cada um dos dois sub-períodos não serão os mesmos. Portanto deve-se levar em consideração esse fato, pois em magnitude geram resultados estatisticamente diferentes.

Tabela 11: Resultado do Teste de Chow, com ponto de ruptura para o CAPM, D-CAPM e C-CAPM

Índices	CAPM	D-CAPM	C-CAPM
ITEL	1,763019e-03	4,578388e-07	0,2005652
IEE	1,478439e-04	3,374415e-05	0,2989519
ISE	9,497852e-01	0,3707078	0,9699985
INDX	5,792214e-06	1,948748e-06	0,4248581
IVBX2	1,156432e-02	0,1556896	0,7768798
IGC	4,653310e-03	0,5535519	0,7438642
ITAG	3,495495e-02	0,8751208	0,6413012

Os teste de Chow testa a hipótese nula de que os coeficientes da equação são os mesmos nos dois períodos (de 1º de dezembro de 2005 a 30 de junho de 2006 e 1º de julho de 2006 a 31 de outubro de 2008).

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Em vários testes do modelo CAPM, foram construídos portfólios por meio de ranqueamento de ações de determinado mercado. Esta análise teve como objetivo avaliar se existem diferenças estatísticas significantes nos resultados das estimativas de retornos dos índices de segmentos e específicos apurados no mercado financeiro. Diferentemente de outros estudos sobre o tema, as carteiras ou índices estudados já existiam na base de dados da Bovespa, sendo formados de papéis que representavam cada uma dessas categorias. Da comparação inicialmente dos betas de cada modelo, verifica-se que em todos os casos seus valores foram menores do que a carteira de mercado. E apesar da semelhança dos valores em termos de beta, existem motivos para crer que o poder explicativo de cada modelo varia de acordo com a sofisticação.

Não se pode fazer inferência se há uma relação entre o beta de cada índice e sua liquidez. Nem tão pouco “evidenciar”, se um, ou outro modelo tem melhor aderência a estes índices, contudo, em pelo menos dois índices: o ISE e o ITAG, os modelos foram mais contundentes. Estes resultados podem ser bastante útil para investidores marginais, pois, cada índice trás em sua estimava uma interpretação econômica. Concluem-se, nesse aspecto, que a avaliação dos índices pode ser feita com base na utilização dos modelos CAPM, D_CAPM e C-CAPM. Isso porque a relação entre retorno e risco é explicada por estes modelos. Um problema a ser enfrentado consistiria, então, no tratamento matemático das fontes individuais e risco. Desse modo, foram observadas algumas violações aos pressupostos de regressão. O primeiro refere-se ao intercepto, que não deveria ser diferente de zero para todos os casos. Na maioria da vezes ele não foi significativo para esses modelos, sendo em alguns casos significativos, mas ainda sim diferente de zero.

Quanto ao critério do beta ser o único a explicar os retornos do ativo com o risco, observou-se que as mudanças macroeconômicas podem influenciar nos padrões de retornos, conforme indicativo nos testes de Chow. Assim, se este problema existir ocorrerá limitações na análise, visto que tanto o intercepto da reta quanto a inclinação modificam com a sua presença. Recomenda-se a identificação dos períodos em que aconteceram a quebras na série. A despeito disso, considera-se limitação nesse estudo pressupor a existência de dois

subperíodos para realização dos testes de Chow, pois, pode-se trazer viés aos resultado dos modelos. Por isso que optou-se por não refazer as análises estimando os parâmetros para os subperíodos. Entretanto, fica claro que as versões estáticas do CAPM e D-CAPM, no longo prazo, não são estáticas. Finalmente, em relação aos modelos utilizados, notou-se que entre os períodos de 1º de dezembro de 2005 a 31 de outubro de 2008, com estatísticas diárias nas regressões, o C-CAPM apresenta melhores resultados em comparação ao outros aqui testados, tendo maior aderência na explicação dos retornos de índices no mercado acionário brasileiro. Apesar de não ser conclusivo para este modelo, visto que não há consenso geral nos resultados das análises já realizadas anteriormente. Mesmo assim considera-se indícios a favor do C-CAPM, pois os R^2 e R^2 Ajustado apresentados foram, na média, superiores aos obtidos para o CAPM e o D-CAPM no mesmo período.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARAÚJO, E. FAJARDO, J. TAVANI, L. CAPM usando uma carteira sintética do PIB brasileiro. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 36, n.3 p. 465-505, 2006.
- BAWA, V. e LINDENBERG, E. Capital market equilibrium in a mean-lower partial moment framework, **Journal of Financial Economics**, v. 5, p.189-200, 1977.
- BANZ, R. The relationship between return and market value of common stocks. **Journal of Financial Economics**, v. 9, p. 3-18, 1981.
- BARBOSA, T.; MOTTA, L. Custo de Capital próprio em mercados emergentes: CAPM x D-CAPM. **Revista Eletrônica de Gestão e Organização**, v.2, n.3, 2004.
- BASU, S. Investment performance of common stock in relation to their price-earnings ratios: a test of market efficiency. **Journal of Finance**, v. 32, p.3-18, 1977.
- BLACK, F. Capital market equilibrium with restricted borrowing. **Journal of Business**, v. 45, n. 3, p. 444-445, 1972.
- BLACK, F., JENSEN, M. SCHOLLES, M. The capital asset pricing model: some empirical Tests. In: Jensen, M.(Ed.) **Studies in the Theory of Capital Markets**. New York: Praeger, 1972.
- BLUME, M.; FRIEND, I, A New look at capital asset pricing model, **Journal of Finance**, v.28, p. 19-33, 1973.
- BREEDEN, D. An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities, **Journal f Financial Economics**, v. 7, p. 265-296, 1979.
- CAMPBELL, John Y. Intertemporal asset pricing without consumption data. **American Review**, v. 83, n.3, pp. 487-512, June 1993.
- CHAN, L.; LAKONISHOK, J. Are reports of beta's death premature? **Journal Portfolio Management**, New York, v. 20, n.4, p.51-62, 1993.
- CHEN, N. ROLL, R. ROSS, S. Economic forces and the stock markets. **Journal of Business**, v. 59, p.386-403, July, 1986.
- COCHRANE, J. H. A cross-sectional test of an investment-based asset pricing model, **Journal of Political Economy**, v.104, p. 572-621, 1996.
- ESTRADA, J. The cost of equity in emerging markets: a downside risk approach. **Emerging Marketing Quarterly**, New York, v. 3, n.1, p.19-30, 2000.
- ESTRADA, J. Systematic risk in emerging marketing: the D-CAPM. **Emerging Markets Review**, New York, v. 3, p.365-379, 2002.
- ESTRADA, J. Mean-semivariance behavior: an alternative behavioral model. IESE Business School, 2003. (Working Paper)
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The cross-section of expected stock returns. **Journal of Finance**, v. 47, n. 2, p. 427-466, 1992.

FAMA, E. F.; MACBETH, J. D. Risk, return and equilibrium: empirical test. **Journal of Political Economy**, v. 81, n. 3, p. 607-636, 1973.

FERSON. W. E.; HARVEY, C. R. The variation of economic risk premiums. **Journal of Political Economy**, New York, v.99, p. 385-415, 1991.

FERSON. W. E.; HARVEY, C. R. The risk and predictability of international equity returns. **Review of Financial Studies**, v.6 p. 527-566, 1993.

FERSON. W. E.; KORAJCZYK, R. Do arbitrage pricing models explain the predictability or sock returns? **Journal of Business**, Chicago, v. 68, n.3, p. 309-349, July, 1995.

GROSSMAN, S. e SHILLER, R. The determinants of the variability of stock market prices. **American Economic Review**, v.71, p. 222-227, 1981.

HANSEN, L. e SINGLETON, K. Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models. **Econometrica**, v. 50, p.1269-1288, 1982.

HANSEN, L.; SINGLETON, K. Stochastic consumption, risk aversion, and the temporal behavior of asset returns. **Journal of Political Economy**, v. 91, p. 249-268, 1983.

HARVEY, C.; SIDDIQUE, A. Autoregressive conditional skewness, **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v.34, p.465-88, 1999.

HAUGEN, R. A. **Modern Investment Theory**, 5. ed. New Jersey: Prentice-Hall, 2001.

HWANG, S.; SATCHELL, S. Modelling emerging market risk premia using higher moments, **International Journal of Finance and Economics**, v.4, p.271-96, 1999.

JAGANNATHAN, R.; WANG, Z. The Conditional CAPM and the cross-section of expected returns. **Journal of Finance**, v.51, n. p-53, Mar, 1996.

LAKONISHOK, J., SHLEIFER, A. e VISHNY, R. W. Contrarian investment, extrapolation, and risk. **Journal of Finance**, p. 1541-1579, Dec., 1994.

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

LINTNER, J. The valuation of risk asset an the selection of risk investments in stock portfolio and capital budgets. **Review of Economics and Statistics**, v. 47, n. 1, p. 13-37, 1965.

LUCAS, R. Asset prices in an exchange economy. **Econometrica**, v. 46, p.1429-1445, 1978.

KRAUS, A. e LITZENBERGER, R. H. Preference and the valuation of risk assets, **Journal of Finance**, v. 31, p. 1085-100, 1976.

MARKOWTZ, H. M. Portfolio selection: efficient diversification of investment. **Journal of Finance**, New York: Wiley, 1959.

MERTON, R. C. An Intertemporal capital asset pricing model. **Econometria**, v. 41, n.5, p.867-887, 1973.

MOSSIN, J. Equilibrium in a asset market. **Econometria**, v. 34 , n . 4, 768-783, 1966.

REINGANUM, M. R. Misspecification of capital asset pricing : empirical anomalies based on earnings yields and market values. **Journal of Financial Economics**, v.9, p. 19 -46, 1981.

REINGANUM, M. R. A New empirical perspective on the CAPM. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, p. 439-462, 1981.

RIBENBOIM, G. Teste de modelo CAPM com dados brasileiros. In: BONOMO, M.A. (Org.), **Finanças Aplicadas ao Brasil**. 2 ed. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2004.

ROY, A. D. Safety first and the holding of assets, **Econometria**, v. 20, 431-49, 1952.

SHARPE, W. Capital Asset Prices: A Theory of market equilibrium under conditions of risk. **Journal of Finance**, v. XIX, September, 425-42, 1964.

SILVA, S. **Precificação de ativos com risco no mercado acionário brasileiro: aplicação do modelo CAPM e variantes**. Dissertação de Mestrado – Universidade Federal de Lavras, 2007.

TAMBOSI, E. e COSTA Jr. N. e ROSSETO, J. Testando o CAPM condicional nos mercados Brasileiro e Norte Americano, **Revista de Administração Contemporânea**, v. 10, n.4, 2006.

TREYNOR, J. L. Toward a theory of market value of risky assets. 1961. No press.

