



O CAPM E O CAPM CONDICIONAL NA PRECIFICAÇÃO DE ÍNDICES ACIONÁRIOS: EVIDÊNCIAS DE MUDANÇAS NOS COEFICIENTES ESTIMADOS DE 2005 A 2008

WENDEL ALEX CASTRO SILVA

*Doutor em Administração pelo Departamento de Administração e Economia da
Universidade Federal de Lavras (Ufla).*

*Professor do Programa de Mestrado Acadêmico em Administração da
Faculdade Novos Horizontes (FNH).*

Rua Alvarenga Peixoto, 1.270, Santo Agostinho, Belo Horizonte – MG – Brasil – CEP 30180-121

E-mail: wendel.silva@unihorizontes.br

EDIMEIRE ALEXANDRA PINTO

*Mestra em Estatística pelo Instituto de Ciências Exatas da
Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG).*

Professora do Departamento de Administração da Faculdade Novos Horizontes (FNH).

Rua Nogueira da Gama, 1.026b, Alto dos Pinheiros, Belo Horizonte – MG – Brasil – CEP 30530-100

E-mail: economatistica@yahoo.com.br

ALFREDO ALVES DE OLIVEIRA MELO

*Doutor em Organizações pelo Licence Science des Organisations da
Université Paris Dauphine – Paris IX (França).*

*Professor do Programa de Mestrado Acadêmico em Administração da
Faculdade Novos Horizontes (FNH).*

Rua Alvarenga Peixoto, 1.270, Santo Agostinho, Belo Horizonte – MG – Brasil – CEP 30180-121

E-mail: diretoria@unihorizontes.br

RESUMO

Este estudo testa e compara duas versões da relação de equilíbrio geral para a predição dos retornos esperados: o CAPM na versão estática e o CAPM na versão condicional, que considera não estacionárias as estimativas dos coeficientes ao longo de um determinado período. A primeira preocupação foi quanto ao poder explicativo de cada modelo e em relação aos efeitos das variáveis econômicas, e a segunda foi examinar a ocorrência de mudanças estruturais e quais os períodos impactaram no comportamento dos coeficientes. A análise foi feita em dados diários de índices representativos de papéis negociados na Bovespa no período compreendido entre 1º de dezembro de 2005 e 31 de outubro de 2008 (721 observações). Para ter um número mínimo de observações e estimar, de forma consistente, os parâmetros dos modelos de regressão e para que a correção de Newey-West pudesse corrigir o problema de ineficiência dos coeficientes quando fossem violados os pressupostos clássicos de ausências de autocorrelação e heterocedasticidade dos resíduos, em alguns casos, teve-se de considerar as quebras que fossem estatisticamente mais significativas por meio do controle do período de monitoramento. Assim, após a aplicação dos testes para verificação das hipóteses clássicas de MQO, constatou-se que o modelo escolhido seria o CAPM condicional, por apresentar menores critérios de informações de Akaike (AIC) e Schwarz (BIC), sem a presença de quebra estrutural. Quando se considerou a presença de quebra estrutural na série temporal, observaram-se mudanças nos riscos sistêmicos e totais ao longo do período observado. Diante desses resultados, recomenda-se investigar os possíveis eventos que provocaram ruptura nas séries, observando os fatores que contribuíram para tal interferência.

PALAVRAS-CHAVE

CAPM; CAPM condicional; Índices acionários; Quebra estrutural; Risco.

1 INTRODUÇÃO

As especificações do modelo convencional do CAPM foram introduzidas por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966), com contribuições de Black (1972). Apesar da simplicidade desse modelo, no mundo acadêmico, verifica-se que algumas de suas suposições tornam-se restritivas quando são observadas na forma como o mercado funciona. Fama e French (1992, 1993) foram seminais ao evidenciarem que os retornos das ações não eram completamente explicados pelo CAPM. Constataram que a variação dos prêmios de riscos em ativos individuais estaria associada a outros fatores além da covariância estimada, em particular às anomalias inerentes ao valor das ações, como o efeito tamanho. Adicionalmente, a literatura recente tem-se questionado sobre o pressuposto de que os retornos e as expectativas dos acionistas sejam constantes com as estimativas dos betas estacionárias ao longo do tempo. Esse fato vem sendo fortemente debatido, e estudos recentes têm evidenciado que os retornos esperados variam no tempo de acordo com a informação (HANSEN; RICHARD, 1987).

Uma suposição alternativa para explicar os retornos estimados dos ativos financeiros é a versão condicional do modelo CAPM, segundo a qual se incorporam ao modelo de precificação a variância e as covariâncias condicionais entre o retorno do ativo i e o retorno do portfólio de mercado, que se alteram ao longo do tempo devido ao conjunto de informações passadas. A variância e as covariâncias são por base adaptações mais complexas do CAPM, pois consideram o risco sistêmico condicionado ao conjunto de informações para os investidores em $t-1$.

Com base nessa suposição, os argumentos de Banz (1981), Fama e French (1992) e Reinganum (1981b) – entre outros – consideraram que a eficácia do CAPM convencional ou estático seria somente alcançada na hipótese de uma economia em equilíbrio (RIBENBOIM, 2004 p. 27). As versões condicionais do CAPM valem também em situações em que há desequilíbrio das variáveis macroeconômicas. Pressupõe-se, nesse sentido, que essas versões sejam mais apropriadas nessas condições, pois são capazes de absorver intertemporalmente o efeito sobre a reação de um conjunto de informações que afetam os retornos dos ativos.

Assim, no presente estudo, objetiva-se testar e comparar o CAPM nas versões estática e condicional, com o propósito de verificar o poder explicativo do modelo e a aderência dele aos dados sob presença e ausência de quebra estrutural. Quando tais modelos são analisados sob a presença de quebra, objetiva-se também verificar se existe homogeneidade de riscos totais entre cada subperíodo correspondente ao ponto de mudança estimado. Apresentam-se, ao final,

fatos estilizados do ambiente econômico que possivelmente foram captados em ambos os modelos. Optou-se pela investigação no contexto de carteiras ou índices cujos ativos são agrupados, *a priori*, em níveis de classe de risco, conforme critérios adotados pela Bovespa na observância das diferentes modalidades conceituais que cada índice representa. Além disso, os resultados não serão prejudicados por eventos específicos e inerentes aos títulos individuais.

2 CONSIDERAÇÕES TEÓRICAS ACERCA DOS MODELOS CAPM E CAPM CONDICIONAL

Nas versões iniciais do CAPM, além de Sharpe (1964), outros autores contribuíram para a sua formulação, como Treynor (1961), Lintner (1965) e Mossin (1966). Essas versões do CAPM são consideradas convencionais, uma vez que se baseiam na premissa da não existência de dependência condicional tanto para os retornos quanto para risco sistêmico. Entre alguns dos principais testes empíricos do CAPM, Black, Jensen e Scholes (1972), Fama e MacBeth (1973) e Blume e Friend (1973) também supuseram que o risco sistemático dos ativos não mudaria intertemporalmente.

Após analisarem todas as ações negociadas na Bolsa de Nova York (Nyse) entre 1931 e 1965, Black, Jensen e Scholes (1972) identificaram a presença de coeficientes α estatisticamente significativos e diretamente relacionados aos betas. Ativos com menores níveis de risco apresentaram retornos médios maiores e vice-versa. Esses resultados seriam, portanto, consistentes com Douglas (1969), mas sendo rejeitadas suas hipóteses centrais, na sua forma elementar, sem as contribuições de Black (1972).

Após testarem o modelo com base nas ações negociadas na Nyse entre 1926 e 1968, Fama e MacBeth (1973) chegaram à conclusão de que não poderiam rejeitar que os betas estimados permanecessem constantes ao longo do período observado e os retornos dos portfólios, contendo as ações negociadas no mercado, fossem função linear dos coeficientes conforme definido pelo CAPM. Porém, não havia evidências sobre o poder de previsão do modelo tendo como medida de eficiência o erro quadrático médio.

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 estimativa de betas em períodos de cinco anos. Conforme conclusões, haveria uma relação aproximadamente linear entre riscos

sistemáticos e retornos para os períodos analisados. Apesar de o ativo livre de risco encontrado nas regressões *cross-section* ser diferente do ativo livre de risco real, esse fato foi perfeitamente explicado por Black (1972).

Com base nos resultados, os autores sugeriram algumas hipóteses que explicavam as falhas na aplicação do modelo: 1. a existência de restrições sobre as *short sales* de vários ativos negociados no mercado; 2. a impossibilidade de todos os investidores emprestarem e tomarem emprestado; e 3. a ineficiência de mercado e a segmentação entre ações e obrigações, levando a tratamentos fiscais diferenciados.

Fama e French (1992) reforçaram a importância de outras variáveis que pudessem explicar os retornos médios, além do coeficiente beta. Suas conclusões levantaram novas hipóteses sobre o comportamento dos retornos e forte evidência contra o CAPM convencional. As duas principais 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 foi estudado por Banz (1981) e Reinganum (1981a). Autores como Basu (1977) e Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994) mostraram que ações com forte relação preço/lucro e o valor contábil/valor de mercado auferiam maiores retornos.

Nas décadas de 1970 e 1980, intensificaram-se as generalizações do modelo CAPM, cujo objetivo era corrigir falhas e ampliar seu poder explicativo. Merton (1973) desenvolveu o *intertemporal capital asset pricing model* (ICAPM) no intuito de generalizar o modelo CAPM para um contexto intertemporal. Em seguida, 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. Destaca-se, nesse momento, a formulação do C-CAPM (*intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities*).

Em alguns testes empíricos, o modelo foi rejeitado no mercado americano. Para exemplificar a rejeição dessas extensões, Hansen e Singleton (1982, 1983) verificaram que não se podem explicar simultaneamente as variações da taxa de juros no tempo, a média de retornos das ações e os *bonds*. Mankin e Shapiro (1986) fizeram regressão de 464 ações da Nyse e também observaram que, no CAPM, na versão convencional, os retornos das ações eram fortemente associados aos retornos médios *cross-section* por meio do coeficiente beta, em comparação ao beta consumo.

Mais adiante, Jagannathan e Wang (1996) mostraram que os retornos e betas 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 em que as variáveis retornos esperados e o risco mudam ao longo do tempo em função da taxa de riqueza e consumo agregados. Ferson e Harvey (1993), baseados nos resultados de Fama e French (1992), desenvolveram um modelo de precificação que permite que o beta possa variar no tempo de acordo com o nível de informação. Concluíram que os coeficientes analisados não foram significativamente diferentes de zero, o que explicou de forma satisfatória a variação *cross-sectional* dos retornos das ações analisadas.

Entre as variações do CAPM, atualmente destaca-se, na literatura, um modelo que incorpora as variâncias e covariâncias que se alteram no tempo, o *conditional capital asset model*. O principal pressuposto é que o risco sistemático não seja estável. Ribenboim (2004) reforça a ideia de que o CAPM condicional permite que o prêmio de risco de um ativo possa mudar a partir da variância condicional entre o retorno do ativo, 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 em um ambiente macrodinâmico.

Conforme Cochrane (1996) sugeriu, metade dos erros de precificação a partir do CAPM convencional estava relacionada ao tamanho do portfólio. Esses erros foram reduzidos pela adição de fatores macroeconômicos em estudos como os de Chen, Roll e Ross (1986), Jagannathan e Wang (1996) e Fama e French (1993). Recentemente, Durack, Durand e Maller (2004) observaram que o CAPM condicional descreve satisfatoriamente a variação *cross-section* no mercado australiano e pode aumentar o poder de explicação com a introdução de outras variáveis. No Brasil, Tambosi, Costa Jr. e Rosseto (2006) aplicaram o modelo de Janannthan e Wang (1996) e puderam concluir que este explica satisfatoriamente a variação *cross-sectional* dos retornos dos mercados brasileiro e norte-americano. No estudo desses autores, foram utilizadas as variáveis *size* e capital humano.

Neste artigo, realiza-se uma análise comparativa entre as versões condicional e convencional do CAPM, e avalia-se o risco não apenas em períodos totais, mas também sob a presença de quebra estrutural. Entre 2005 e 2008, havia pelo menos dois períodos sobre as influências do ambiente econômico cujos fatores determinantes estariam contidos nas informações de mercado:

- A crise financeira de 2008 que despertou a atenção às mudanças na avaliação de risco, disseminada em termos de informações de mercado.
- O processo eleitoral de 2006 que geralmente exerce impacto na expectativa dos investidores.

3 METODOLOGIA DE PESQUISA

As variáveis utilizadas nos ajustes de cada modelo foram extraídas, em séries diárias construídas, *a priori*, a partir do conjunto de índices representativos de carteiras de ações disponíveis na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa). Esses índices funcionam como indicadores de desempenho de um conjunto de ações e permitem avaliar a valorização de um determinado grupo de papéis ao longo do tempo. Na Tabela 1, estão resumidas as categorias de índice, bem como sua composição e a fundamentação teórica.

A amostra utilizada foi obtida de 1º de dezembro de 2005 a 31 de outubro de 2008, com dados diários. Para Silveira, Famá e Barros (2002), a não existência de incerteza quanto ao valor a ser recebido de um ativo pressupõe em desvio padrão dos retornos de um ativo igual a zero. Dessa forma, utilizou-se como *proxy* da carteira de mercado o índice Ibovespa. Optou-se pelo retorno do CDB prefixado como *proxy* para o ativo livre de risco, por ser um título cujos retornos históricos tinham desvio padrão menos elevado no período da amostra, entre as outras possibilidades, já indexado pelo IPCA. A rentabilidade desses títulos geralmente é decidida na hora da aplicação e, em relação a um investidor individual, oferece garantia por meio do Fundo Garantidor de Crédito (FGC).

Em relação ao ativo livre de risco, não existe consenso entre os pesquisadores sobre qual seria a taxa livre de risco mais adequada para a economia brasileira, por não existir um ativo com tal padrão de desvios (NAKAMURA, 1998; SILVEIRA; BARROS; FAMÁ, 2003). Assim, um dos motivos pela não utilização dos certificados de depósito interbancário (CDI) como *proxy* se deve ao fato de que são títulos de emissão das instituições financeiras que lastreiam as operações do mercado interbancário. E apesar de terem características idênticas às de um CDB, sua negociação é restrita ao mercado interbancário e não a um investidor individual. Sua função seria, portanto, transferir recursos de uma instituição financeira para outra, sendo um custo de oportunidade para o gestor de fundos dada a possibilidade de investimento, mas não para um investidor individual.

As análises de regressões, estatísticas e demais testes foram realizadas nos *softwares* R e Eviews, com dados já tabulados em tabela programada no *software* MS-Excel.

TABELA I

ÍNDICES DE PAPÉIS ACIONÁRIOS NEGOCIADOS NA BOVESPA

ÍNDICES	Nº DE EMPRESAS	ESPECIFICAÇÃO DE CADA ÍNDICE
Ibov.	65	Proxy de mercado
ISE	38	Investimentos socialmente responsáveis
IGC	177	Governança corporativa diferenciada
Itag	156	Garantias aos acionistas minoritários
IVBX-2 (2ª linha)	50	A partir da 11ª posição, em termos de valor e liquidez nos últimos 12 meses
Itel	13	Segmento de telecomunicações
INDX	50	Segmento industrial
IEE	16	Segmento de energia elétrica

Fonte: Bovespa (2008).

De acordo com Vaihekoski (2004), há algumas das vantagens em trabalhar com carteiras em vez de títulos individuais para efetuar testes do CAPM: redução das oscilações, como o risco não sistemático, e redução dos termos residuais. Além disso, evitam-se problemas de prejulgamento em previsões quando se empregam modelos univariados ou bivariados a partir de ativos individuais. As ações de cada índice também têm relação direta com a sua representatividade no mercado à vista, com base na negociabilidade, e as séries de preços são corrigidas para proventos.

As razões para escolha do período da análise levou em conta tanto o período que apresentasse indícios de mudanças estruturais quanto a possibilidade de balanceamento dos intervalos para comparação do risco total e escolha do melhor modelo, já que os testes empregados só funcionam parametrizados em períodos totais e idênticos. Não seria razoável utilizar períodos com séries assíncronas. Assim, o período amostral denota indistintamente os índices mais recentes disponíveis na Bovespa em séries diárias: SMLL e MLCX de janeiro de 2005.

No entanto, de acordo com a literatura consultada, alguns dos principais estudos estrangeiros sobre comportamento de retornos de ações têm estabelecido prazos superiores a dez anos: Black, Jensen e Scholes (1972), Fama e MacBeth (1973) e Fama e French (1992). Muito embora este estudo tenha propriedades analíticas com destaque para os modelos de equilíbrio parcial em séries diárias,

considera-se um primeiro fator de limitação o tamanho da série, mesmo após serem estabelecidas as condições de amostragem dos dados, seguindo a realidade operacional no Brasil. Assim sendo, o critério adotado foi magnitude da base de dados existente (CHAN; LAKONISHOK, 1993).

Um segundo fator de limitação estaria relacionado a uma possível influência na estimação dos parâmetros. Note-se que, apesar das restrições para formação das carteiras de acordo com os critérios de liquidez e característica das ações, estabelecidos pela Bovespa, verifica-se certo grau de concentração na composição da carteira (cf. ROLL, 1977, p. 130). Duas empresas correspondem a cerca de 40% do Ibovespa. Entre os índices de maior concentração, estão também o Itel, INDX e ISE (Tabela 1).

Além disso, ressalta-se que, se as datas de quebras são estimadas muito próximas do final da amostra, isso pode conduzir a subamostras com poucas observações para estimar os parâmetros dos modelos CAPM e CAPM condicional. Tal consequência é inconveniente, pois testes como o Newey-West têm eficiência assintótica na correção de heterocedasticidade e autocorrelação residual, portanto não são tão eficientes em pequenas amostras. Dessa forma, optou-se por trabalhar um número máximo de quebras igual 3 para não reduzir ainda mais a quantidade de observações nas subamostras.

Para processamento de testes empíricos do CAPM, nota-se também a utilização de alguns critérios mínimos: 1. o intercepto não pode ser significativamente diferente de zero, 2. o beta deve ser o único a explicar a taxa de retorno do ativo com risco, 3. o *trade-off* risco-retorno deve ser linear e 4. a carteira de mercado tem maior risco do que o ativo livre de risco, já que, no longo prazo, as estimativas de retorno devem seguir essa trajetória.

Neste estudo, utilizaram-se as seguintes versões: CAPM convencional (SHARPE, 1964; LINTNER, 1965; MOSSIN, 1966) e CAPM condicional, sugerido por Lewellen e Neigel (2006):

- CAPM:

$$r_t = \alpha + \gamma_t \beta_1 + \varepsilon_t, t = 1, \dots, T \quad (1)$$

$$\gamma_t = r_{Mt} + r_{Ft}$$

β_1 = coeficiente beta.

α = coeficiente de intercepto.

$$r_{Mt} = \ln(\text{ibovespa}_t) - \ln(\text{ibovespa}_{t-1}).$$

$$r_t = \ln(\text{carteira}_t) - \ln(\text{carteira}_{t-1}).$$

$r_{Ft} = \ln(\text{CDB}_t) - \ln(\text{CDB}_{t-1}) - \text{CDB}$ é certificado de depósito bancário ou *proxy* do ativo livre de risco, e ε_t são os erros.

- CAPM condicional:

$$r_t = \alpha + \beta_1 \gamma_t + \beta_2 \gamma_{t-1} + \varepsilon_t, t = 1, \dots, T \quad (2)$$

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

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

α = coeficiente de intercepto.

$\gamma_t = r_{Mt} - r_{Ft}$.

$r_{Mt} = \ln(\text{ibovespa}_t) - \ln(\text{ibovespa}_{t-1})$.

$r_t = \ln(\text{carteira}_t) - \ln(\text{carteira}_{t-1})$.

$r_{Ft} = \ln(\text{CDB}_t) - \ln(\text{CDB}_{t-1})$ – CDB é certificado de depósito bancário ou *proxy* do ativo livre de risco, e ε_t são os erros.

As estimativas de erros padrão dos coeficientes estão sob correção de heterocedasticidade e autocorrelação residual de Newey-West. Os coeficientes do modelo foram estimados em períodos completos e em períodos parciais correspondentes a cada ponto de quebra estrutural detectado. No caso de períodos completos e iguais para modelos que utilizam a mesma variável resposta, foram adotados os critérios de informações de Akaike (AIC) e Schwarz (BIC) para escolha de melhores modelos.

No caso de períodos parciais diferentes entre os modelos, a análise se fundamenta não em escolher um melhor modelo, mas em verificar como se comporta a sensibilidade da carteira em relação ao mercado nos períodos entre as quebras, pois sabe-se que o comportamento do mercado não é constante ao longo de todo um período, mas altera-se de acordo com as expectativas e de acordo com os riscos sistêmicos da economia: um período de estabilidade econômica – euforia no mercado – não tem o mesmo risco sistemático de um período de estagnação econômica e pessimismo generalizado.

Para avaliar o risco total, foram comparados os riscos, medidos pelo desvio padrão, em cada subperíodo de quebra por meio do teste Fligner-Killeen para verificar, sob hipótese nula, a homogeneidade de variância (CONOVER; JOHNSON; JOHNSON, 1981) das observações das carteiras. Fez-se essa escolha com base na robustez do instrumento diante do desvio de normalidade da distribuição das observações. Na prática, de acordo com o tamanho da amostra e a influência de *outliers* etc., a distribuição dos retornos tende a apresentar desvios de normalidade. Há a expectativa de que, entre os períodos de mudanças, os riscos totais sejam estatisticamente diferentes entre si.

Para verificação de quebras estruturais, considerou-se o modelo de Leisch, Hornik e Kuan (2000) que introduziram o teste de flutuação generalizada para monitoramento. Assim, é possível estimar o ponto ou a data de quebra. Trata-se

da classe de testes de estimativas móveis (EM) que utiliza janela móvel como descrito a seguir:

$$Z_n(i/h) = \frac{[nh]}{\sigma \sqrt{n}} Q_{(n)}^{1/2} (\hat{\beta}^{([ni] - [nh], [nh])} - \hat{\beta}^{(n)}), (i \geq h), \quad (3)$$

onde $\hat{Q}_{(n)} = X'_{(n)} X_{(n)}/n$, sendo X uma matriz composta de números 1 e variáveis explicativas, que, no caso, são as variáveis γ_t da equação (1) e γ_t e γ_{t-1} da equação (2); n é o número de observações do período denominado histórico, ou seja, período em que se supõe não haver quebras; $0 \leq h \leq 1$ é o tamanho da janela e $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-p} \sum_{t=1}^n \hat{\varepsilon}_t^2$, onde $\hat{\varepsilon}_t$ são os resíduos, p é o número de parâmetros, que pode ser dois, como no caso da equação (1) ou três como no caso da equação (3); e $t = [p + i(n-p)]$ e $i \in [0,1]$ é o tempo padronizado relativo ao período histórico, isto é, $i = 1$ corresponde a $t = n$.

Resumidamente, o período histórico é um intervalo de tempo em que se assume que os coeficientes das equações (1) e (2) são constantes, isto é, $\beta_t = \beta_0$. Se o interesse é em monitorar as novas observações no tempo $n + 1$ para testar se qualquer mudança estrutural ocorre durante esse monitoramento, o teste envolve a hipótese nula $\beta_t = \beta_0 (t > n)$ contra a hipótese alternativa de algum ponto de mudança, na evolução das estimativas dos coeficientes P_t . A distribuição do processo $Z_n(i/h)$ converge para a ponte browniana padronizada, $W^*(i)$, $W^*(i) = W(i) - iW(1)$, sendo $W(i)$ o movimento browniano. Rejeitar-se-á a hipótese nula se $Z_n(i/h)$ ultrapassar o valor $\pm c(i)$ onde

$$c(i) = \lambda \sqrt{\log_+ i} \quad (4)$$

em que $1 < i \leq \frac{t-p}{n-p}$ e $\log_+ i$ equivale a 1 se $i \leq e$ e equivale a $\log i$ em caso contrário, sendo e o número de Euler.

Os resultados de datas de quebras estimadas foram obtidos por meio do teste EM da equação (3), em que o tamanho da janela utilizado foi 1 e nível de significância de 5%.

Na aplicação do modelo, se uma mudança significativa é descoberta, a amostra é partida em dois segmentos com o ponto de partição inicial igual ao ponto detectado como ponto de mudança. Logo, cada subamostra é examinada separadamente para uma quebra usando a estatística de teste (3) novamente. Esse procedimento continua até que nenhuma mudança seja detectada em qualquer ponto da subamostra ou até que o número de mudanças alcance um número máximo de três datas ou pontos de quebras, para que se possa ter um

número mínimo de observações para estimar, de forma consistente, os parâmetros dos modelos de regressão e a correção de Newey-West, de maneira que se corrija o problema de ineficiência dos coeficientes quando fossem violados os pressupostos clássicos de ausências de autocorrelação e heterocedasticidade dos resíduos. Em alguns casos, consideraram-se as quebras estatisticamente mais significativas por meio do controle do período de monitoramento, restringindo-o não em toda a amostra de 721 observações, mas em parte dela. No caso do modelo CAPM condicional, por ter variável defasada em um período, então se perde uma observação inicial; nesse caso, o período histórico passa a começar não de um em diante, mas de dois.

Finalmente, para verificar se os coeficientes são iguais em cada subperíodo de quebra, utilizou-se o teste Wald que considera o modelo de regressão linear $\mathbf{r} = \mathbf{X}\beta + \varepsilon$, onde \mathbf{r} é um vetor de retornos da carteira, conforme equações (1) e (2); e \mathbf{X} , a matriz 1 e variáveis explicativas dos retornos do mercado no período t , γ_t , e $t-1$, γ_{t-1} , conforme as respectivas equações (1) e (2). O teste Wald leva em conta a seguinte restrição: $H_0: \mathbf{R}\beta - \mathbf{c} = \mathbf{0}$, onde \mathbf{R} é uma matriz ($q \times p$) conhecida; e \mathbf{c} , um vetor de tamanho q . Dessa forma, em modelos lineares, a estatística de Wald, W , é dada por: $W = (\mathbf{R}\hat{\beta} - \mathbf{c})' (\mathbf{R}\mathbf{s}^2 (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{R}')^{-1} (\mathbf{R}\hat{\beta} - \mathbf{c})$, onde $\mathbf{s}^2 = \hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}/(T - p)$.

Sob H_0 , W converge para uma distribuição qui-quadrado com q graus de liberdade. Como cada subperíodo de quebra tinha diferentes números de observações, não pôde ser realizado o teste de hipótese para significância conjunta dos parâmetros, e sim para significância individual destes.

4 RESULTADOS OBTIDOS E DISCUSSÕES

Antes de detalhar os resultados nesta seção, inicialmente se observa que os principais pressupostos para estimação dos modelos CAPM e CAPM condicional foram verificados. Todos os modelos estão sob a presença da correção assintótica de autocorrelação e heterocedasticidade residual de Newey-West. Apesar de não apresentado, até para evitar a extensa exposição de tabelas, foi feito o teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) de raiz unitária nas séries analisadas neste estudo, e constatou-se que estas eram estacionárias a 5% de significância. Com isso, evita-se cometer o risco de obter regressões espúrias.

4.1 RESULTADOS DO TESTE DE NORMALIDADE

Na averiguação, quanto ao fato de os resíduos seguirem a distribuição de probabilidade normal com as suas respectivas médias e desvios padrão (Tabela 2), observaram-se os seguintes resultados: no caso do modelo CAPM, em períodos

completos da amostra, os resíduos da equação estimada para as carteiras IEE, Itel, MLCX e SMLL não seguiram a distribuição normal a 5% de significância. Nos períodos parciais, a normalidade dos resíduos não esteve presente nas equações estimadas das carteiras MLCX no segundo período e SMLL no terceiro período. No modelo CAPM condicional, os resíduos não seguiram a distribuição de probabilidade normal, nos períodos completos, para as carteiras IEE, Itel e SMLL e MLCX. Nos períodos parciais, não foram observadas normalidade dos resíduos apenas no índice MLCX. Os valores apresentados na Tabela 2 também permitem constatar problemas de significância do beta ($t-1$) em caso de períodos parciais do modelo condicional.

TABELA 2

SUMÁRIO ESTATÍSTICO DOS TESTES DE NORMALIDADE PARA CADA ÍNDICE

PERÍODO COMPLETO				
Nº AÇÕES		NORMALIDADE (CAPM)	NORMALIDADE (CAPM CONDICIONAL)	SIG. BETA (t-1)
ISE	65	Sim	Sim	Sim
IGC	38	Sim	Sim	Sim
ITAG	177	Sim	Sim	Sim
IVBX2	156	Sim	Sim	Não
Itel	50	Não	Não	Sim
INDX	13	Sim	Sim	Não
SMLL	50	Não	Não	Sim
MLCX	65	Não	Não	Sim
IEE	16	Não	Não	Não
PERÍODO PARCIAL				
Nº AÇÕES		NORMALIDADE (CAPM)	NORMALIDADE (CAPM CONDICIONAL)	SIG. BETA (t-1)
ISE	65	Sim	Sim	Sim
IGC	38	Sim	Sim	Não (2º período)
ITAG	177	Sim	Sim	Sim
IVBX2	156	Sim	Sim	Não
Itel	50	Sim	Sim	Não (1º e 2º períodos)
INDX	13	Sim	Sim	Não
SMLL	50	Não (3º período)	Sim	Não (3º período)
MLCX	65	Não (2º período)	Não (2º período)	Não (1º e 3º períodos)
IEE	16	Sim	Sim	Não

Fonte: Dados da pesquisa.

4.2 PERÍODOS DE QUEBRAS OBSERVADOS

Na Tabela 3, reportam-se os principais resultados estatísticos encontrados com a estimação do modelo CAPM para cada carteira com presença de quebra estrutural. Os resultados obtidos apontam para pelos menos dois períodos de mudança de comportamento das variáveis do modelo. Aparentemente, os coeficientes sofrem variações abruptas no ano de 2006 para alguns índices, mas a maioria das quebras ocorreu em 2008. Em geral, foram registrados entre dois e três pontos de rupturas ao longo da amostra, variando entre um a quatro períodos distintos quando se observam individualmente os índices ao longo de cada ano (Tabela 3).

TABELA 3

SUMÁRIO ESTATÍSTICO REFERENTE AO PERÍODO DE QUEBRA

Índices	CAPM					CAPM CONDICIONAL				
	INTERVALO DE DIAS		Nº DE QUEBRAS OBSERVADAS			INTERVALO DE DIAS		Nº DE QUEBRAS OBSERVADAS		
	Mín.	Máx.	2006	2007	2008	Mín.	Máx.	2006	2007	2008
Itel	149	540	1	0	2	123	585	1	0	2
MLCX	180	371	1	0	2	81	446	1	0	3
BVX2	282	424	0	1	2	269	436	0	1	2
ICG	0	662	0	0	2	141	557	0	0	3
INDX	0	661	0	0	2	21	633	0	0	3
ISE	0	0	0	0	2	0	669	0	0	0
ITAG	0	0	0	0	0	0	659	0	0	2
SMLL	116	414	1	0	3	115	591	0	0	3
IEE	34	622	0	0	3	52	656	0	0	3

Fonte: Dados da pesquisa.

Muito embora as quebras tenham ocorrido de forma menos intensa em 2006, é importante observar que, nesse subperíodo, a economia foi influenciada por alguns fatores no cenário político, como desaceleração econômica, aumento

nas taxas de juros e incertezas sobre a trajetória de crescimento. Em relação aos resultados encontrados, apenas os índices Itel, MLCX e SMLL sofreram mudanças nos coeficientes.

Em 2008, a taxa Selic permaneceu mais estável do que em 2006, apesar da desaceleração e da crise nos Estados Unidos, em meio às pressões sobre a inflação. Dentre os fatos estilizados, podem-se caracterizar, ao longo do período, a existência de uma menor demanda por produtos exportados, a diminuição do fluxo de moeda estrangeira e as sucessivas quedas do índice Bovespa. Essa conjectura fornece indícios de que a relação de consumo e crescimento afeta as estimativas dos coeficientes bem mais do que qualquer outro fato.

4.3 TESTE DE IGUALDADE DOS COEFICIENTES BETAS

Dada a existência de quebra estrutural, nesta seção compara-se o coeficiente dos subperíodos sob a hipótese de igualdade dos valores. Dessa forma, foram testadas as seguintes hipóteses:

$$H_0: \beta_{1, per.A} = \beta_{1, per.B} = \beta_{1, per.C}$$

$$H_1: \beta_{1, per.A} \neq \beta_{1, per.B} = \beta_{1, per.C}$$

onde $i = 1$, no caso do modelo CAPM, e $i = 1,2$, para o CAPM condicional.

Nessas hipóteses, $\beta_{1, per.A}$ e $\beta_{1, per.B}$ e $\beta_{1, per.C}$ são os parâmetros populacionais que medem os riscos sistemáticos do modelo CAPM correspondentes ao primeiro, segundo e terceiro períodos de quebras, respectivamente. Raciocínio análogo é utilizado para o modelo CAPM condicional.

TABELA 4

SUMÁRIO ESTATÍSTICO REFERENTE À HIPÓTESE DE IGUALDADE – MODELO CAPM

CAPM				
ÍNDICES	PERÍODO	ESTATÍSTICA	GRAUS DE LIBERDADE	P_VALOR
IBVX2	1/2	3,391316	1,423	0,0662
	1/3	3,661166	1,423	0,0564

(continua)

TABELA 4 (CONCLUSÃO)

SUMÁRIO ESTATÍSTICO REFERENTE À HIPÓTESE DE IGUALDADE – MODELO CAPM

CAPM				
ÍNDICES	PERÍODO	ESTATÍSTICA	GRAUS DE LIBERDADE	P_VALOR
IEE	1/2	45,59910	1,621	0,0000
	1/3	15,38288	1,621	0,0001
	2/3	0,867102	1,31	0,3590
IGC	1/2	0,253875	1,719	0,6145
INDX	1/2	7,768223	1,660	0,0055
IteL	1/2	3,197556	1,148	0,0758
	1/3	8,776004	1,148	0,0036
IteL	2/3	6,270876	1,538	0,0126
MLCX	1/2	2,981804	1,179	0,0859
	1/3	2,729517	1,179	0,1003
MLCX	2/3	0,015313	1,369	0,9016
SMLL	1/2	0,003509	1,115	0,9529
	1/3	0,029543	1,115	0,8638
	1/4	6,396875	1,115	0,0128
SMLL	2/3	0,152102	1,411	0,6967
	2/4	17,25332	1,411	0,0000
SMLL	3/4	5,167308	1,115	0,0249

Nota: Nível de significância adotado 5%. Os valores dos parâmetros são estatisticamente diferentes nas carteiras e nos subperíodos: IEE, período 1 em relação ao 2 e 2 em relação ao 3; IteL, período 1 em relação ao 3 e 2 em relação ao 3; SMLL, período 1 em relação ao 4, 2 em relação ao 4 e 3 em relação ao 4.

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 5

SUMÁRIO ESTATÍSTICO REFERENTE À HIPÓTESE DE IGUALDADE – MODELO CAPM CONDICIONAL

CAPM CONDICIONAL				
ÍNDICES	PERÍODO	ESTATÍSTICA	GRAUS DE LIBERDADE	P_VALOR
IBVX2	1/2	2,720014	1,434	0,0998
	1/3	4,953018	1,434	0,0266
IBVX2	2/3	0,161961	1,266	0,6877
IEE	1/2	1,060380	1,652	0,3035
	2/3	35,35282	1,652	0,0000
IGC	1/2	4,207762	1,555	0,0407
	1/3	0,008466	1,555	0,9267
IGC	2/3	1,334784	1,136	0,2500
INDX	1/2	293,4211	1,631	0,0000
	1/3	17837552	1,631	0,0000
INDX	2/3	11,92523	1,20	0,0025
ISE	1/2	2,348446	1,695	0,1259
Itag	1/2	0,871081	1,657	0,3510
Itel	1/2	3,703079	1,121	0,0567
	1/3	0,761402	1,121	0,3846
Itel	2/3	4,522218	1,582	0,0339
MLCX	1/3	0,118841	1,115	0,7309
	1/2	0,186842	1,115	0,6664
	1/4	0,556299	1,115	0,4573
MLCX	2/3	2,319187	1,443	0,1285
	2/4	0,371713	1,443	0,5424

(continua)

TABELA 5 (CONCLUSÃO)

SUMÁRIO ESTATÍSTICO REFERENTE À HIPÓTESE DE IGUALDADE – MODELO CAPM CONDICIONAL

CAPM CONDICIONAL				
ÍNDICES	PERÍODO	ESTATÍSTICA	GRAUS DE LIBERDADE	P_VALOR
MLCX	3/4	0,891580	1,78	0,3480
SMLL	1/2	11,86504	1,589	0,0006
	1/3	13,56369	1,589	0,0003
SMLL	2/3	0,022373	1,112	0,8814

Nota: Nível de significância adotado 5%. Os parâmetros são estatisticamente diferentes nas carteiras e nos subperíodos: IBVX2, período 1 em relação ao 3; IEE, período 2 em relação ao 3; IGC, período 1 em relação ao 2; INDX, período 1 com relação ao 2, período 1 com relação 3 e 2 quando comparado com o período 3; Itel, 2 com relação ao 3 e por fim, SMLL, 1 ao 2 e 1 ao 3.

Fonte: Dados da pesquisa.

Vale destacar que, caso se adote um nível de significância de 10%, pode-se nitidamente verificar uma maior quantidade de subperíodos com riscos sistemáticos estatisticamente significantes.

Além disso, para exemplificar alguns desses períodos, observam-se os seguintes aspectos:

- Itel: no caso desse índice, foram encontrados pelo menos três períodos que impactaram a trajetória do risco sistemático, já que o coeficiente estimado beta apresentou-se próximo ao mercado no primeiro período (até 11.7.2006), $\hat{\beta} = 0,9322$, e com redução significativa no terceiro período (após 18.9.2008), $\hat{\beta} = 0,7576$.
- MLCX: nesse índice, foram encontrados quatro períodos distintos. No segundo período (após 3.3.2008), o beta apresentou seu maior valor estimado, $\hat{\beta} = 0,9887$, e o menor no primeiro período (até 23.8.2006), $\hat{\beta} = 0,9425$. Esses valores são estatisticamente significativos a 5% de significância. Essas diferenças não são estatisticamente significantes a 5% de significância, comparando-se os resultados por meio de teste de hipótese para igualdade dos coeficientes, conforme demonstra a Tabela 4.
- SMLL: essa carteira mostrou ter maior beta no quarto período (após 21.7.2008), $\hat{\beta} = 0,8670$, e menor no terceiro período (21.7.2008), $\hat{\beta} = 0,7326$.

- IEE: nesse índice, observaram-se maior risco sistêmico no primeiro período (até 16.6.2006), $\hat{\beta} = 0,7824$, e redução significativa no segundo período (após 11.08.2008), $\hat{\beta} = 0,5920$.
- IGC: esse índice apresentou maior beta estimado no primeiro período (até 12.8.2008), $\hat{\beta} = 0,9349$, e menor no segundo período (após 12.8.2008), $\hat{\beta} = 0,9302$. Entretanto, apesar de esses valores serem estatisticamente significativos a 5% de significância, tais diferenças entre os valores dos coeficientes não são estatisticamente significativas nem mesmo a 10%, conforme resultados mostrados na Tabela 4.

Quanto aos índices Itag e ISE, não foram encontradas datas de quebras estatisticamente significativas a 5% de significância. Do ponto de vista comparativo, os resultados estatísticos sugerem que a carteira de maior risco sistemático foi a MLCX e a de menor foi a IEE. Com relação aos riscos totais estimados para cada período de quebra, pode-se afirmar, com um nível de confiança de 95%, que são todos diferentes entre cada subperíodo, ou seja, não se pode considerar que exista homogeneidade de variância ou desvio padrão entre os períodos de quebra estrutural, segundo as estimativas computadas pelo teste Fligner-Killeen. Nesses termos, o índice de maior risco total foi IBVX2 no segundo período (após 13.10.2008) e a de menor SMLL no primeiro período (até 24.5.2006).

Para o modelo CAPM condicional, quando se analisam períodos parciais, verifica-se que o coeficiente de intercepto foi estatisticamente significativo a 5% de significância, apresentando sinal negativo na carteira INDX no terceiro período (após 5.8.2008). Nos outros períodos de quebra, não houve significância estatística a 5% para esse coeficiente. Ou seja, os resultados são consistentes para os restantes dos índices. Sobre isso, são feitas as seguintes análises:

- Itel: esse índice apresentou três períodos de quebras, no entanto os pontos de rupturas foram em datas diferentes em comparação ao CAPM. Em relação ao coeficiente parcial estimado $\hat{\beta}_1$, apresentou maior valor no primeiro período (até 5.5.2006), $\hat{\beta}_1 = 0,9343$, e menor valor no segundo período (após 16.10.2008), $\hat{\beta}_1 = 0,7920$. O coeficiente parcial estimado $\hat{\beta}_2$ apresentou sinal negativo no terceiro período (após 16.10.2008), $\hat{\beta}_2 = -0,1877$, e estatisticamente significativo.
- IGC: o coeficiente beta parcial estimado $\hat{\beta}_2$ foi estatisticamente significativo no primeiro período (antes de 6.8.2008) quando se obteve maior valor, $\hat{\beta}_2 = 0,0547$, e no terceiro período (após 30.9.2008) quando se obteve menor valor, $\hat{\beta}_2 = 0,0444$. Para os índices IEE, IBVX2 e INDX, o $\hat{\beta}_2$ não foi estatisticamente significativo.

Os índices que apresentaram maiores sensibilidades às variações do mercado foram INDX, $\hat{\beta}_1 = 1,086$ (5.8.2008), e ISE, $\hat{\beta}_2 = 0,105$ (após 30.9.2008).

Os índices que apresentaram menores sensibilidades às variações do mercado foram IEE, $\hat{\beta}_1 = 0,5979$ (após 4.10.2008), e Itel, $\hat{\beta}_2 = -0,1877$ (após 16.10.2008).

Quando se avalia o coeficiente beta no período $t-1$, a concordância entre a análise de períodos completos e parciais ocorre para as carteiras IBVX2, INDX e IEE, pois nelas a influência do mercado no período passado sobre a carteira no período presente não é estatisticamente significativa. No entanto, essa mesma influência não ocorre de maneira constante nas outras carteiras quando se analisam os períodos parciais, pois percebe-se que o coeficiente beta no período $t-1$ é significativo em determinados períodos da amostra, e sua influência, avaliada pelo valor do coeficiente, não é a mesma em todos os subperíodos. Outro resultado que chama a atenção refere-se ao fato de a influência do mercado ser maior no período recente e menor no período passado, isso ocorre porque a grandeza numérica dos coeficientes betas é reduzida a $t-1$.

Com relação ao risco total estimado, este seguiu uma trajetória crescente ao longo da amostra e foi maior no final dos períodos, em todas as carteiras analisadas neste estudo. Entretanto, quando se analisa o modelo CAPM, não se pode dizer que exista homogeneidade de variância ou desvio padrão nos períodos analisados, segundo os resultados obtidos com a aplicação do teste Fligner-Killeen. Além disso, existem indícios de alterações estatisticamente significantes nos valores dos riscos sistemáticos entre os subperíodos da amostra em análise, de acordo com os resultados encontrados por meio da aplicação do teste Wald.

A carteira Itel apresentou o maior risco total em um determinado período, o que ocorreu no terceiro período (após 16.10.2008). Por sua vez, a IBVX2 foi a carteira de menor risco total observado em um determinado período, o que aconteceu no primeiro período de mudança estrutural (2.5.2008). Para os índices que apresentaram coeficiente estimado $\hat{\beta}_2$ não significativo, observa-se que o CAPM convencional, na forma clássica, é um caso especial do CAPM condicional que está condicionado a um conjunto de informações formado por um conjunto vazio $\{ \}$ (LEWENLLEN; NEGEL, 2003; RIBENBOIM, 2004).

4.4 ESCOLHA DO MELHOR MODELO

Os coeficientes dos modelos foram estimados em períodos completos e em subperíodos correspondentes a cada data estimada, em pontos de quebra estrutural. Em todos esses subperíodos, foram verificados os pressupostos clássicos para estimação de regressão linear. Quando se analisa o período completo, os resultados obtidos sugerem que o modelo escolhido seria o CAPM condicional, por apresentar menores AIC e BIC. Apenas no caso da carteira IBVX2, o modelo CAPM apresentou menor AIC e BIC simultaneamente. No nível de significância de 5%, os coeficientes betas estimados apresentaram-se estatisticamente significativos, enquanto os coeficientes α são estatisticamente iguais a zero para todas as carteiras.

O CAPM condicional estimado para as carteiras apresentou o coeficiente beta parcial no período t também significativo e com intercepto igual a zero. No período t-1, entretanto, o beta parcial não seria significativo nos modelos estimados para as carteiras IBVX2, INDX e IEE. Na Tabela 6, observam-se as estimações dos coeficientes e principais testes referentes ao período global. Em períodos parciais para o CAPM, constata-se que o coeficiente de intercepto é estatisticamente significativo a 5%, e negativo para o SMLL no quarto período (após 21.7.2008). Nos outros períodos de quebra, não houve significância estatística a 5% para esse coeficiente. Ou seja, os resultados são consistentes para os restantes dos índices. Com relação ao risco sistêmico, os resultados apresentados sugerem que não se pode generalizar a sensibilidade de uma determinada carteira com relação ao mercado ao longo de toda a amostra, devido à variação do beta sob a existência de quebra estrutural.

TABELA 6

**EQUAÇÃO DA MÉDIA PARA OS MODELOS
CAPM CONVENCIONAL E CONDICIONAL**

ÍNDICES	CAPM			C_CAPM		
	PARÂMETROS	T-STATISTIC	P-VALUE	PARÂMETROS	T-STATISTIC	P-VALUE
IteI	$\beta_1 = 0,811$	25,969	0,000	$\beta_1 = 0,810$	25,956	0,000
	$\alpha = -6,77E-05$	-0,153	0,878	$\beta_2 = -0,072$	-2,128	0,034
	AIC* = -6,059			$\alpha = -5,92E-05$	-0,136	0,892
	BIC** = -6,046			AIC* = -6,083		
	KS	D = 0,053	0,035	BIC** = -6,064		
				KS	D = 0,059	0,013
MLCX	$\beta_1 = 0,981$	118,037	0,000	$\beta_1 = 0,982$	114,207	0,000
	$\alpha = 6,70E-05$	0,473	0,636	$\beta_2 = 0,024$	2,930	0,004
	AIC* = -8,080			$\alpha = 4,98E-05$	0,349	0,727
	BIC** = -8,068			AIC* = -8,095		
	KS	D = 0,070	0,002	BIC** = -8,076		
				KS	D = 0,0752	0,001

(continua)

TABELA 6 (CONTINUAÇÃO)

**EQUAÇÃO DA MÉDIA PARA OS MODELOS
CAPM CONVENCIONAL E CONDICIONAL**

ÍNDICES	CAPM			C_CAPM		
	PARÂMETROS	T-STATISTIC	P-VALUE	PARÂMETROS	T-STATISTIC	P-VALUE
IBVX2	$\beta_1 = 0,876$	64,655	0,000	$\beta_1 = 0,876$	64,589	0,000
	$\alpha = -9,48E-05$	-0,475	0,635	$\beta_2 = 0,000$	0,015	0,988
	AIC* = -7,481			$\alpha = -9,68E-05$	-0,480	0,632
	BIC** = -7,469			AIC* = -7,477		
	KS	D= 0,047	0,577	BIC** = -7,458		
				KS	D=0,050	0,057
IGC	$\beta_1 = 0,935$	100,520	0,000	$\beta_1 = 0,935$	95,742	0,000
	$\alpha = -0,000$	-0,655	0,513	$\beta_2 = 0,036$	4,298	0,000
	AIC* = -7,918			$\alpha = -0,000$	-0,808	0,420
	BIC** = -7,905			AIC* = -7,948		
	KS	D = 0,037	0,291	BIC** = -7,929		
				KS	D=0,037	0,275
INDX	$\beta_1 = 0,902$	69,424	0,000	$\beta_1 = 0,902$	69,343	0,000
	$\alpha = 1,06E-05$	0,043	0,965	$\beta_2 = 0,006$	0,373	0,709
	AIC* = -7,355			$\alpha = 2.14E-05$	0,087	0,931
	BIC** = -7,342			AIC* = -7,356		
	KS	D = 0,0413	0,171	BIC** = -7,337		
				KS	D=0,042	0,168

(continua)

TABELA 6 (CONTINUAÇÃO)

**EQUAÇÃO DA MÉDIA PARA OS MODELOS
CAPM CONVENCIONAL E CONDICIONAL**

ÍNDICES	CAPM			C_CAPM		
	PARÂMETROS	T-STATISTIC	P-VALUE	PARÂMETROS	T-STATISTIC	P-VALUE
ISE	$\beta_1 = 0,938$	80,846	0,000	$\beta_1 = 0,939$	83,756	0,000
	$\alpha = -0,000$	0,594	0,553	$\beta_2 = 0,051$	3,859	0,000
	AIC* = -7,445			$\alpha = 9,75E-05$	0,454	0,650
	BIC** = -7,433			AIC* = -7,485		
	KS	D = 0,307	0,504	BIC** = -7,466		
				KS	D = 0,035	0,348
Itag	$\beta_1 = 0,928$	67,439	0,000	$\beta_1 = 0,928$	70,483	0,000
	$\alpha = -0,000$	-0,555	0,579	$\beta_2 = 0,050$	4,507	0,000
	AIC* = -7,245			$\alpha = -0,000$	-0,704	0,482
	BIC** = -7,232			AIC* = -7,276		
	KS	D = 0,041	0,173	BIC** = -7,256		
				KS	D = 0,04	0,200
SMLL	$\beta_1 = 0,806$	32,107	0,000	$\beta_1 = 0,807$	33,342	0,000
	$\alpha = -0,000$	-0,829	0,407	$\beta_2 = 0,066$	3,501	0,001
	AIC* = -6,686			$\alpha = -0,000$	-0,992	0,321
	BIC** = -6,673			AIC* = -6,717		
	KS	D = 0,058	0,016	BIC** = -6,698		
				KS	D = 0,060	0,012

(continua)

TABELA 6 (CONCLUSÃO)

EQUAÇÃO DA MÉDIA PARA OS MODELOS
CAPM CONVENCIONAL E CONDICIONAL

ÍNDICES	CAPM			C_CAPM		
	PARÂMETROS	T-STATISTIC	P-VALUE	PARÂMETROS	T-STATISTIC	P-VALUE
IEE	$\beta_1 = 0,725$	28,827	0,000	$\beta_1 = 0,725$	28,970	0,000
	$\alpha = -0,001$	1,462	0,144	$\beta_2 = -0,020$	-0,904	0,366
	AIC* = -6,543			$\alpha = 0,001$	1,563	0,119
	BIC** = -6,530			AIC* = -6,546		
	KS***	D = 0,056	0,197	BIC** = -6,527		
				KS	D = 0,055	0,024

* Critérios de informações de Akaike.

** Critério de informações de Schwarz.

*** Teste de normalidade de Kolmogorov-Smirnov.

Fonte: Dados da pesquisa.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS E CONCLUSÃO

Neste estudo, foi testado e comparado o CAPM nas versões convencional e condicional, com o propósito de verificar o poder explicativo do modelo e a aderência dele aos dados sob presença e ausência de quebra estrutural na média do processo. No entanto, não se objetivou verificar a presença de quebra na variância, o que demandaria a utilização de modelos não lineares para a volatilidade. Além disso, após estimarem-se os períodos de quebra estrutural, verificou-se não só a presença estatisticamente significativa de alteração dos riscos sistemáticos, como também a possível existência de alteração nos riscos totais medidos pelo desvio padrão dos retornos em cada subperíodo de quebra. Foram utilizadas observações diárias dos principais índices da Bovespa. A importância de estudar a existência de possíveis pontos de mudança ao longo da amostra é observada quando se verifica a influência do mercado ao longo de um período. Dessa forma, as estimativas tanto do CAPM quanto do CAPM condicional permitiram evidenciar que o coeficiente beta é estatisticamente significativo nas equações de regressões estimadas de todas as carteiras, em amostras com períodos completos ou parciais, salvo algumas exceções encontradas para essas séries.

Quando se considera o período completo, ou seja, sem a estimação de datas de quebras, os resultados tendem a suportar o modelo CAPM condicional para explicar o retorno desses índices. No teste de ambos os modelos, utilizaram-se dois critérios para escolha de modelo: Akaike (AIC) e Schwarz (BIC). Para o CAPM condicional, por exemplo, no caso do coeficiente β no período $t-1$, a concordância entre a análise de períodos completos e parciais ocorre para as carteiras IBVX2, INDX e IEE, pois nelas a influência do mercado no período passado sobre a carteira no período presente não é estatisticamente significativa. No entanto, essa mesma influência não ocorre de maneira constante nas outras carteiras quando se analisam os períodos parciais, pois se percebe que o coeficiente β no período $t-1$ é significativo em determinados períodos da amostra, e sua influência, avaliada pelo valor do coeficiente, não é a mesma em todos os subperíodos.

Nota-se também que a influência do mercado é maior no período recente e diminui no período passado, pois a grandeza numérica dos coeficientes β reduz-se. Com relação aos riscos totais entre os subperíodos, pode-se afirmar que são diferentes. Dessa forma, para esse conjunto de séries, nesse período em análise, seria estatisticamente incorreto estimar um único risco total para toda amostra de cada carteira.

Por fim, destaca-se que este estudo fornece indícios sobre a *performance* dos modelos condicionais na explicação do retorno estimado. Uma última dimensão a ser observada foi que a presença de quebras foi captada em períodos distintos quanto se ajusta por meio de um modelo ou outro. A coincidência de datas aconteceu apenas nas estimativas dos IBVX2 no segundo período (13.10.2008), muito embora existam cruzamentos de datas entre os índices e/ou datas bastante próximas. Finalmente, para datas muito próximas, não se pode afirmar, estatisticamente, se seriam iguais ou se essa diferença é apenas amostral.

THE CAPM AND CONDITIONAL CAPM IN PRICING STOCK INDEXES: EVIDENCE OF CHANGES IN THE ESTIMATED COEFFICIENTS FROM 2005 TO 2008

ABSTRACT

This study tests and compares two versions of the general equilibrium relationship for the prediction of expected returns: the static version of the CAPM and the conditional CAPM version that considers non-stationary estimates of the coefficients over a given period. The first concern was about the explanatory power of each model and compared the effects of economic variables, and the

second was to examine the occurrence of structural changes, and which periods impacted the behavior of the coefficients. The analysis was conducted on daily data of indexes representing stocks traded on the Bovespa during the period from 1st December 2005 to October 31, 2008 (721 observations). To have a minimum number of observations and estimate consistently the parameters of the regression models and so that the Newey-West correction could correct the problem of inefficiency of the coefficients violated when the classical assumptions of absence of autocorrelation and heteroscedasticity waste in some cases, had to consider breaks that were statistically more significant through the control of the monitoring period. Thus, after applying the tests to verify hypotheses classical OLS, it was found that the model chosen was the conditional CAPM, showing small Akaike information criteria (AIC) and Schwarz (BIC) without the presence of structural break. When considering the presence of structural breaks in time series, there were changes in systemic risk and total over the period observed. From these results, it is recommended to investigate the possible events that led to disruption in the series, noting the factors that contributed to such interference.

KEYWORDS

CAPM; Conditional CAPM; Equity indexes; Structural break; Risk.

EL CAPM Y EL CAPM CONDICIONAL EN LOS ÍNDICES BURSÁTILES DE PRECIOS: EVIDENCIA DE LOS CAMBIOS EN LOS COEFICIENTES ESTIMADOS DESDE 2005 HASTA 2008

RESUMEN

Esta investigación evalúa y compara dos versiones de la relación de equilibrio general para la predicción de los rendimientos esperados: la versión estática del CAPM y el CAPM condicional, el que considera no-estacionarias las estimaciones de los coeficientes durante un período determinado. La primera preocupación fue sobre el poder explicativo de cada modelo y los efectos de las variables económicas, y la segundo fue para examinar la presencia de cambios estructurales, y los períodos que tuvieron impacto en el comportamiento de los coeficientes. El análisis se realizó sobre los datos diarios de los índices de títulos negociados en la Bovespa en el período comprendido entre 1 de diciembre 2005 al 31 de octubre

de 2008 (721 observaciones). Para tener un número mínimo de observaciones y estimar consistentemente los parámetros de los modelos de regresión para que la corrección de Newey-West pueda corregir el problema de la ineficiencia de los coeficientes cuando fueren violados los supuestos clásicos de la ausencia de autocorrelación y heterocedasticidad de los residuos, en algunos casos, fueron consideradas las rupturas estadísticamente más significativa a través del control, del período de monitoreo. Por lo tanto, después de aplicar las pruebas para verificar las hipótesis clásicas de MCO, se encontró que el modelo elegido sería el CAPM condicional, por tener bajo los criterios de información Akaike (AIC) y Schwarz (BIC), sin la presencia de ruptura estructural. Al considerar la presencia de ruptura estructural en la serie, han habido cambios en los riesgos sistémicos y totales en el período observado. Con estos resultados, se recomienda investigar los posibles eventos que rompen las series, teniendo en cuenta los factores que contribuyeron a tal interferencia.

PALABRAS CLAVE

CAPM; CAPM condicional; Índice de equidad; Ruptura estructural; Riesgo.

REFERÊNCIAS

- BANZ, R. The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, v. 9, p. 3-18, 1981.
- 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, 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 of Financial Economics*, v. 7, p. 265-296, 1979.
- CAMPBELL, J. Y. Intertemporal asset pricing without consumption data. *American Economic Review*, v. 3, n. 83, p. 487-512, June 1993.
- CHAN, L.; LAKONISHOK, J. Are reports of β 's death premature? *Journal Portfolio Management*, v. 4, n. 20, 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.
- CONOVER, P.; JOHNSON, M.; JOHNSON, M. A comparative study of tests for homogeneity of variances, with applications to the outer continental shelf bidding data. *Technometrics*, v. 23, p. 351-361, 1981.
- DOUGLAS, G. W. Risk in the equity markets: an empirical appraisal of market efficiency, *Yale Economic Essays*, v. 9, n. 1, p. 3-45, 1969.
- DURACK, N.; DURAND, B.; MALLER, A. A best choice among asset pricing models? The conditional capital asset pricing model in Australia. *Accounting and Finance*, Carlton, v. 2, n. 44, p. 139-162, July 2004.
- FAMA, F.; FRENCH, R. The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, v. 2, n. 47, p. 427-466, 1992.
- . Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, v. 33, n. 1, p. 3-56, 1993.
- FAMA, F.; MACBETH, D. Risk, return and equilibrium: empirical test. *Journal of Political Economy*, v. 3, n. 81, p. 607-636, 1973.
- FERSON, W.; HARVEY, R. The risk and predictability of international equity returns. *Review of Financial Studies*, v. 6, p. 527-566, 1993.
- GROSSMAN, S.; SHILLER, R. The determinants of the variability of stock market prices. *American Economic Review*, v. 71, p. 222-227, 1981.
- HANSEN, L.; RICHARD, S. The role of conditioning information in deducing testable restrictions implied by dynamic asset pricing models. *Econometrica*, v. 55, p. 587-613, 1987.
- HANSEN, L.; SINGLETON, K. Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models. *Econometrica*, v. 50, p. 1269-1288, 1982.
- . Stochastic consumption, risk aversion, and the temporal behavior of asset returns. *Journal of Political Economy*, v. 91, p. 249-268, 1983.
- JAGANNATHAN, R.; WANG, Z. The conditional CAPM and the cross-section of expected returns. *Journal of Finance*, v. 51, p. 53, Mar. 1996.
- LAKONISHOK, J.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. W. Contrarian investment, extrapolation, and risk. *Journal of Finance*, v. 49, n. 1, p. 1541-1579, Dec. 1994.
- LEISCH, F.; HORNIK, K.; KUAN, C. M. Monitoring structural changes with the generalized fluctuation test. *Econometric Theory*, v. 16, p. 835-854, 2000.
- LEWELLEN, J.; NEAGEL, S. The conditional CAPM does not explain asset-pricing anomalies. *Journal of Financial Economics*, v. 82, n. 2, p. 289-314, 2006.
- 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.
- MANKIN, N. G.; SHAPIRO, M. Risk and return: consumption versus market β . *Review of Economics and Statistics*, v. 68, p. 452-459, 1986.
- MERTON, C. An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica*, v. 5, n. 41, p. 867-887, 1973.
- MOSSIN, J. Equilibrium in a asset market. *Econometrica*, v. 4, n. 34, p. 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, 1981a.
- _____. A new empirical perspective on the CAPM. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 16, n. 4, p. 439-462, 1981b.
- RIBENBOIM, G. Teste de modelo CAPM com dados brasileiros. In: BONOMO, M. A. (Org.). *Finanças aplicadas ao Brasil*. 2. ed. Rio de Janeiro: FVG, 2004.
- ROLL, R. A critique of the asset pricing theory's tests. *Journal of Financial Economics*, Lausanne, v. 4, n. 2, p. 129-176, 1997.
- SHARPE, W. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, v. 19, p. 425-427, Sept. 1964.
- SILVEIRA, H. P. da; FAMÁ, R.; BARROS, L. A. B. C. Conceito de taxa livre de risco e sua aplicação no *capital asset pricing model* – um estudo exploratório para o mercado brasileiro. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 2., 2002, Rio de Janeiro. *Anais...* Rio de Janeiro: IBMEC, 2002.
- SILVEIRA, H. P., BARROS, L. A., FAMÁ, R. Aspectos da Teoria de Portfólio em Mercados Emergentes: uma análise de aproximações para a taxa livre de risco no Brasil. In: VI SEMEAD Seminário de Administração, 2003, São Paulo. *Anais...* São Paulo: FEA, USP, 2003.
- TAMBOSI, E.; COSTA JR., N.; ROSSETO, J. Testando o CAPM condicional nos mercados brasileiro e norte-americano. *Revista de Administração Contemporânea*, v. 4, n. 10, p. 153-168, out./dez. 2006.
- TREYNOR, J. L. *Toward a theory of market value of risky assets*. [s. l.]: [s. n.], 1961. (No press).
- VAIHEKOSKI, M. Portfolio construction for testes of asset pricing models. *Financial Markets, Institutions and Instruments*, New York, v. 1, n. 13, p. 1-39, Feb. 2004.