



Teste de estabilidades dos coeficientes betas do mercado acionário brasileiro

Ronaldo Gomes Dutra de Lima

Márcio Poletti Laurini

Andrea Maria A. Fonseca Minardi

Insper Working Paper

WPE: 183/2009



Copyright Insper. Todos os direitos reservados.

É proibida a reprodução parcial ou integral do conteúdo deste documento por qualquer meio de distribuição, digital ou impresso, sem a expressa autorização do Insper ou de seu autor.

A reprodução para fins didáticos é permitida observando-se a citação completa do documento

Teste de estabilidades dos coeficientes betas do mercado acionário brasileiro

Ronaldo Gomes Dultra de Lima

Márcio Poletti Laurini

Andrea Maria Accioly Fonseca Minardi

RESUMO

O objetivo deste artigo é testar a estabilidade do coeficiente beta de ações brasileiras quando não se conhece o ponto de quebra estrutural. Para isso foram aplicados a classe de testes para quebra estrutural propostos por Andrews (1993) e Andrews e Ploberger (1994) para amostras de retornos semanais e mensais de 92 ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo – Bovespa, utilizando como índices de mercado o Ibovespa e MSCI Brasil. Os resultados foram comparados com os obtidos com o teste de Chow (1960), que faz parte da classe de testes mais tradicionais, em que é necessário assumir um ponto de quebra estrutural. Os resultados das duas classes de modelos são diametralmente opostos. Enquanto que os testes de Andrews (1993) e Andrews e Ploberger (1994) não rejeitam a hipótese de que os coeficientes betas são razoavelmente estáveis, o teste de Chow (1960) mostra uma grande instabilidade para esse coeficiente. Além disso, os testes de Andrews e Andrews e Ploberger indicam que a estabilidade do beta aumenta com o uso de retornos mensais e a utilização do MSCI Brasil, enquanto que o teste de Chow indica que a estabilidade do coeficiente beta aumenta com os retornos semanais e não encontra diferença significativa da utilização de índices na estabilidade do beta. Essa divergência de resultados indica que a instabilidade do coeficiente beta pode ser muito menor do que o indicado nas evidências empíricas encontradas na literatura de finanças.

Palavras-chave: Estabilidade de Beta, Testes de Quebras Estruturais, ponto de quebra estrutural desconhecido.

ABSTRACT

The objective of this paper is to test the beta coefficient stability of Brazilian stocks, when we do not know the structural change point. We analyzed betas using monthly and weekly returns of 92 Brazilian stocks traded in the Brazilian Stock Exchange – BOVESPA, and two stock indexes: Ibovespa and MSCI Brazil, using Andrews (1993) e Andrews e Ploberger (1994) tests. We also tested the stability of betas using the Chow (1960) test, a more traditional class of test where it is necessary to define the point of structural change. We compared the results and notice that they point to opposite conclusions. Andrews (1994) and Andrews and Ploberger (1994) tests indicated that beta coefficients are reasonably stable in the sample, while Chow (1960) test indicated that beta coefficients are very unstable in the sample. Besides, according to Andrews and Andrews and Ploberger tests, beta stability increases when we use monthly returns and MSCI Brazil instead of weakly returns and IBOVESPA. According to Chow test, beta stability increases when we use weakly returns and the stock indexes does not have an impact in beta stability. The divergence in results indicates that beta coefficient may be less unstable than the empirical evidences found in the financial literature.

Keywords: Beta Stability, Structural Change Tests, Unknown Structural Change Point.

1 INTRODUÇÃO

O custo de capital do acionista tem sido largamente utilizado em orçamento de capital, para definir se um projeto deve ou não ser aceito, na definição de metas de unidades de negócios e remuneração de executivos, e em avaliação de empresas e ativos. A metodologia de estimativa de custo de capital do acionista mais utilizada é o Capital Asset Pricing Model, CAPM), proposto por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966).

Segundo o CAPM, os investidores estão muito bem diversificados, e por isso só exigem remuneração pelo risco sistemático. O coeficiente beta é uma medida de risco sistemático dos ativos, e indica como os retornos dos ativos se comportam em relação aos retornos da carteira de mercado. Desta maneira, o retorno exigido pelo acionista corresponde a taxa de juros livre de risco acrescida do prêmio pelo risco de mercado multiplicado pelo coeficiente beta.

Tradicionalmente, o coeficiente beta é estimado pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) o que pressupõe estabilidade ao longo do tempo para assegurar a consistência do estimador. Diversos trabalhos acadêmicos, como por exemplo Fabozzi e Francis (1978) e Cohen *et al.* (1983) encontraram evidências de que o risco sistemático estimado com séries históricas não é estável ao longo do tempo e, portanto, não adequado para prever os valores de estimadores futuros.

O objetivo deste trabalho é empregar a metodologia de Andrews (1993) e Andrews e Ploberger (1994), que permite investigar se houve quebras estruturais quando a data de quebra é desconhecida, para avaliar a estabilidade de betas estimados no mercado acionário brasileiro. Essa metodologia é superior às geralmente citadas na literatura, que selecionam um ponto de quebra estrutural no tempo ou investigam quebras estruturais em determinados períodos, e não foram encontrados outros artigos na literatura que utilizam essa metodologia para testar estabilidade de betas, dando a esse trabalho um caráter inédito.

Foram analisados os retornos semanais e mensais das ações negociadas na Bovespa entre janeiro/1995 e dezembro/2006, bem como investigados os impactos na estabilidade do beta quanto aos índices mercado utilizados: Ibovespa e MSCI Brasil; do tamanho do intervalo de estimação: 1, 2, 3, 4, 5 e 6 anos e do agrupamento dos ativos em carteiras compostas por 5, 10, 15 e 23 ativos. Os resultados desses testes foram comparados aos estimados pelo teste de Chow (1960). Os resultados do teste de Chow rejeitaram a hipótese de estabilidade dos betas estimados para cerca de 90% das ações da amostra.

Os resultados dos testes de Andrews (1993) e Andrews e Ploberger (1994) mostraram-se muito mais favoráveis à hipótese de que os betas são estáveis ao longo do tempo. O pior resultado dos testes de estabilidade dos betas de ativos individuais mostrou que, em 23,9% da amostra, esse resultado foi rejeitado, mas, em diversos casos, a rejeição não superou 5%.

O restante deste artigo está estruturado da seguinte forma: na seção dois, são discutidos fatores que podem gerar instabilidade de betas; na seção três, é apresentada uma revisão da literatura que investiga a estabilidade do beta; na seção quatro, são explicados os testes de quebras estruturais de Chow (1960), Andrews (1993), e Andrews e Ploberger (1994) aplicados às amostras, na seção cinco é descrita a base de dados e a metodologia adotada; na seção seis, apresentamos e discutimos os resultados, e na seção sete o trabalho é concluído.

2 FATORES QUE PODEM GERAR INSTABILIDADE DO COEFICIENTE BETA

A estimação tradicional do beta é feita mediante uma regressão linear por MQO, de acordo com a equação (1).

$$\tilde{R}_{jt} = \alpha_j + \beta_j (\tilde{R}_{mt}) + \tilde{\varepsilon}_{jt} \quad (1)$$

em que: \tilde{R}_{jt} é o retorno da carteira ou do ativo j no período t ; α_j é a constante da regressão; β_j é o Coeficiente beta,; \tilde{R}_{mt} é o retorno do índice de mercado; $\tilde{\varepsilon}_{jt}$ é o erro da regressão.

A robustez da estimação do beta por MQO é obtida quando a especificação utilizada na equação (1) é correta, ou seja, não existem fatores omitidos nesta especificação. No entanto, vários estudos mostram que existem fatores que podem afetar a estimação do beta.

Robichek e Cohn (1974) testaram o impacto de variáveis macroeconômicas, medidas pela taxa de inflação e a taxa de crescimento econômico real da economia. Os estudos indicaram que, pelo menos para algumas empresas, o risco sistemático de suas ações estava relacionado às alterações de variáveis macroeconômicas.

Panetta (2002) analisou a relação entre variáveis macroeconômicas e o coeficiente beta no mercado acionário italiano no período de janeiro/1979 a dezembro/1994. Analisou as seguintes variáveis: produção industrial; preço do óleo cru importado; inovações na inclinação da estrutura a termo; alterações inesperadas na taxa de inflação e alterações na taxa de câmbio Lira/US\$. Conclui que o beta dos ativos, bem como carteiras em relação às variáveis macroeconômicas é altamente instável.

Scott e Brown (1980) demonstraram que a violação simultânea de hipóteses de MQO produz betas viesados e instáveis mesmo quando os verdadeiros betas são estáveis. Esse problema ocorre devido à combinação de resíduos autocorrelacionados e correlação intertemporal entre os retornos do mercado e o erro.

Damodaram (1997) e Seitz e Ellison (1999) apontam que o beta das ações é explicado por três fatores: (i) tipo de negócio: quanto maior a sazonalidade das vendas do segmento de negócio em que a empresa se enquadra, mais elevado o beta; (ii) alavancagem operacional: quanto mais altos os custos fixos em relação aos custos totais, melhor será o resultado da empresa em períodos de aquecimento, mas pior será o resultado em períodos de recessão, aumentando o risco da empresa e, conseqüentemente, o beta; e (iii) alavancagem financeira: quanto maior a relação entre capital de terceiros em relação a capital próprio, maior será o retorno do acionista em períodos de aquecimento, mas as despesas financeiras deverão ser pagas mesmo em períodos adversos e com resultados ruins, aumentando o risco do acionista. Como as empresas não mantêm constantes, ao longo de sua vida, a composição de seus ativos, a alavancagem operacional e alavancagem financeira, seria esperado que o beta se alterasse com a mudança desses fatores.

Brooks *et al.* (1997a) avaliaram se os efeitos sazonais dos meses de janeiro, julho e agosto contribuíam para a variação do beta no mercado australiano. Concluíram que o efeito calendário não causou impacto relevante na variação do beta. A seguir, Brooks *et al.* (1997b) examinaram se a formação de carteiras contribui para a redução da instabilidade do beta. Concluíram que, mantendo um número fixo de ações com betas constantes e aumentando o tamanho da carteira, piorava a estabilidade do beta da carteira. E à medida que aumentava a proporção de ações com betas constantes na carteira, melhorava a estabilidade do beta da carteira. Segundo os autores, os resultados são consistentes com o efeito diversificação.

3 ESTABILIDADE DO COEFICIENTE BETA

O trabalho pioneiro de Blume (1971) no mercado acionário americano no período de julho/1926 a junho/1968 com retornos mensais mostrou que o beta de uma carteira é mais

estável ao longo do tempo do que o beta de um título individual. Ao analisar carteiras com 1, 2, 4, 7, 10, 20, 35, 50, 75 e 100 ativos, observou que à medida que adicionava ativos à carteira o coeficiente de correlação serial dos betas estimados aumentava, indicando melhora na estabilidade do beta da carteira.

Levy (1971) também buscou evidências no mercado acionário americano utilizando uma amostra de 500 ações ordinárias, no período de 30/12/1960 a 18/12/1970 e com retornos semanais, se a formação de carteiras com 5, 10, 25 e 50 ativos e intervalos para estimação de betas de 13, 26, e 52 semanas tinham impacto na estabilidade. Observou que a correlação entre os betas aumentava com o maior número de ativos na carteira, e intervalos maiores para de estimação de betas, o que favorecia a evidência de melhora na constância do parâmetro.

Klemkosky e Martin (1975) compararam três abordagens para avaliar a acurácia do coeficiente beta em termos de previsão: o trabalho de Blume (1971), a abordagem bayesiana de Vasicek (1973) e o modelo definido por Merrill Lynch, Pierce, Fenner & Smith Inc. (MLPFS), e utilizando a estatística o Erro Quadrático Médio (EQM). A análise foi feita no mercado americano no período de julho/1947 a junho/1972 com retornos mensais e períodos quinquenais para estimação de betas. Observaram que a abordagem bayesiana apresentou o melhor resultado em termos de redução do EQM e, portanto, maior estabilidade do beta.

Alexander e Chervany (1980) analisaram qual o tamanho ótimo de intervalo para estimação de betas de 160 ações ordinárias listadas no mercado americano no período de 1950 a 1967, considerando a estatística do teste o Desvio Médio Absoluto. Observaram que o tamanho de intervalo que apresentou maior estabilidade de betas foi entre 4 e 6 anos.

Cohen *et al.* (1983) analisando a regressão por MQO e suas implicações, ratificaram os estudos anteriores de que o risco sistemático é variante no tempo. Observaram que, para ativos individuais, o beta é instável e quanto maior o tamanho dos intervalos das observações, maior foi a variação do beta. Esse resultado é uma evidência de que a estimativa padrão do beta é viesada. O problema foi denominado de viés de efeito-intervalo.

Gregory-Allen *et al.* (1994) compararam a estabilidade de betas estimados por MQO com betas estimados pelo procedimento de Newey e West (1987) para a correção de heteroscedasticidade e correlação serial considerando ações individuais e carteiras, diferentes intervalos e números de observações para estimação. Com base nesse procedimento observaram melhora na estabilidade do beta, entretanto, o agrupamento de ativos em carteiras não melhorava a estabilidade quando comparado a ativos individuais.

No Brasil, Cecco (1988) testou a estabilidade do beta na Bovespa replicando os trabalhos de Blume (1971), Levy (1971), Klemkosky e Martin (1975) mediante a utilização do coeficiente de correlação e concluiu que o beta apresenta maior estabilidade quando ativos eram adicionados às carteiras e quando o período de estimação do beta aumentava. Em betas de ativos individuais não foi observado estabilidade.

4 TESTES DE QUEBRAS ESTRUTURAIS

Neste trabalho foram utilizados os testes de Chow (1960), o qual requer indicação de possíveis pontos de quebras estruturais e Andrews (1993) e Andrews e Ploberger (1994), os quais avaliam quebras estruturais sem necessitar que se especifique algum ponto importante.

4.1 Teste de Chow

Na aplicação do teste de Chow (1960), foram analisadas datas específicas na amostra para investigar se houve quebras estruturais. As principais crises mundiais serviram de referência para delimitar a escolha dessas datas. Os pontos escolhidos foram de acordo com o

pico da variação mensal do Ibovespa no período. Com base nessa premissa, selecionamos os pontos: agosto/97 (Crise da Ásia) com retorno -19,34%; agosto/98 (Crise da Rússia) com retorno -50,34%; fevereiro/99 (Crise cambial brasileira) com retorno 8,66%; e abril/00 (Crise da bolsa NASDAQ) com retorno -13,71%. Selecionou-se destes pontos o que apresentou maior queda, ou seja, agosto de 1998. Por fim, para a amostra semanal, selecionou-se as datas: 15/08/97 com retorno -6,78%; 28/08/98 com retorno -14,05%; 26/02/99 com retorno -1,15%; e 14/04/00 com retorno -16,87%. Selecionou-se nesse caso a data de 14/04/00. Esse teste permite avaliar se os resultados dos conjuntos de dados, antes e depois das datas selecionadas, permanecem inalterados, ou seja, se não apresentam mudanças estruturais. Exemplificando no caso da seleção de uma data específica, seja n o número de observações de uma amostra. Divide-se essa amostra em duas partes, com base na data de quebra selecionada. A primeira parte contém n_1 observações; a segunda, $n_2 = n - n_1$ observações. A seguir, define-se como β_1 , o beta calculado para a primeira subamostra de n_1 observações e β_2 o beta calculado para a segunda subamostra de n_2 observações. A hipótese nula de que o coeficiente beta é constante ao longo do tempo será dada por:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 \quad (2)$$

$$H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \quad (3)$$

Se a hipótese nula (H_0) não for rejeitada, conclui-se que o coeficiente beta é constante no tempo; se for rejeitada, conclui-se que o coeficiente beta é instável ao longo do tempo.

A estatística F para testar a igualdade de médias é obtida com base na equação (4):

$$F = \frac{(S_0 - S_1 - S_2) / k}{(S_1 - S_2) / (n_1 - n_2 - 2k)} \quad (4)$$

em que: S_0 é a soma dos quadrados dos resíduos da regressão de MQO sob H_0 considerando toda a amostra; S_1 e S_2 são, respectivamente, a soma dos quadrados dos resíduos das regressões de MQO nas duas subamostras com n_1 e n_2 observações; k é o número de parâmetros na equação.

Maiores detalhes sobre o teste de Chow podem ser obtidos em Heij *et al.* (2004)

4.2 Testes de quebras estruturais com ponto de quebra desconhecido

A Proposta de Andrews (1993) e Andrews e Ploberger (1994) é testar a instabilidade do parâmetro de interesse e alterações estruturais de uma amostra cujo ponto de quebra seja desconhecido. A metodologia proposta testa todos os pontos da amostra comparando-os com a hipótese alternativa e não exige que seja informado um ponto de quebra estrutural. Por esse motivo, os testes propostos são considerados testes não padrão, pois não avaliam o parâmetro de interesse sob a ótica da hipótese nula (H_0) de constância do parâmetro, mas, sim, sob a ótica da hipótese alternativa de que houve mudança estrutural. Isso ocorre, pois só há a informação quanto à data da quebra estrutural (π) diante da hipótese alternativa (H_1).

4.2.1 Teste de Andrews (1993 e 2003) para quebras estruturais

A hipótese nula de interesse de um modelo paramétrico indexado aos parâmetros β_0 e δ_0 em que $t = 1, 2, \dots, T$, é dada por:

$$H_0 : \beta_t = \beta_0 \text{ onde } t \geq 1 \text{ para } \beta_0 \in B \subset R^p \quad (5)$$

em que: β_t é o coeficiente beta de interesse; δ_0 é definido como vetor-parâmetro completo e assume-se que seja constante sob a hipótese nula e alternativa; B é o conjunto de betas calculados na amostra; R^p é o conjunto de parâmetros calculados de dimensão p .

A hipótese alternativa é definida por Andrews assumindo a mudança estrutural em um determinado ponto dado por:

$$H_{1T}(\pi) : \beta_t = \begin{cases} \beta_1(\pi) & \text{para } t = 1, \dots, T\pi \\ \beta_2(\pi) & \text{para } t = T\pi + 1, \dots, T \end{cases} \quad (6)$$

Para algumas constantes, $\beta_1(\pi), \beta_2(\pi) \in B \subset R^p$.

Em que: π é o ponto de quebra estrutural; $\beta_1(\pi)$ é o conjunto de coeficientes betas calculados para a primeira parte da amostra; $\beta_2(\pi)$ é o conjunto de coeficientes betas calculados para a segunda parte da amostra; $t = 1, \dots, T\pi$ é o período inicial da amostra (também pode ser delimitado por 0); $t = T\pi, \dots, T$ é o período final da amostra (também pode ser delimitado por 1); T corresponde ao tamanho da amostra; B é o conjunto de betas (β_1 e β_2) calculados na amostra; R^p é o conjunto de parâmetros calculados de dimensão p .

Quando se conhece o ponto de quebra estrutural (π) numa amostra a ser analisada, os testes de Wald ($W_T(\pi)$), Multiplicador de Lagrange ou LM ($LM_T(\pi)$) e Razão de Máxima Verossimilhança ou LR ($LR_T(\pi)$) podem ser usados para testar H_0 versus H_1 mediante uma estatística F que, geralmente, é descrita na literatura como testes de Chow.

Andrews (1993) tem como objetivo testar se houve quebra estrutural do beta no intervalo de tempo analisado, no qual o ponto de mudança estrutural π é completamente desconhecido. Em tais casos, há necessidade de se construírem testes estatísticos que não levam em conta π como dado, ou seja, não se presume que a quebra estrutural esteja vinculada a uma determinada data no período restrito. Por esse motivo, torna-se complicado testar quebras estruturais diante de pontos desconhecidos, pois não é um teste considerado como um teste padrão na estrutura de testes que avaliam mudanças estruturais, analisa Andrews. A razão disso é que o π somente aparece sob a hipótese alternativa e não sob a hipótese nula.

Os testes supremos foram definidos por Andrews (1993) a partir de uma generalização dos testes definidos por Quandt (1960). O teste corresponde à maior estatística F calculada para diversos pontos de quebra estruturais π pertencente ao intervalo restrito Π . As estatísticas são estimadas por Wald, Multiplicador de Lagrange e Razão de Máxima Verossimilhança. A hipótese nula de constância do parâmetro será rejeitada caso o valor calculado pela estatística seja superior aos valores críticos determinados aos níveis de significância de 1%, 5% e 10% sugeridos.

As estatísticas testadas são:

$$\sup_{\pi \in \Pi} W_T(\pi), \quad \sup_{\pi \in \Pi} LM_T(\pi), \quad \sup_{\pi \in \Pi} LR_T(\pi) \quad (7)$$

É possível ocorrer duas situações específicas quando se trata da hipótese alternativa: (i) o centro de interesse sobre o ponto de quebra está num intervalo restrito conhecido, ou seja, $\Pi \subset (0, 1)$ ou (ii) não há informação sobre o período em que ocorreu quebra estrutural e,

nesse caso, todos os pontos dados pelo intervalo delimitado entre (0, 1) são pontos de interesse para testar tais mudanças. Quando não há informação em relação aos pontos de quebras estruturais, a delimitação do intervalo restrito (Π) será (0, 1). Quando isso ocorre, os testes resultantes da equação (7) poderão ter a sua eficácia prejudicada em relação aos testes alternativos quando os pontos de quebras estiverem próximos a zero ou a um, ou seja, próximos do início e/ou do final da amostra. Para que se tenha uma boa aproximação da distribuição ao trabalhar com grandes amostras, deve-se redefinir os pontos de fracionamento (*Trimming*) para o intervalo restrito Π . Andrews (1993) sugere que se considere o intervalo restrito, como, por exemplo, $\Pi = [0,15; 0,85]$. Isso indicaria que 15% dos pontos iniciais e finais da amostra seriam desprezados ao se calcular a estatística F. Portanto, somente 70% dos pontos centrais da amostra entrariam no cálculo para fins de avaliação de quebras estruturais.

Andrews afirma que os testes apresentados acima possuem propriedades assintóticas de otimização e que os testes $\sup_{\pi \in \Pi} W_T(\pi)$ e $\sup_{\pi \in \Pi} LM_T(\pi)$ são equivalentes assintoticamente ao teste $\sup_{\pi \in \Pi} LR_T(\pi)$. Também afirma que, no caso do parâmetro π não estar especificado no intervalo Π , o teste estatístico $\sup_{\pi \in \Pi} LR_T(\pi)$ corresponderia ao teste estatístico LR (Razão de Máxima Verossimilhança). Andrews argumenta que esses testes são mais poderosos que outras alternativas de testes disponíveis cujo objetivo fosse avaliar quebras estruturais.

Quanto aos estimadores, Andrews sugere que eles sejam calculados pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM). Neste artigo foi utilizado o MQO. Portanto, no nosso caso GMM só significa usar a correção de Newey-West para a matriz de covariância dos ativos, já que o sistema é exatamente identificado.

Em relação à distribuição das estatísticas da equação (7), essas seguem uma distribuição qui-quadrada sob a hipótese nula para π fixado no intervalo restrito $\pi \in (0, 1)$.

4.2.1.1 A estatística de Wald

A estatística de Wald para testar H_0 em relação à $H_{IT}(\pi)$ é dada por:

$$W_T(\pi) = T(\hat{\beta}_1(\pi) - \hat{\beta}_2(\pi))' \times \\ \times (\hat{V}_1(\pi)/\pi + \hat{V}_2(\pi)/(1-\pi))^{-1}(\hat{\beta}_1(\pi) - \hat{\beta}_2(\pi)) \quad (8)$$

em que: $\hat{V}_1(\pi)$ e $\hat{V}_2(\pi)$ são os estimadores das variâncias assintóticas das amostras parciais de V_1 e V_2 .

A hipótese nula será rejeitada caso se obtenham valores do teste $\sup_{\pi \in \Pi} W_T(\pi)$ superiores aos valores críticos e ao nível de significância definidos pela *tabela I* em Andrews (2003).¹

4.2.1.2 A estatística LM

Andrews define o cálculo do teste da estatística LM por meio do estimador $\tilde{\theta} = (\tilde{\beta}', \tilde{\beta}', \tilde{\delta}')'$ computado via GMM padrão ou para amostra completa. Para um ponto de quebra π fixo, o teste LM corresponde a uma forma quadrática baseada no vetor da condição

¹ A tabela de valores críticos disponibilizada em Andrews (1993) foi corrigida parcialmente em Andrews (2003).

de primeira ordem da minimização da função padrão do GMM-AP calculada pelo estimador restrito $\tilde{\theta}$ (i.e., $[\partial \bar{m}_T(\tilde{\theta}, \pi) / \partial \tilde{\theta}]' \hat{\gamma}(\pi) \bar{m}_T(\tilde{\theta}, \pi)$). A matriz ponderada de forma quadrática é escolhida de forma que a estatística tenha uma distribuição χ_p^2 sob a hipótese nula para cada π fixo. O teste LM, então, é definido da seguinte forma:

$$LM_T(\pi) = c_T(\pi)' (\hat{V}_1(\pi) / \pi + \hat{V}_2(\pi) / (1 - \pi))^{-1} c_T(\pi), \quad (9)$$

4.2.1.3 A estatística LR

Por fim, Andrews define o último teste dessa seqüência denominado de estatística LR – Razão de Máxima Verossimilhança. Para um ponto de quebra π fixo, o qual é dado pela diferença entre a função objetiva do GMM-AP calculada por meio dos estimadores GMM padrão e o GMM-AP. Portanto, tem-se:

$$LR_T(\pi) = T \bar{m}_T(\tilde{\theta}, \pi)' \hat{\gamma}(\pi) \bar{m}_T(\tilde{\theta}, \pi) - T \bar{m}_T(\tilde{\theta}(\pi), \pi)' \hat{\gamma}(\pi) \bar{m}_T(\tilde{\theta}(\pi), \pi) \quad (10)$$

Assim como o teste $\sup_{\pi \in \Pi} W_T(\pi)$, para testar a hipótese nula H_0 em relação à $U_{\pi \in \Pi} H_{1T}(\pi)$ ou H_0 em relação à H_1 baseado em $LM_T(\cdot)$ ou $LR_T(\cdot)$, foi considerado:

$$\sup_{\pi \in \Pi} LM_T(\pi) \quad \text{e} \quad \sup_{\pi \in \Pi} LR_T(\pi) \quad (11)$$

A hipótese nula será rejeitada se os valores dessas estatísticas forem superiores aos valores críticos definidos na *tabela I* em Andrews (2003) ao nível de significância adequado.

4.2.2 Testes de Andrews e Ploberger (1994) para quebras estruturais

Os testes supremos foram complementados no trabalho seguinte por Andrews e Ploberger (1994). A proposta desses novos testes denominados testes exponenciais e exponenciais ponderados visa testar se o subvetor β do parâmetro $\theta \in \Theta \subset R^s$ é igual a zero quando a função de Máxima Verossimilhança depende de parâmetro adicional $\pi \in \Pi$ sob a hipótese alternativa. No caso de modelos de quebras estruturais, o parâmetro π que aparece somente sob a hipótese alternativa, corresponde ao ponto de quebra estrutural. Por esse motivo, esses testes também são considerados um teste não padrão e necessita da tabela de valores críticos para se avaliar a rejeição ou não da hipótese nula da constância do parâmetro. Considerando que as propriedades ótimas assintótica dos testes do Multiplicador de Lagrange (LM), Wald, e Razão de Máxima Verossimilhança (LR) não valem diante de problemas não padrão, Andrews e Ploberger (1994) definem estes testes como alternativa.

Andrews e Ploberger apresentam os testes de otimização sob a forma de média exponencial. Para valores fixos de π , $LM_T(\pi)$ representa o teste estatístico LM padrão para o teste de $\beta = 0$ em relação à hipótese alternativa de que $\beta \neq 0$, e que o valor é constante no intervalo Π e, ainda, que π corresponde a verdadeira quebra estrutural. Portanto, quebras estruturais em um determinado instante são representadas por: π que identifica o momento da quebra estrutural como uma fração do tamanho da amostra; (δ_1', δ_2') correspondem aos verdadeiros vetores-parâmetros antes da quebra estrutural; $(\delta_1' + \beta_1', \delta_2')$ correspondem aos valores após a quebra estrutural; $LM_T(\pi)$ representa o teste estatístico que avalia se $\beta = 0$ em relação à hipótese alternativa de que $\beta \neq 0$; e que a quebra ocorre no momento π .

De uma forma geral, um teste de otimização assintótico ao nível de significância assintótica α está baseado na seguinte estatística:

$$\exp - LM_T = (1+c)^{-p/2} \int \exp\left(\frac{1}{2} \frac{c}{1+c} LM_T(\pi)\right) dJ(\pi) \quad (12)$$

em que : p é a dimensão de β ; $J(\pi)$ corresponde à função ponderada em relação aos valores de π em Π (tal como uniforme em relação a $[\pi_0, 1 - \pi_0]$ para alguns $\pi_0 > 0$ no caso de uma única quebra estrutural); c é a constante escalar que depende da função ponderada escolhida em relação aos valores de β e determina se um é mais poderoso em relação à hipótese alternativa mais próxima ou mais distante; LM_T é o teste LM padrão para testar H_0 versus H_1 .

As definições dos testes exponenciais de *Wald* e *LR* são análogas à definição de *Exp-LM_T* com as estatísticas de testes padrão de $W_T(\pi)$ e $LR_T(\pi)$ substituindo o termo $LM_T(\pi)$. Quanto à constante c , quanto maior for esse parâmetro, maior será o peso dado às alternativas para as quais β é grande, ou seja, maiores valores de c significam que pesos maiores foram atribuídos às quebras estruturais.

Os testes de média e exponencial apresentam uma característica interessante: o teste exponencial está configurado para capturar grandes quebras estruturais distantes da hipótese nula; já o teste de média exponencial, está configurado para capturar pequenas quebras estruturais próximas à hipótese nula.

O teste sup-LM de Andrews (1993) foi desenhado para alternativas que estão distantes da hipótese nula, em casos mais extremos que os testes exponenciais ótimos.

Andrews e Ploberger argumentam que os resultados de ótimo assintótico podem ser assim interpretados: primeiro, fornecem os resultados mais poderosos de média ponderada assintótica para o teste LM exponencial contra alternativas; segundo, mostra que o teste LM exponencial tem o maior poder assintótico em relação a outros testes alternativos.

As propriedades ótimas assintóticas da estatística do teste exponencial quando $c = 0$ e $c = \infty$ estão definidas mediante as equações (13) e (14), respectivamente. Quando $c = 0$, o teste é mais adequado para avaliar quebras estruturais que estão mais próximas à hipótese nula. E quando o $c = \infty$, esse possui propriedades poderosas de média ponderada ótima para altos valores de c . A função ponderada atribui maiores pesos às alternativas distantes à medida que c aumenta e pesos iguais a todas as alternativas no limite quando $c \rightarrow \infty$.

$$\lim_{c \rightarrow 0} 2(ExpLM_{Tc} - 1) / c = \int LM_{Tc}(\pi) dJ(\pi) \quad (13)$$

$$\lim_{c \rightarrow \infty} \log((1+c)^{p/2} ExpLM_{Tc}) = \log \int \exp\left(\frac{1}{2} LM_T(\pi)\right) dJ(\pi) \quad (14)$$

Os valores críticos estão reportados nas *tabelas I e II* em Andrews e Ploberger (1994, p. 1399-1402). A *tabela I* reporta os valores críticos assintóticos quando $c = \infty$. Para a faixa de valores de π_0 entre 0.02 e 0.5, para os graus de liberdade $p = 1, \dots, 20$, e para o nível de significância $\alpha = 1\%$, 5% e 10% , também fornece os valores de λ correspondentes a cada valor de π_0 considerado (a saber: $\lambda = (1 - \pi_0)^2 / \pi_0^2$).

5 METODOLOGIA E BASE DE DADOS

5.1 Metodologia

Para testar se os betas são estáveis ao longo do tempo, foram aplicados os testes definidos no capítulo 4: Chow, sup-LR (teste supremo), exp-LR (teste exponencial) e average-LR (teste média-exponencial) à amostra com 92 ações. A hipótese nula do teste de que a amostra não apresenta quebras estruturais será rejeitada à medida que os valores da *estatística F* forem superiores aos valores críticos definidos ao nível de significância α (1%; 5% e 10%).

Os testes aplicados podem ser definidos como segue:

$$SupF = \sup F_i \quad (15)$$

$$AveF = \frac{1}{\bar{i} - \underline{i} + 1} \sum_{i=\underline{i}}^{\bar{i}} F_i \quad (16)$$

$$ExpF = \log \left(\frac{1}{\bar{i} - \underline{i} + 1} \sum_{i=\underline{i}}^{\bar{i}} \exp(0.5 F_i) \right) \quad (17)$$

A delimitação da amostra a ser testada será dada por k e $n - k$, em que: k marca o início da amostra a ser testada; e $n - k$ marca o final da amostra a ser testada.

O intervalo restrito Π delimitado por $(0, 1)$ corresponderá a \underline{i} e \bar{i} , em que: \underline{i} representa o início do intervalo restrito; e \bar{i} representa o final do intervalo restrito.

Os betas com dados de retornos semanais e mensais foram estimados, exogenamente, por MQO regredidos contra os índices Ibovespa e MSCI Brasil, no caso do teste de Chow (1960) e, endogenamente, por MQO, em Andrews (1993), Andrews e Ploberger (1994).

Foi definido como ponto de fracionamento o percentual de 15% na aplicação dos testes supremos, exp-LR e average-LR, seguindo a sugestão de Andrews (1993), e o percentual de 5% para aplicação dos testes exp-LR e average-LR.

A escolha dos índices Ibovespa e MSCI Brasil para fins de estimação de betas deve-se à importância desses indicadores na avaliação de desempenho de ações. O índice Ibovespa corresponde ao principal indicador desempenho das ações no mercado brasileiro. Já o índice MSCI Brasil é calculado pelo *Morgan Stanley Capital International, Inc.* que usa como metodologia de cálculo a ponderação do valor de mercado das ações negociadas na Bovespa.

5.2 Base de dados

Foram coletadas séries de preços de fechamento semanais e mensais de ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo – Bovespa, ajustada para proventos, e do índice Bovespa da base de dados da Economática; e MSCI Brasil da Bloomberg. Para composição do filtro do critério de liquidez foi considerada a amostra mensal na qual as ações deveriam ter, obrigatoriamente, 145 observações para que 144 retornos mensais fossem calculados com base na equação (18). As ações que não apresentaram as 145 observações foram retiradas da amostra, obtendo-se portanto um painel balanceado com 92 ações. O período compreendeu dezembro/1994 a dezembro/2006. Nesse período, houve grandes instabilidades políticas e

econômicas, caracterizadas pelas crises: México (1994/1995); Ásia (1997); Rússia (1998); crise cambial brasileira (1999); “Furo da Bolha da Internet” (2000); problema de credibilidade por conta das eleições presidenciais (2001); crise na Argentina com a declaração da moratória em dezembro /2001; crise institucional na Venezuela em 2002/2003; o escândalo do mensalão no congresso brasileiro em 2005/2006.

Os retornos lognormais das séries foram estimados como segue:

$$r_i = Ln(P_t / P_{t-1}) \quad (18)$$

em que: r_i corresponde ao retorno composto continuamente do ativo i ; P_{t-1} corresponde ao preço do ativo no período $t-1$; P_t corresponde ao preço do ativo no período t .

5.3 Composição dos intervalos e de carteiras

Um dos questionamentos no teste de Chow foi se o tamanho do intervalo de estimação influencia a estabilidade do beta. Por isso, foram estimados betas em intervalos semanais de 52, 104, 156, 208, 260 e 312 semanas, e mensais de 12, 24, 36, 48, 60 e 72 meses. Não houve sobreposição entre as janelas de estimação de betas. As carteiras foram montadas de acordo com o beta dos ativos, sendo a primeira composta pelos menores betas e a última com os maiores betas. Os betas dos ativos individuais foram calculados com os retornos mensais e o intervalo de análise correspondeu aos 144 meses da amostra de retornos mensais. Foram testadas carteiras com 5, 10, 15 e 23 ativos.

6 ANÁLISE DOS RESULTADOS

A tabela 1 contém os resultados dos testes de Chow (1960) para estabilidade de betas de ativos individuais considerando os retornos semanais e mensais, e as tabelas 2 e 3 para carteiras com betas estimados com retornos semanais e mensais, respectivamente.

Tabela 1. Percentual da amostra de ações em que a hipótese de que não há quebras estruturais para os betas é rejeitada de acordo com o teste de Chow.

RETORNO	BETAS	ÍNDICE					
		IBOVESPA			MSCI Brasil		
		$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$	$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$
SEMANAIS	52 Semanas	53,3%	100,0%	100,0%	53,3%	98,9%	100,0%
	104 Semanas	66,3%	100,0%	100,0%	55,4%	98,9%	98,9%
	156 Semanas	98,9%	98,9%	98,9%	98,9%	98,9%	100,0%
	208 Semanas	97,8%	98,9%	98,9%	100,0%	100,0%	100,0%
	260 Semanas	92,4%	94,6%	95,7%	100,0%	100,0%	100,0%
	312 Semanas	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
MENSAIS	12 Meses	75,0%	83,7%	88,0%	75,0%	88,0%	89,1%
	24 Meses	75,0%	82,6%	88,0%	77,2%	91,3%	92,4%
	36 Meses	83,7%	92,4%	94,6%	90,2%	94,6%	94,6%
	48 Meses	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
	60 Meses	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
	72 Meses	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Obs.:

- . α = Nível de Significância;
- . Graus de Liberdade = 2;
- . Número de Observações em 92 Ações:
 Semanal = 626 observações;
 Mensal = 144 observações.

Observando-se a Tabela 1, nota-se que, de um modo geral, as diferenças entre as quebras estruturais calculadas pelo índice Ibovespa e MSCI Brasil não foram relevantes. A instabilidade do beta parece aumentar à medida que aumenta o tamanho do intervalo de estimação e que retornos mensais geram um percentual de betas instáveis levemente superiores a retornos semanais.

Analisando-se as tabelas 2 e 3, observa-se que a inclusão de mais ações para formação de carteiras não melhora a estabilidade de betas. Ao serem analisadas as carteiras com 5, 10, 15 e 23 ativos (tabela 2) na amostra semanal, observa-se que o índice Ibovespa apresentou um nível de quebras estruturais um pouco menor do que o MSCI Brasil. Porém, com nível de quebras superior a 66%. Os resultados pelo MSCI Brasil somente apresentaram menos quebras estruturais com betas de: 52 semanas, carteiras com 5 ativos e ao nível de significância de 5% e 10% (94,4% contra 100,0% do Ibovespa); 156 semanas, carteiras com 5 ativos e ao nível de significância de 1% (94,4% contra 100,0% do Ibovespa) Também há evidências de que betas estimados considerando períodos de tempo maiores aumenta o número de quebras estruturais.

Tabela 2. Percentual da amostra de carteira de n ações em que a hipótese de que não há quebras estruturais para os betas é rejeitada de acordo com o teste de Chow, utilizando retornos semanais.

RETORNO	ÍNDICE					
	IBOVESPA			MSCI Brasil		
	$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$	$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$
52 Semanas						
5 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	94,4%	94,4%	100,0%
10 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
15 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
23 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
104 Semanas						
5 Ativos	94,4%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
10 Ativos	88,9%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
15 Ativos	83,3%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
23 Ativos	75,0%	75,0%	75,0%	100,0%	100,0%	100,0%
156 Semanas						
5 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	94,4%	100,0%	100,0%
10 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
15 Ativos	83,3%	83,3%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
23 Ativos	75,0%	75,0%	75,0%	100,0%	100,0%	100,0%
208 Semanas						
5 Ativos	88,9%	88,9%	88,9%	100,0%	100,0%	100,0%
10 Ativos	77,8%	88,9%	88,9%	88,9%	88,9%	88,9%
15 Ativos	66,7%	83,3%	83,3%	100,0%	100,0%	100,0%
23 Ativos	75,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
260 Semanas						
5 Ativos	94,4%	94,4%	94,4%	100,0%	100,0%	100,0%
10 Ativos	88,9%	88,9%	88,9%	100,0%	100,0%	100,0%
15 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
23 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
312 Semanas						
5 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
10 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
15 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
23 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Obs.:

- . α = Nível de Significância;
- . Graus de Liberdade = 2;
- . Número de Observações em 92 Ações:
Semanal = 626 observações.

Para as carteiras mensais (tabela 3), novamente, o Ibovespa apresentou menos quebras estruturais que o MSCI Brasil na maioria dos casos, mas o nível de quebras também superou a

66%. Os resultados pelo MSCI Brasil não se mostraram superior em relação ao Ibovespa em todos os casos analisados.

Tabela 3. Percentual da amostra de carteira de n ações em que a hipótese de que não há quebras estruturais para os betas é rejeitada de acordo com o teste de Chow, utilizando retornos mensais.

RETORNO	ÍNDICE					
	IBOVESPA			MSCI Brasil		
	$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$	$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$
12 Meses						
5 Ativos	66,7%	88,9%	94,4%	83,3%	88,9%	88,9%
10 Ativos	66,7%	66,7%	66,7%	88,9%	88,9%	88,9%
15 Ativos	66,7%	66,7%	66,7%	83,3%	83,3%	83,3%
23 Ativos	50,0%	75,0%	75,0%	75,0%	100,0%	100,0%
24 Meses						
5 Ativos	77,8%	83,3%	83,3%	88,9%	88,9%	88,9%
10 Ativos	66,7%	100,0%	100,0%	88,9%	88,9%	100,0%
15 Ativos	83,3%	100,0%	100,0%	83,3%	100,0%	100,0%
23 Ativos	75,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
36 Meses						
5 Ativos	77,8%	83,3%	100,0%	94,4%	94,4%	100,0%
10 Ativos	88,9%	88,9%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
15 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
23 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
48 Meses						
5 Ativos	77,8%	83,3%	100,0%	94,4%	100,0%	100,0%
10 Ativos	88,9%	88,9%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
15 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
23 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
60 Meses						
5 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
10 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
15 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
23 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
72 Meses						
5 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
10 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
15 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
23 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Obs.:

- . α = Nível de Significância;
- . Graus de Liberdade = 2;
- . Número de Observações em 92 Ações:
Mensal = 144 observações.

Pode-se concluir, então, com base nos resultados pelo teste de Chow, que há evidências de que o beta é instável ao longo do tempo. Uma explicação possível poderia ser que, no período analisado, ocorreram as principais crises que afetaram as Bolsas mundiais e isso pode ter contribuído para o elevado nível de mudanças estruturais.

Isso pode ser um indício da limitação dessa metodologia, uma vez que há necessidade de se definir uma data (ou mais datas) específica na amostra para se testarem mudanças estruturais e se uma das subamostras apresenta maior instabilidade em relação a outra pode ser uma indicação do aumento do nível de quebras estruturais.

Esperava-se que a estimação de betas, considerando períodos de tempos maiores e carteiras com mais ativos, minimizariam o percentual da amostra com quebras estruturais significativas. Isso indicaria evidências a favor da estabilidade do parâmetro de interesse. No entanto, não foi o que observamos. Possivelmente, fatores relevantes ocorridos na amostra elevaram, significativamente, as oscilações da Bolsa. Isso pode ter influenciado, negativamente, o nível de quebras estruturais que foi bastante alto para o teste de Chow aplicado.

Diferentemente dos resultados apresentados pelo teste de Chow, os testes de Andrews e Ploberger mostraram que os betas calculados para ativos individuais tanto pelo índice Ibovespa quanto MSCI Brasil são estáveis ao longo do tempo. Os resultados da análise com ponto de fracionamento de 15% tanto para os testes supremos quanto para os testes exponenciais são apresentados nas tabelas 4 e 5 e com o ponto de fracionamento de 5% para cálculo dos testes exponenciais e 15% para os testes supremos nas tabelas 6 e 7. Pode-se observar que os resultados com ponto de fracionamento de 5% confirmam os testes com ponto de fracionamento de 15%.

Nota-se na Tabela 4 e 6 que o maior percentual de quebras estruturais na amostra de ações foi obtido através do teste máximo LR, com dados semanais e o IBOVESPA: 23,9%. Observa-se também que a utilização do MSCI Brasil e dados mensais melhoram significativamente a estabilidade dos betas da amostra.

Tabela 4. Percentual da amostra de ações em que a hipótese de que não há quebras estruturais para os betas é rejeitada de acordo com o teste de Andrews e Andrews e Ploberger para um fracionamento de 15%.

TESTE	RETORNO	ÍNDICES					
		IBOVESPA			MSCI Brasil		
		$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$	$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$
AVE LR	SEMANAIS	4,3%	10,9%	21,7%	0,0%	0,0%	0,0%
	MENSAIS	1,1%	1,1%	6,5%	0,0%	1,1%	3,3%
EXP LR	SEMANAIS	6,5%	17,4%	23,9%	0,0%	0,0%	0,0%
	MENSAIS	1,1%	3,3%	12,0%	0,0%	2,2%	5,4%
MAX LR (*)	SEMANAIS	5,4%	17,4%	23,9%	0,0%	0,0%	2,2%
	MENSAIS	1,1%	1,1%	12,0%	0,0%	2,2%	4,3%

Obs.:

- . α = Nível de Significância.
 - . Número de Parâmetros Testados = 2 (Intercepto e Beta);
 - . Ajuste do Ponto de Fracionamento = 15%;
 - . Número de Observações em 92 Ações:
 - Semanal = 626 observações;
 - Mensal = 144 observações.
- (*) Valores Críticos do Teste Max LR com base na tabela de Andrews (2003).

Tabela 5. Percentual da amostra de carteiras de n ações em que a hipótese de que não há quebras estruturais para os betas é rejeitada de acordo com o teste de Andrews e Andrews e Ploberger para um fracionamento de 15%.

TESTE	RETORNO	ÍNDICES					
		IBOVESPA			MSCI Brasil		
		$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$	$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$
	SEMANAIS						
AVE LR	5 Ativos	0,0%	27,8%	33,3%	0,0%	0,0%	0,0%
	10 Ativos	0,0%	22,2%	44,4%	0,0%	0,0%	0,0%
	15 Ativos	0,0%	33,3%	50,0%	0,0%	0,0%	0,0%
	23 Ativos	0,0%	50,0%	75,0%	0,0%	0,0%	0,0%
	MENSAIS						
AVE LR	5 Ativos	0,0%	11,1%	11,1%	0,0%	0,0%	11,1%
	10 Ativos	0,0%	11,1%	22,2%	0,0%	0,0%	11,1%
	15 Ativos	0,0%	16,7%	33,3%	0,0%	0,0%	0,0%
	23 Ativos	0,0%	25,0%	50,0%	0,0%	0,0%	25,0%
	SEMANAIS						
EXP LR	5 Ativos	5,6%	27,8%	44,4%	0,0%	0,0%	0,0%
	10 Ativos	0,0%	33,3%	33,3%	0,0%	0,0%	0,0%
	15 Ativos	0,0%	33,3%	50,0%	0,0%	0,0%	0,0%
	23 Ativos	0,0%	50,0%	75,0%	0,0%	0,0%	0,0%
	MENSAIS						
EXP LR	5 Ativos	0,0%	16,7%	22,2%	0,0%	5,6%	11,1%
	10 Ativos	0,0%	11,1%	22,2%	0,0%	0,0%	0,0%
	15 Ativos	0,0%	0,0%	33,3%	0,0%	0,0%	0,0%
	23 Ativos	0,0%	25,0%	50,0%	0,0%	0,0%	25,0%
	SEMANAIS						
MAX LR (*)	5 Ativos	11,1%	33,3%	38,9%	0,0%	0,0%	5,6%
	10 Ativos	0,0%	33,3%	44,4%	0,0%	0,0%	0,0%
	15 Ativos	0,0%	33,3%	50,0%	0,0%	0,0%	0,0%
	23 Ativos	25,0%	25,0%	75,0%	0,0%	0,0%	0,0%
	MENSAIS						
MAX LR (*)	5 Ativos	5,6%	16,7%	22,2%	0,0%	5,6%	11,1%
	10 Ativos	0,0%	11,1%	22,2%	0,0%	0,0%	11,1%
	15 Ativos	0,0%	16,7%	16,7%	0,0%	0,0%	0,0%
	23 Ativos	0,0%	25,0%	50,0%	0,0%	0,0%	25,0%

Obs.:

- . α = Nível de Significância.
- . Número de Parâmetros Testados = 2 (Intercepto e Beta);
- . Ajuste do Ponto de Fracionamento = 15%;
- . Número de Observações em 92 Ações:
 - . Semanal = 626 observações;
 - . Mensal = 144 observações.
- (*) Valores Críticos do Teste Max LR com base na tabela de Andrews (2003).

Tabela 6. Percentual da amostra de ações em que a hipótese de que não há quebras estruturais para os betas é rejeitada de acordo com o teste de Andrews e Andrews e Ploberger para um fracionamento de 15% para testes supremos e 5% para testes exponenciais.

TESTE	RETORNO	ÍNDICES					
		IBOVESPA			MSCI Brasil		
		$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$	$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$
AVE LR	SEMANAIS	4,3%	13,0%	20,7%	0,0%	0,0%	0,0%
	MENSAIS	0,0%	1,1%	6,5%	0,0%	0,0%	3,3%
EXP LR	SEMANAIS	6,5%	16,3%	21,7%	0,0%	0,0%	0,0%
	MENSAIS	1,1%	3,3%	9,8%	0,0%	3,3%	3,3%
MAX LR (*)	SEMANAIS	5,4%	17,4%	23,9%	0,0%	0,0%	2,2%
	MENSAIS	1,1%	1,1%	12,0%	0,0%	2,2%	4,3%

Obs.:

- . α = Nível de Significância.
- . Número de Parâmetros Testados = 2 (Intercepto e Beta);
- . Ajuste do Ponto de Fracionamento:
 - . Testes Supremos = 15%;
 - . Testes Exponenciais = 5%.
- . Número de Observações em 92 Ações:
 - . Semanal = 626 observações;
 - . Mensal = 144 observações.
- (*) Valores Críticos do Teste Max LR com base na tabela de Andrews (2003).

Quanto à análise das carteiras com 5, 10, 15 e 23 ativos (tabelas 5 e 7), observa-se que a inclusão de mais ações na carteira não melhora a estabilidade dos betas das carteiras. Os betas calculados pelo índice MSCI Brasil são mais estáveis do que betas calculados pelo índice Ibovespa. Os dados semanais são mais recomendados para betas estimados com o MSCI, enquanto que os mensais para o IBOVESPA.

Tabela 7. Percentual da amostra de carteiras de n ações em que a hipótese de que não há quebras estruturais para os betas é rejeitada de acordo com o teste de Andrews e Andrews e Ploberger para um fracionamento de 15% para testes supremos e 5% para testes exponenciais.

TESTE	RETORNO	ÍNDICES					
		IBOVESPA			MSCI Brasil		
		$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$	$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$
SEMANAIS							
AVE LR	5 Ativos	0,0%	33,3%	38,9%	0,0%	0,0%	0,0%
	10 Ativos	0,0%	22,2%	44,4%	0,0%	0,0%	0,0%
	15 Ativos	0,0%	33,3%	50,0%	0,0%	0,0%	0,0%
	23 Ativos	0,0%	25,0%	75,0%	0,0%	0,0%	0,0%
MENSAIS							
AVE LR	5 Ativos	0,0%	11,1%	11,1%	0,0%	0,0%	11,1%
	10 Ativos	0,0%	11,1%	22,2%	0,0%	0,0%	11,1%
	15 Ativos	0,0%	16,7%	33,3%	0,0%	0,0%	0,0%
	23 Ativos	0,0%	25,0%	50,0%	0,0%	0,0%	25,0%
SEMANAIS							
EXP LR	5 Ativos	5,6%	22,2%	44,4%	0,0%	0,0%	0,0%
	10 Ativos	0,0%	33,3%	33,3%	0,0%	0,0%	0,0%
	15 Ativos	0,0%	33,3%	50,0%	0,0%	0,0%	0,0%
	23 Ativos	0,0%	25,0%	50,0%	0,0%	0,0%	0,0%
MENSAIS							
EXP LR	5 Ativos	0,0%	16,7%	22,2%	0,0%	5,6%	11,1%
	10 Ativos	0,0%	11,1%	22,2%	0,0%	0,0%	0,0%
	15 Ativos	0,0%	0,0%	33,3%	0,0%	0,0%	0,0%
	23 Ativos	0,0%	25,0%	50,0%	0,0%	0,0%	25,0%
SEMANAIS							
MAX LR (*)	5 Ativos	11,1%	33,3%	38,9%	0,0%	0,0%	5,6%
	10 Ativos	0,0%	33,3%	44,4%	0,0%	0,0%	0,0%
	15 Ativos	0,0%	33,3%	50,0%	0,0%	0,0%	0,0%
	23 Ativos	25,0%	25,0%	75,0%	0,0%	0,0%	0,0%
MENSAIS							
MAX LR (*)	5 Ativos	5,6%	16,7%	22,2%	0,0%	5,6%	11,1%
	10 Ativos	0,0%	11,1%	22,2%	0,0%	0,0%	11,1%
	15 Ativos	0,0%	16,7%	16,7%	0,0%	0,0%	0,0%
	23 Ativos	0,0%	25,0%	50,0%	0,0%	0,0%	25,0%

Obs.:

- . α = Nível de Significância.
 - . Número de Parâmetros Testados = 2 (Intercepto e Beta);
 - . Ajuste do Ponto de Fracionamento:
 - Testes Supremos = 15%;
 - Testes Exponenciais = 5%.
 - . Número de Observações em 92 Ações:
 - Semanal = 626 observações;
 - Mensal = 144 observações
- (*) Valores Críticos do Teste Max LR com base na tabela de Andrews (2003).

Diante do exposto, é possível inferir que o coeficiente beta apresenta-se mais estável quando gerado com base no índice MSCI Brasil. Isso foi observado tanto para ativos individuais quanto para carteiras. No caso do Ibovespa, especificamente, foi observada melhor previsibilidade diante da amostra mensal em relação à semanal.

A diferença entre os resultados encontrados com o teste de Chow e os testes de Andrews e Andrews e Ploberger indicam que o coeficiente beta pode ser bem mais estável do que o indicado pelas evidências empíricas na literatura. A aplicação de testes tradicionais, como por exemplo o teste de Chow pode trazer problemas, por só ter poder se a data da quebra for escolhida corretamente, enquanto que os testes de Andrews e Andrews e Ploberger têm poder para quebras desconhecidas. Além disso, o teste Chow tem problemas sérios em amostras finitas, já que nesse caso as distribuições podem ser significativamente diferentes da distribuição de teste assintótica utilizada, e o teste pode rejeitar mais vezes que o correto.

O teste Chow tem baixo poder se existe mais de uma quebra na amostra (o teste assume apenas uma quebra) . Os testes de Andrews e Andrews e Ploberger tem poder contra formas mais gerais de quebra que o teste Chow, que assume uma única quebra e que o ponto de quebra é conhecido. Dessa maneira, os testes de Andrews e Andrews e Ploberger teriam mais poder na situação geral de múltiplas quebras com pontos de quebra desconhecidos, e estes testes são assintoticamente ótimos.

A evidência encontrada por Blume (1971), de que a estabilidade do beta aumenta quando se incluem mais ativos na carteira não foi confirmada nem pelo teste de Chow e nem pelos testes de Andrews, e Andrews e Ploberger. Encontrou-se evidência de que no Brasil e no período analisado a estabilidade do beta diminui a medida que se aumenta o número de ações na carteira.

7 CONCLUSÃO

Este trabalho teve como finalidade avaliar quebras estruturais do coeficiente beta no mercado de ações brasileiro, no período de janeiro/1995 a dezembro/2006, considerando os índices Ibovespa e MSCI Brasil, e uma composição acionária com 92 ações e carteiras com 5, 10, 15 e 23 ativos em amostras semanais e mensais. As amostras foram analisadas através de testes de quebras estruturais desenvolvidos por Chow (1960), Andrews (1993), e Andrews e Ploberger (1994). Essa é uma discussão inédita no mercado acionário brasileiro, quando o objetivo é utilizar testes de quebras estruturais para avaliar o coeficiente beta.

Os resultados do teste de Chow indicaram que o coeficiente beta é altamente instável ao longo do tempo e independente da *proxy* escolhida para estimação desse parâmetro. Em alguns casos, o MSCI Brasil utilizado como *proxy* foi superior ao Ibovespa; em outros, o Ibovespa apresentou-se melhor em termos de redução de mudanças estruturais, mas a diferença entre resultados não foi significativa. Ao serem considerados períodos de tempos maiores para a estimação de betas, os testes mostraram que essa estratégia foi ineficaz para a redução dos níveis de quebras estruturais tanto na amostra mensal quanto na semanal. Na análise com carteiras em amostra semanal, parece haver evidências de uma pequena vantagem em favor de betas estimados contra o Ibovespa. O MSCI Brasil somente mostrou-se melhor em alguns casos, porém, não foi uma superioridade relevante. Também para carteiras semanais não se encontraram evidências de que períodos de tempos maiores para a estimação de betas reduzem o nível de quebras estruturais. No caso de carteiras mensais o índice Ibovespa foi superior em termos de redução de mudanças estruturais ou iguais ao índice MSCI Brasil na maioria dos casos.

Uma possível explicação para esse desconforto em relação ao teste de Chow pode ter sido que no período analisado ocorreram as principais crises que afetaram as Bolsas mundiais, que pode ter influenciado o nível de quebras estruturais elevados. Portanto, não foi possível validar, a exemplo de casos apontados na literatura, que períodos de tempos maiores e carteiras com mais ativos contribuem para melhorar a estabilidade de betas.

As análises dos testes de *MAX LR* (teste supremo) definido por Andrews (1993), *AVE LR* e *EXP LR* (testes exponenciais) definidos por Andrews e Ploberger (1994) indicaram que a estabilidade do coeficiente beta aumenta quando o índice utilizado é o MSCI Brasil. Dados mensais de retorno geram em média betas mais estáveis do que betas semanais.

A utilização de testes mais sofisticados, que não assumem um ponto de quebra estrutural *a priori* e nem periodicidade dos dados para se estimar o beta, contrariamente ao que diz a literatura, não resulta em evidência de que betas são estimativas instáveis. Isso pode ser explicado pelo fato de que testes desenhados para analisar um único ponto de quebra

perdem poder na existência de mais de um ponto de quebra estruturais e tendem a superestimar a faixa de rejeição quando utilizados em amostras razoavelmente pequenas.

Portanto, a utilização de betas na apuração de custo de capital pode gerar menos problemas do que se acredita na literatura de finanças.

REFERÊNCIAS

ALEXANDER, Gordon J.; CHERVANY, Norman L. *On the estimation and stability of beta*. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 15, n. 1, p. 123-137, 03/1980.

ANDREWS, Donald W. *Tests for parameter instability and structural change with unknown change point*. **Econometrica**, v. 61, n. 4, p. 1383-1414, 07/1993.

_____; PLOBERGER, Werner. *Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative*. **Econometrica**, v. 62, n. 6, p. 1383-1414/1994.

_____. *Tests for parameter instability and structural change with unknown change point: a corrigendum*. **Econometrica**, v. 71, n. 1, p. 395-397, 01/2003.

BLUME, Marshall E. *On the assessment of risk*. **Journal of Finance**, v. 26, n. 1, p. 1-10, 03/1971.

BROOKS, Robert D. *et al. Beta stability and monthly seasonal effects: evidence from the Australian capital market*. **Applied Economics Letters**, v. 4, p. 563-566, 1997a.

_____. *et al. A further examination of the effect of diversification on the stability of portfolio betas*. **Applied Financial Economics**, v. 7, p. 9-14, 1997b.

CECCO, Nilo Marcos Mingroni. **A estabilidade do coeficiente beta – uma análise empírica no mercado de ações de São Paulo**. São Paulo, 1988. Dissertação (Mestrado) – Fundação Getúlio Vargas.

CHOW, Gregory C. *Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions*. **Econometrica**, v. 28, n. 3, p. 591-605, 07/1960.

COHEN, Kalman J. *et al. Estimating and adjusting for the intervalling-effect bias in beta*, **Management Science**, v. 29, n. 1, p. 135-148, 01/1983.

DAMODARAM, Aswath. **Avaliação de investimentos: ferramentas e técnicas para a determinação do valor de qualquer ativo**. Rio de Janeiro: Qualitymark, 1997.

FABOZZI, Frank J.; FRANCIS, Jack C. *Beta as a random coefficient*. **The Journal of Financial and Quantitative**, v. 13, n. 1, p. 101-116, 03/1978.

GREGORY-ALLEN, Russell *et al. An empirical investigation of beta stability: portfolios vs. individual securities*. **The Journal of Business, Finance and Accounting**, 21 (6), 09/1994, 0306 686X.

HEIJ, Christiaan *et al. Econometric methods with applications in business and economics*. New York: Oxford University Press, 2004.

KLEMKOSKY, Robert C.; MARTIN, John D. *The adjustment of beta forecast*. **Journal of Finance**, v. 30, n. 4, p. 1123-1128, 09/1975.

LEVY, Robert A. *On the short-term stationarity of beta coefficients*. **Financial Analysts Journal**, v. 27, n. 6, p. 55-62, 11-12/1971.

LIMA, Ronaldo Gomes Dultra de. **Teste de quebras estruturais dos coeficientes betas do mercado acionário brasileiro**. São Paulo, 2008. Dissertação (Mestrado) – Ibmec São Paulo.

LINTNER, John. *Security prices, risk, and maximal gains from diversification*. **Journal of Finance**, v. 20, n. 4, p. 587-615, 12/1965.

MOSSIN, Jan. *Equilibrium in a capital asset market*. **Econometrica**, v. 34, n. 4, p. 768-783, 10/1966.

NEWKEY, Whitney K.; WEST, Kenneth D. *A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix*. **Econometrica**, v. 55, n. 3, p. 703-708, 05/1987.

PANETTA, Fabio. *The stability of the relation between the stock market and macroeconomic forces*. July, 2002. Banca d'Italia, Research Department.

QUANDT, Richard E. *Tests of the hypothesis that a linear regression system obeys two separate regimes*. **Journal of the American Statistical Association**, v. 55, n. 290, p. 324-330, 06/1960.

ROBICHEK, Alexander A.; COHN, Richard A. *The economic determinants of systematic risk*. **Journal of Finance**, v. 29, n. 2, p. 439-447, 05/1974.

SCOTT, Elton; BROWN, Stewart. *Biased estimators and unstable beta*. **Journal of Finance**, v. 35, n. 1, p. 49-55, 03/1980.

SEITZ, Neil; ELLISON, Mitch. **Capital Budgeting and Long: Term Financing Decisions**. Third Edition, USA: South-Western–Thomson, 1999.

SHARPE, William F. *Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk*. **Journal of Finance**, v. 19, n. 3, p. 425-442, 09/1964.

VASICEK, Oldrich A. *A note on using cross-sectional information in bayesian estimation of security betas*. **Journal of Finance**, v. 28, n. 05, p. 1233-1239, 12/1973.