



IBMEC SÃO PAULO
Faculdade de Economia e Administração

Ronaldo Gomes Dutra de Lima

**TESTE DE QUEBRAS ESTRUTURAIS DOS COEFICIENTES
BETAS DO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO**

São Paulo
2008

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

Ronaldo Gomes Dutra de Lima

**TESTE DE QUEBRAS ESTRUTURAIS DOS COEFICIENTES
BETAS DO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO**

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia da Faculdade Ibmec São Paulo, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças.

**Orientadora: Profa. Dra. Andrea Maria
Accioly Fonseca Minardi**

São Paulo

2008

Lima, Ronaldo Gomes Dultra de

Teste de Quebras Estruturais dos Coeficientes Betas do Mercado Acionário Brasileiro / Ronaldo Gomes Dultra de Lima – São Paulo: Ibmecc São Paulo, 2008.

65 p.

Dissertação (Mestrado – Programa de Mestrado Profissional em Economia. Área de concentração: Finanças) – Faculdade Ibmecc São Paulo.

Orientadora: Profa. Dra. Andrea Maria Accioly Fonseca Minardi

1. Finanças 2. Mercado de Ações 3. Beta 4. Quebras Estruturais

FOLHA DE APROVAÇÃO

Ronaldo Gomes Dultra de Lima

Teste de quebras estruturais dos coeficientes betas do mercado acionário brasileiro

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia da Faculdade Ibmec São Paulo, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Aprovado em 17 de julho de 2008.

BANCA EXAMINADORA

Profa. Dra. Andrea Maria Accioly Fonseca Minardi
Instituição: Ibmec São Paulo
Orientadora

Prof. Dr. Fábio Augusto Reis Gomes
Instituição: Ibmec São Paulo
Examinador

Prof. Dr. Lucas Ayres Barreira de Campos Barros
Instituição: Universidade Presbiteriana Mackenzie
Examinador

**À minha esposa Leila e filha Luiza,
que durante a minha ausência,
apoiaram-me incondicionalmente.**

AGRADECIMENTOS

À minha orientadora Profa. Dra. Andrea Maria Accioly Fonseca Minardi pelo excepcional apoio intelectual, por suas sugestões e críticas pertinentes, e pela paciência com que me conduziu nesta trajetória de grande crescimento.

Aos examinadores de minha banca, Prof. Dr. Fábio Augusto Reis Gomes e Prof. Dr. Lucas Ayres Barreira de Campos Barros, pelas valiosas sugestões para a versão final desta dissertação.

Ao coordenador do Mestrado Profissional em Economia, o Prof. Dr. Eurilton Alves Araújo Júnior, pela gentileza e presteza ao possibilitar o acesso à referência bibliográfica externa junto ao Prof. Dr. José Santiago Fajardo Barbachan do Ibmecc-RJ. E aos demais professores do programa de Mestrado Profissional em Economia do Ibmecc São Paulo, que, durante esses dois anos, contribuíram, de forma muito significativa, para a minha formação acadêmica.

Ao Márcio Poletti Laurini pela presteza e apoio computacional.

Às bibliotecárias, Vanessa Carvalho, Leila Nepomuceno e Juliana Beltrão pela gentileza com que me auxiliaram na pesquisa e em contato com as instituições externas.

Ao Prof. José Carlos Tiomatsu Oyadomari pelo incentivo e apoio.

Aos meus professores de inglês, Francisco e Dalva Prates, pelos constantes auxílios.

À minha mãe, que durante esse período, me acolheu e incentivou para que esse projeto pudesse ser concluído. Aos meus irmãos, em especial ao Edmar Dultra, pelo apoio em informática.

À minha sogra, Ivone, que nos auxilia desde o nascimento da Luiza.

E, por fim, à minha esposa, Leila, e minha filha, Luiza, pelo apoio emocional e incentivo para que este trabalho fosse menos árduo.

A todos vocês meu muito obrigado!

RESUMO

LIMA, Ronaldo Gomes Dultra de. **Teste de quebras estruturais dos coeficientes betas do mercado acionário brasileiro**. São Paulo, 2008, 65 p. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia), Ibmec São Paulo.

O objetivo da presente dissertação é discutir e analisar a estabilidade do coeficiente beta no mercado de ações brasileiro quando a data da possível mudança estrutural é desconhecida. Essa é uma discussão inédita no mercado acionário brasileiro quando se utilizam testes de quebras estruturais. Foram aplicados os testes supremos definidos por Andrews (1993) e testes exponencial e exponencial ponderado definidos Andrews e Ploberger (1994) às amostras de retornos semanais e mensais de 92 ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo – Bovespa e regredidas contra diferentes índices: Ibovespa e MSCI Brasil. Os resultados foram comparados ao teste de Chow (1960). Quanto ao teste de Chow, os resultados mostraram que o coeficiente beta é altamente instável tanto para ativos individuais quanto para carteiras e que período de tempos maiores para fins de estimação do coeficiente deteriora a sua estabilidade. As regressões contra diferentes índices, também, não favoreceram a melhora da estabilidade. Os resultados dos testes supremos, testes exponencial e exponencial ponderado, mostraram evidências de que o beta é estável ao longo do tempo, contrariando os resultados apontados pelo teste de Chow. Há evidências de que o MSCI Brasil produz betas mais estáveis quando se utilizam retornos semanais enquanto o Ibovespa produz betas mais estáveis quando se utilizam retornos mensais. Os resultados dos testes mais sofisticados, quando não se fixa *a priori* a data da quebra estrutural, indicam uma estabilidade de betas muito superior ao apontado pela literatura e com o que se obtém com testes mais simples. Isso gera uma esperança de que há menos problemas na utilização de betas para apurar taxas de desconto do que se acredita atualmente.

Palavras-chave: Beta, Estabilidade, Quebras Estruturais.

ABSTRACT

LIMA, Ronaldo Gomes Dutra de. *Tests for structural change of the beta coefficients in Brazilian stock market*. São Paulo, 2008, 65 p. Dissertation. Ibmecc São Paulo.

The proposal of this dissertation is to discuss and analyze the beta coefficients stability on Brazilian Stock Market with unknown structural change date. So far, this is an original discussion on Brazilian Stock Market when structural change tests are employed. So it was applied the supreme tests of Andrews (1993), and the exponential and average exponential tests of Andrews and Ploberger (1994) to the weekly return data and monthly return data from 92 stocks traded in São Paulo Stock Exchange – Bovespa and regressed to different indexes: Ibovespa and MSCI Brazil. The outcomes were compared with Chow test (1960). Considering the Chow test, the outcomes have shown that the beta coefficient is highly unstable for an individual securities as well as portfolios, and wide intervals used in estimating beta get worse the parameter. The regressions to different indexes do not support the beta stability. On the other hand, the outcomes of supreme tests, the exponential and average exponential tests have shown evidence that the beta is stationary over time, in contrast to outcomes evaluated by the Chow test. There are evidences that MCSI Brazil generates betas more stable when the weekly return data was employed while Ibovespa generates betas more stable when the monthly return data was employed. The outcomes of more sophisticated tests when a structural change point is not fixed at the beginning indicate stability of betas far superior as pointed out by the literature and that obtained by quite simple tests. This generates expectancy that there are fewer problems in using betas for calculating discount rate as it believed nowadays.

Keywords: Beta, Stability, Structural Change

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	10
2	FATORES QUE PODEM GERAR INSTABILIDADE DO COEFICIENTE BETA	13
3	REVISÃO DA LITERATURA QUE ANALISA A ESTABILIDADE DO COEFICIENTE BETA	17
4	EXPLICAÇÃO DOS TESTES DE QUEBRAS ESTRUTURAIS	23
4.1	Teste de Chow	23
4.2	Testes de quebras estruturais quando não se conhece o ponto de quebra estrutural	24
4.2.1	Teste de Andrews (1993 e 2003) para quebras estruturais	25
4.2.1.1	A estatística de Wald	28
4.2.1.2	A estatística LM	29
4.2.1.3	A estatística LR	29
4.2.1.4	Valores críticos assintóticos para os testes supremos	30
4.2.2	Testes de Andrews e Ploberger (1994) para quebras estruturais	30
5	METODOLOGIA E BASE DE DADOS	34
5.1	Metodologia - teste de quebras estruturais dos coeficientes betas do mercado acionário brasileiro	34
5.2	Base de dados	36
5.3	Composição dos Intervalos e Carteiras	37
6	ANÁLISE DOS RESULTADOS	38
7	CONCLUSÃO	50
	REFERÊNCIAS	53
	APÊNDICE	57
1	HIPÓTESES DO MODELO DE REGRESSÃO LINEAR	57
2	OUTROS TESTES ECONÔMICOS	58
2.1	Modelo de Hildreth-Houck	58
2.2	Teste de ponto ótimo de Brooks	59
2.3	Procedimentos utilizados por Klemkosky e Martin (1975) para correção do coeficiente beta	60
2.3.1	Correção de betas proposta por Blume (1971)	60
2.3.2	Correção de betas proposta por Merrill Lynch, Pierce, Fenner & Smith Inc. (MLPFS)	61
2.3.3	Correção de betas pela abordagem bayesiana proposta por Vasicek (1973)	61
3	COMPOSIÇÃO DOS INTERVALOS PARA CÁLCULO DOS BETAS	63
4	MONTAGEM DAS CARTEIRAS	64

LISTA DE TABELA

Tabela 1 – Teste de Chow: Taxas de Ativos Individuais que apresentaram Quebras Estruturais.....	40
Tabela 2 – Teste de Chow (Semanal): Taxas de Carteiras que apresentaram Quebras Estruturais.....	41
Tabela 3 – Teste de Chow (Mensal): Taxas de Carteiras que apresentaram Quebras Estruturais.....	42
Tabela 4 – Teste de Andrews e Ploberger: Taxas de Ativos Individuais que apresentam Quebras Estruturais (Ponto de Fracionamento 15%).....	43
Tabela 5 – Teste de Andrews e Ploberger: Taxas de Carteiras que apresentaram Quebras Estruturais (Ponto de Fracionamento 15%).....	47
Tabela 6 – Teste de Andrews e Ploberger: Taxas de Ativos Individuais que apresentam Quebras Estruturais (Ponto de Fracionamento 5%).....	48
Tabela 7 – Teste de Andrews e Ploberger: Taxas de Carteiras que apresentaram Quebras Estruturais (Ponto de Fracionamento 5%).....	49
Tabela 8 – Valores Necessários para calcular o Teste POI com e sem <i>Dummies</i> Sazonais.....	59
Tabela 9 – Composição dos Intervalos para Cálculo dos Betas.....	63
Tabela 10 – Definição das Carteiras.....	64

1 INTRODUÇÃO

A estimativa do risco sistemático é importante em diversas aplicações financeiras: estimação do custo de capital, determinação do risco relativo, testes de modelos de apereçamentos de ativos, bem como avaliação de desempenho de fundos.

Tradicionalmente, o coeficiente beta é estimado pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) o que pressupõe estabilidade ao longo do tempo. Diversos trabalhos acadêmicos, 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. Outros trabalhos, como os de Blume (1971), Levy (1971), Klemkosky e Martin (1975), sugerem que a estimativa de betas de carteiras são mais estáveis do que de betas de ativos individuais. Gregory-Allem *et al.* (1994) ratificaram que o parâmetro de risco estimado pelo MQO é não viesado, porém, a sua variância é viesada. Ao corrigi-la, mediante o estimador de Newey-West (1987), verificaram que os betas de carteiras não são mais ou menos estáveis do que betas individuais. Alexander e Chervany (1980) buscaram evidências para o tamanho ótimo do intervalo para estimação de betas que contribuísse para sua estabilidade. Descobriram que, períodos entre 4 e 6 anos, se mostraram mais robustos. Panetta (2002) analisou quais variáveis econômicas afetavam os retornos de ativos e concluiu que os betas em relação às variáveis macroeconômicas são altamente instáveis, tanto para ativos individuais quanto para carteiras. Chawla (2001) analisou o mercado indiano e encontrou evidências de que o risco sistemático é instável ao longo do tempo. Scott e Brown (1980) demonstraram que a combinação de resíduos autocorrelacionados e correlação intertemporal entre os retornos do mercado e resíduos produz betas de ativos viesados e instáveis. De um modo geral, vários trabalhos, na literatura, confirmaram que betas não são estáveis ao longo do tempo. Mesmo quando trabalharam com carteiras com mais ou menos ativos, tentando contornar esse problema, produziram resultados divergentes.

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 completamente desconhecida para avaliar a estabilidade de coeficientes betas estimados no

mercado acionário brasileiro. Essa metodologia ainda não foi empregada no mercado acionário brasileiro quando o interesse é avaliar quebras estruturais. É uma metodologia superior às geralmente citadas na literatura, que selecionam um ponto de quebra estrutural no tempo ou investigam quebras estruturais em determinados períodos. Para isso, foram analisados os retornos semanais e mensais das ações negociadas na Bovespa entre janeiro/1995 e dezembro/2006. Também, foram investigados os impactos na estabilidade do coeficiente beta da frequência do retorno: semanal e mensal; dos índices de mercado utilizados: Ibovespa e MSCI Brasil;¹ 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 dos testes de Andrews (1993) e Andrews e Ploberger (1994) foram comparados aos estimados pelo teste de Chow (1960). Para o teste de Chow, selecionou-se um ponto de quebra estrutural: a data central da amostra, que corresponde ao último dia útil de dezembro/2000. Os resultados do teste de Chow rejeitaram a hipótese de estabilidade dos betas estimados para cerca de 90% das ações da amostra. Observou-se que quanto maior o intervalo de estimação maior proporção de betas instáveis. O teste que apresentou o menor índice de rejeição da hipótese de estabilidade do beta, da ordem de 60% da amostra das ações, foi com retornos mensais e intervalo de estimação de 1 ano. A utilização do índice Ibovespa ou do MSCI Brasil não teve impacto na estabilidade do risco sistemático para ativos individuais. Quanto ao agrupamento dos ativos em carteiras, observou-se um pequeno aumento da instabilidade do parâmetro de risco em carteiras com mais ativos. Os testes efetuados em carteiras, também, mostraram que o aumento do intervalo de estimação diminuiu a estabilidade do beta e não há grande diferença na estabilidade quando se utiliza o Ibovespa ou MSCI Brasil. Os resultados de estabilidade de betas para carteiras com retornos mensais foram levemente superiores aos de retornos semanais. A limitação desse teste é que o ponto de quebra estrutural foi escolhido em um momento de crise (mudança de regime) o que não permite extrapolar que o beta se mostrou instável ou estável para diferentes pontos potenciais de quebra estrutural 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

¹ O índice MSCI Brasil é calculado pelo Morgan Stanley Capital International, Inc – *site*: <www.msctbarra.com>.

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%. Observa-se que a utilização de retornos mensais gerou maior estabilidade de betas do que retornos semanais, quando o índice é o Ibovespa, e o contrário quando o índice é o MSCI Brasil. As regressões feitas contra o MSCI Brasil, em geral, apresentaram menores percentuais de coeficientes instáveis do que as feitas com o Ibovespa. Diferentemente da evidência encontrada na literatura e no teste de Chow, o agrupamento de ativos em carteiras não melhorou a estabilidade dos betas. Os resultados favoráveis ao MSCI Brasil possivelmente ocorreu devido à metodologia de cálculo desse índice que leva em consideração a ponderação do valor de mercado das ações o que, intuitivamente, poderia indicar uma aproximação à carteira teórica do *Capital Asset Pricing Model – CAPM*. Já a Bovespa considera, para fins de apuração de seu índice, a negociabilidade para determinar o peso de cada ação na composição da carteira teórica do índice Ibovespa.

O restante do trabalho está estruturado da seguinte forma: no capítulo dois, são discutidos fatores que podem gerar instabilidade de betas; no capítulo três, é apresentada uma revisão da literatura que investiga a estabilidade do coeficiente beta; no capítulo quatro, são explicados os testes de quebras estruturais de Chow (1960), Andrews (1993), e Andrews e Ploberger (1994), que serão aplicados às amostras. No capítulo cinco, é descrita a base de dados e a metodologia adotada; no capítulo seis, são apresentados e discutidos os resultados e, por fim, no capítulo sete, o trabalho é concluído.

2 FATORES QUE PODEM GERAR INSTABILIDADE DO COEFICIENTE BETA

A moderna teoria das finanças teve início a partir da década de 50 com o trabalho *Portfolio Selection* de Markowitz (1952) que apontou que é possível montar combinações ótimas de carteiras considerando um risco mínimo. Complementando esse trabalho, Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) desenvolveram um modelo de precificação de ativos que mais tarde ficou conhecido como *CAPM – Capital Asset Pricing Model*. Essas contribuições tiveram um impacto fundamental em finanças, pois disponibilizaram ferramentas aos profissionais da área que permitiram avaliar com maior eficiência os investimentos. No caso do CAPM, por exemplo, é largamente utilizado no cálculo de custo do capital de empresas para fins de avaliação de investimentos: lançamentos de novos produtos; análise de automação industrial (substituição de equipamentos); avaliação de empresas etc. Uma estimativa inadequada desse custo gera implicações importantes numa avaliação de orçamento de capital, por exemplo. Se o custo estimado for muito alto, ou seja, se a taxa de desconto que trará os fluxos de caixa a valor presente estiver sobrevalorizada, poder-se-iam rejeitar projetos que deveriam ser aceitos; se foi muito baixa, subvalorizada, poder-se-iam aceitar projetos que deveriam ser rejeitados.

Uma consequência importante disso não está relacionada somente ao desempenho da empresa, mas também ao sistema de remuneração variável de executivos. Como essa forma de incentivo leva em conta os resultados auferidos no exercício, projetos aceitos que não apresentaram resultados satisfatórios, compromete, negativamente, o desempenho da empresa e, em última instância, a remuneração de seus executivos (isso quando a perda do emprego não é iminente).

Na estimativa do custo de capital, um dos componentes básicos desse modelo é o coeficiente beta. Se o beta for constante no tempo, então ter-se-ia uma avaliação perfeita do risco futuro do título individual, conforme aponta Levy (1971).

O coeficiente beta representa uma medida de sensibilidade dos retornos de um ativo em relação aos retornos da carteira de mercado. É uma medida do risco sistemático do ativo. A estimativa tradicional desse coeficiente é feita mediante uma regressão linear por Mínimos

Quadrados Ordinários (MQO), de acordo com a equação (1), sendo a variável dependente os retornos do ativo e a independente os retornos da carteira de mercado.

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

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, que também pode ser estimado como

$$Cov(\tilde{R}_m; \tilde{R}_j) / Var(\tilde{R}_m);$$

\tilde{R}_{mt} é o retorno do índice de mercado;

$\tilde{\varepsilon}_{jt}$ é o erro da regressão.

Robichek e Cohn (1974) testaram o impacto das variáveis macroeconômicas, medidas pela taxa de inflação e a taxa de crescimento econômico real da economia. Analisaram uma amostra de 814 empresas americanas, utilizando dados do *Center of Research in Security Prices* (CRSP) da Universidade de Chicago, no período de janeiro/1963 a junho/1970. Segundo os autores, alterações das condições macroeconômicas alteram a correlação entre os retornos dos ativos e da carteira de mercado, bem como a volatilidade dos ativos e da carteira de mercado, que são determinantes do beta. Concluíram que, em torno de 3%; 10%; e 18% de empresas da amostra ao nível de significância de 1%; 5%; e 10%, respectivamente, os betas variaram à medida que as condições macroeconômicas se alteraram.² Os estudos indicaram que, pelo menos para algumas empresas, o risco sistemático de suas ações estava relacionado às alterações de variáveis macroeconômicas.

² Robichek e Cohn (1974) analisaram o comportamento do beta das empresas mediante o cruzamento dos períodos em que a taxa média mensal de inflação ficou abaixo e acima de 0,273%, com períodos em que a taxa média mensal de crescimento econômico real ficou abaixo e acima 0,360%. Portanto, quatro faixas foram estabelecidas.

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. Portanto, problemas de erros de medidas gerados por essa combinação tendem a afetar retorno de mercado e, por fim, os betas de ativos.

Goldenberg (1985) argumenta que, à medida que há alteração de preços dos ativos individuais, o peso de cada ativo individual na carteira de mercado também se altera. Essa alteração de pesos implica numa alteração dos betas dos ativos individuais em resposta às alterações do nível da carteira de mercado. Portanto, numa carteira de mercado, o beta de ativos individuais depende de seu peso nessa carteira, que, por sua vez, depende do preço relativo do ativo individual em relação aos preços dos demais ativos da carteira. Conseqüentemente, isso acarreta instabilidade ao beta de ativos individuais.

Damodaram (1997) e Seitz e Ellison (1999) apontam três fatores que explicam o beta das empresas: (i) tipo de negócio: quanto maior a sazonalidade 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 essa alavancagem, 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 contribuía para a variação do beta no mercado australiano. Analisaram o período de janeiro/1974 a dezembro/1992, dividindo-o em quatro subperíodos. Aplicaram o Teste de Ponto Ótimo (teste POI) desenvolvido por Brook (1995) que visa testar a presença de heteroscedasticidade e a instabilidade do beta considerando a metodologia de Hildreth e Houck (1968) descrita em maiores detalhes no apêndice 2.1. Os resultados, com base nesse teste, revelaram que 31,4% dos betas estimados no primeiro período foram instáveis; 21,5%

no segundo; 12,9% no terceiro e 18% no quarto. Incluíram uma variável *dummy* para capturar o efeito da sazonalidade de janeiro, julho e agosto. Aproximadamente, 18% de 303 ações ao nível de 5% de significância apresentaram efeito sazonal significativo e, portanto, tiveram a hipótese de beta constante rejeitada. A conclusão é que o efeito calendário não causou impacto relevante na variação do beta ou instabilidade desse coeficiente.

Brooks *et al.* (1997b), também, examinaram se a formação de carteiras contribui para a redução da instabilidade do beta no mercado de ações australiano no período de janeiro/1978 a setembro/1987. As carteiras foram compostas tanto por ações que apresentaram betas constantes como por ações que apresentaram betas instáveis no tempo. O estudo trabalhou com uma composição de 100 carteiras com três diferentes tamanhos: 5 ações; 10 ações; e 20 ações. Os resultados mostraram que, mantendo um número fixo de ações com betas constantes e aumentando o tamanho da carteira, piorava a estabilidade do beta da carteira. Por outro lado, à medida que aumentava a proporção de ações com betas constantes na carteira, melhorava a estabilidade do beta da carteira. Esses resultados, segundo os autores, são consistentes com o efeito diversificação.

3 REVISÃO DA LITERATURA QUE ANALISA A ESTABILIDADE DO COEFICIENTE BETA

O trabalho pioneiro de Blume (1971) mostrou que o beta de uma carteira é mais estável ao longo do tempo do que o beta de um título individual. Foram analisados os retornos mensais das ações negociadas na Bolsa de Valores de Nova Iorque, no período de julho/1926 a junho/1968, ajustadas aos ganhos de capitais e dividendos. A amostra foi dividida em 6 subperíodos com um intervalo de 7 anos em cada período. As carteiras foram montadas em cada subperíodo de acordo com o beta dos ativos, sendo a primeira carteira a composta pelas ações com menores betas e a última com maiores betas. A composição de cada carteira formada foi mantida constante ao longo dos 6 subperíodos. O número de ativos por carteira variou para cada experimento de 1, 2, 4, 7, 10, 20, 35, 50, 75 e 100 ativos. Foram estimados os coeficientes de correlação entre os betas das carteiras de mesmo *ranking* nos diversos subperíodos.

Observou-se que, à medida que adicionava ativos à carteira, o coeficiente de correlação aumentava indicando melhora na estabilidade do beta da carteira. Numa carteira com 50 ativos, por exemplo, o coeficiente de correlação dos coeficientes betas de diversos subperíodos estimados foi igual a 0,98. Da mesma forma, à medida que decrescia o número de ativos na carteira, piorava o coeficiente de correlação e a estabilidade do beta da carteira.

Levy (1971), também, buscou evidências se a formação de carteiras com mais ou menos ativos tinha impacto na constância do coeficiente beta. Analisou retornos semanais de uma amostra com 500 ações ordinárias negociadas na Bolsa de Valores de Nova Iorque, no período de 30/12/1960 a 18/12/1970, portanto, 520 semanas (10 anos). Foram calculados 10 betas para cada ação, considerando o intervalo de 52 semanas para cada beta, ou seja, 1 ano. O índice de mercado utilizado foi o S&P 500. Os ativos foram ordenados por seus betas para alocação em carteiras e o número de ações por carteiras variou para cada experimento de 5, 10, 25 e 50, sendo construídas 100, 50, 20 e 10 carteiras, respectivamente. Assim como Blume (1971), observou que os coeficientes de correlação entre os betas aumentavam com o maior número de ativos na carteira. Estimou betas com intervalos menores: 13 e 26 semanas e os resultados, também, apontaram que a correlação entre betas aumentava em carteiras com o

número maior de ações. Ao comparar os resultados de 26 e 52 semanas, não observou alterações significativas nas correlações geradas entre betas, mas, quando se compararam os resultados das correlações de betas de 13 semanas com de 52 semanas, foi observado que as carteiras de 52 semanas com mais ações são melhores para avaliar a estacionariedade. Levy concluiu, então, que havia evidência de melhora na constância do beta à medida que se adicionavam ações às carteiras e quando aumentava o intervalo de estimação de beta, por exemplo, de 13 para 52 semanas.

Klemkosky e Martin (1975) compararam três abordagens³ para avaliar a acurácia do coeficiente beta em termos de previsão: o trabalho desenvolvido por Blume (1971), a abordagem bayesiana definida por Vasicek (1973) e o modelo definido por Merrill Lynch, Pierce, Fenner & Smith Inc. (MLPFS).⁴ A medida estatística usada para avaliar a quebra estrutural foi Erro Quadrático Médio (EQM), que consiste no quadrado da diferença entre o coeficiente beta estimado para o período t (beta realizado) com o beta estimado para o período $t+1$ (beta previsto), dividido pelo número de observações. O erro quadrado foi decomposto em três componentes: (i) viés, que indica a diferença entre a média prevista e a realizada; (ii) ineficiência, que indica uma tendência para a previsão do erro ser positivo para valores baixos de beta previsto e negativo para valores altos e (iii) erro ou componente aleatório. Os betas foram estimados de acordo com a equação (1) com retornos mensais, no período de julho/1947 a junho/1972 por meio da base de dados do CRSP da Universidade de Chicago, em períodos sucessivos de cinco em cinco anos. Os autores encontraram evidência de que o EQM total diminuiu com o aumento do número de ativos na carteira e que essa redução se deve, principalmente, ao componente do erro ou componente aleatório. Os componentes de viés e eficiência permaneceram praticamente inalterados.

A seguir, Klemkosky e Martin (1975) fizeram o ajustamento das previsões de betas usando as abordagens mencionadas inicialmente. Comparando-se os ajustamentos baseados nos procedimentos de Blume (1971), Vasicek (1973) e MLPFS, observou-se que, tanto para ativos individuais quanto para carteiras com dez ativos, o modelo de MLPFS, no período 2, apresentou o menor EQM e, portanto, o melhor resultado, seguido pelos modelos de Blume e

³ As correções dos betas baseados nessas abordagens estão discutidas no subitem 2.3 do Apêndice.

⁴ Klemkosky e Martin (1975), apenas, citam o teste, porém, não dão a indicação da referência e ano da publicação.

modelo bayesiano. Nos períodos seguintes – períodos 3 e 4 –, a abordagem bayesiana foi o modelo que apresentou o melhor resultado em termos de redução do EQM.

Os pesquisadores sugerem ao concluírem o trabalho, que a previsão do beta poderia ser melhorada mediante a combinação da abordagem bayesiana como estimador do beta em $t+1$ e uma composição de carteira de tamanho razoável.⁵ Isso proporcionaria ao coeficiente beta uma característica de alta previsibilidade.

Alexander e Chervany (1980) analisaram qual o tamanho ótimo de intervalo para estimação de betas no mercado americano. Foram analisadas as estimações de betas de 160 ações ordinárias listadas na Bolsa de Valores de Nova Iorque, no período de 1950 a 1967, considerando retornos mensais. Testaram os intervalos de 1, 2, 4, 6 e 9 anos, ou seja, de 12 meses a 72 meses de observações, gerando de 18 betas no intervalo de 1 ano a 2 betas no intervalo de 9 anos: no total, 36 betas foram calculados por ação. Por meio da estatística do teste de Desvio Médio Absoluto (DMA), definido na equação (2), foram calculadas as alterações de betas considerando os diferentes intervalos. Observaram que o tamanho de intervalo que apresenta maior estabilidade de betas é entre 4 e 6 anos.

$$DMA = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |\beta_i - \beta_{t+1}| \quad (2)$$

em que:

N corresponde ao tamanho da amostra: número de ativos;

β_t corresponde ao beta estimado no período t ;

β_{t+1} corresponde ao beta estimado no período $t+1$.

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 coeficiente beta é instável e quanto maior o tamanho dos intervalos das

⁵ Os pesquisadores não apontam de quanto seria esse número. Na composição das carteiras, o máximo de ativos que utilizaram foram 10 ativos e foi observada redução do EQM à medida que adicionavam ativos à carteira.

observações, maior foi a variação do beta. Segundo os pesquisadores, esse resultado é uma evidência de que a estimativa padrão do beta é viesada. Esse problema foi denominado de viés de efeito-intervalo. Também, observaram que, quando o tamanho do intervalo aumenta, o erro quadrático médio diminui indicando um coeficiente beta mais adequado.

Gregory-Allen *et al.* (1994) compararam a estabilidade de betas estimados por MQO com betas estimados mediante o procedimento de Newey e West (1987) para a correção de heteroscedasticidade e correlação serial. O estudo avaliou os resultados de betas estimados para ações individuais e carteiras, diferentes intervalos e números de observações⁶ para estimação. Foi observado que a adoção do procedimento de Newey e West (1987) melhorava a estabilidade do beta, entretanto, o agrupamento de ativos em carteiras não melhorava sensivelmente a estabilidade da estimativa do parâmetro quando comparado a ativos individuais.

Chawla (2001) investigou se betas de 36 ações negociadas no mercado acionário indiano eram estáveis no período de março/96 a março/2000. Calculou 48 retornos mensais para cada uma das ações e o coeficiente beta dessas ações, usando o MQO. A seguir, as ações foram classificadas por atividade econômica e distribuídas em 9 classes setoriais. O intervalo de tempo foi dividido em quatro subperíodos em 12 meses cada um. Acrescentou na estimação de betas variáveis de controle para cada um dos quatro subperíodos. Os testes mostraram que os coeficientes das variáveis de controle de subperíodos foram significativamente diferentes de zero, rejeitando a hipótese nula de beta constante ao longo do tempo para as ações no mercado indiano.

Panetta (2002) procurou identificar quais variáveis econômicas afetavam os retornos de ativos e, por consequência, a medida de risco, no mercado acionário italiano. Foram selecionadas as seguintes variáveis macroeconômicas: 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\$. O período analisado foi de janeiro/1979 a dezembro/1994 (16 anos – 192 meses), divididos em 4 subperíodos de 48 meses cada subperíodo. A estabilidade do beta foi estimada com base no coeficiente de correlação entre

⁶ Número de dias de negociação.

subperíodos e também o teste de Wald. A conclusão do autor, ao analisar 16 anos de retornos, é que a instabilidade do parâmetro de risco representa um problema sério. A sensibilidade do risco sistemático em relação às variáveis macroeconômicas apresentou-se altamente instável tanto para ativos individuais quanto para as carteiras selecionadas. Observou que a instabilidade do beta não ficou restrita a um único subperíodo de tempo, mas foi observada, também, nos outros subperíodos da amostra.

Odabasi (2003) analisou a estabilidade de betas de 100 ações negociadas na Bolsa de Valores de Istambul, na Turquia, considerando os retornos semanais e mensais, no período de 1992 a 1999. Foram testados os betas estimados num intervalo de tempo de 1, 2, 4 e 8 anos, e observou que quanto menor o período de estimação menor é a instabilidade do risco sistemático. Atribuiu esse resultado à instabilidade do ambiente de negócios e mercado acionário na Turquia. Os betas estimados por MQO, também, apresentaram bastante instabilidade. Para aumentar a constância das estimativas do coeficiente de risco sugeriu a abordagem bayesiana proposta por Vasicek (1973) e a adoção do método de Lead-Lag proposto por Dimson (1979) para corrigir problemas de pouca liquidez.

Em trabalho anterior, Odabasi (2000) analisa a estabilidade do coeficiente de risco de 100 ações negociadas na Turquia, no período de janeiro/92 a janeiro/97. Encontra resultados diferentes do que foi mencionado no trabalho apresentado em 2003, pois quanto maior o tamanho do intervalo de estimação, mais estacionário era o beta. Igualmente, observou que a estabilidade das estimativas aumentava à medida que se adicionavam ativos à carteira. Analisando a matriz de transição, observou que os betas dos ativos tende a não se manter na mesma classe de risco que estavam no período anterior.

No Brasil, Cecco (1988) testou a estabilidade do beta na Bolsa de Valores de São Paulo replicando os trabalhos de Blume (1971), Levy (1971), Klemkosky e Martin (1975) e concluiu que o coeficiente beta apresentou maior estabilidade quando adicionava ativos à carteira. Para betas de ativos individuais não foi observado estabilidade. Quanto ao período de tempo, a estabilidade do beta mostrou-se importante para intervalos de tempos maiores, ou seja, à medida que aumentava o intervalo para estimação do beta, melhorava a constância do parâmetro. Na seqüência, classificou os betas em classes de risco e observou que os betas não permaneceram na mesma classe de risco que estavam no período anterior, ou seja, havia uma

pequena evidência de que os betas se mantivessem na mesma classe de risco de um período para outro.

Carareto (2002) estimou e analisou o comportamento do risco sistemático de cinco empresas de segmentos da atividade econômica diferentes no mercado brasileiro usando o *Capital Asset Pricing Model – CAPM*. Adotou como índice de mercado o Ibovespa e como taxas livres de risco o CDI e a SELIC. As empresas analisadas nesse estudo foram: Perdigão (alimentos); Unibanco (financeiro); Lojas Americanas (varejo); Gerdau (metalúrgico); e Ambev (bebidas), com cotações diárias no período de 1994 a 2001. O autor dividiu o período de tempo em dois subperíodos e colocou uma variável *dummy* controlando se a observação correspondia ao primeiro ou ao segundo subperíodo. Não se rejeitou a hipótese nula de que o coeficiente da variável *dummy* foi igual a zero e, conseqüentemente, não foi identificada quebra estrutural significativa no beta dessas cinco empresas.

4 EXPLICAÇÃO DOS TESTES DE QUEBRAS ESTRUTURAIS

4.1 Teste de Chow

Para que se possa aplicar o teste de Chow (1960), seleciona-se uma data específica na amostra para investigar se houve quebra estrutural. Esse teste permite avaliar se os resultados dos dois conjuntos de dados, antes e depois da data selecionada, permanecem inalterados, ou seja, se não apresentam mudanças estruturais. Portanto, 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:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 \quad (3)$$

$$H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \quad (4)$$

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 (5):⁷

$$F = \frac{(S_0 - S_1 - S_2) / k}{(S_1 - S_2) / (n_1 - n_2 - 2k)} \quad (5)$$

⁷ Baseado na definição em Heij *et al.* (2004).

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.

4.2 Testes de quebras estruturais quando não se conhece o ponto de quebra estrutural

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 possível impacto 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 do parâmetro de interesse (π) diante da hipótese alternativa (H_1).

Os testes de Andrews (1993) e Andrews e Ploberger (1994) foram aplicados em alguns trabalhos brasileiros. Dias e Castro Jr. (2002/2003) analisaram se houve quebras estruturais na formação bruta de capital fixo no Brasil e concluíram que não houve mudança estrutural no período analisado de 1952 a 1998. Cerqueira (2006) analisou a dinâmica da inflação brasileira no período de 1960 a 2005 e identificou três fases distintas para a inflação brasileira: 1960.01 a 1986.02; 1986.03 a 1990.04 e 1990.05 a 1994.06. Cysne *et al.* (2006) analisaram se a alteração das alíquotas do PIS e da Cofins, instituída por meio da Lei nº 10.833 de janeiro de 2004, provocou quebras estruturais na dinâmica da inflação brasileira ou teve algum efeito sobre o nível da inflação. Concluíram que não houve quebra estrutural para os índices agregados de preços – IGP e IPC, e, praticamente, nenhuma no caso dos subíndices de inflação (Habitação e Combustíveis de Uso Doméstico). No entanto, foram detectadas quebras no subíndice Plano de Saúde.

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_t e δ_0 em que $t = 1, 2, \dots, T$, é dada por:

$$H_0 : \beta_t = \beta_0 \text{ onde } t \geq 1 \text{ para } \beta_0 \in B \subset R^p \quad (6)$$

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 considerando a mudança estrutural em um determinado ponto dado por:

$$H_{1T}(\pi) : \beta_t = \begin{cases} \beta_1(\pi) & \text{para } t = 1, \dots, T\pi \\ \beta_2(\pi) & \text{para } t = T\pi + 1, \dots, T \end{cases} \quad (7)$$

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 é o 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 de 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 I . 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% apontados.

As estatísticas testadas são:

$$\sup_{\pi \in I} W_T(\pi), \quad \sup_{\pi \in I} LM_T(\pi), \quad \sup_{\pi \in I} LR_T(\pi) \quad (8)$$

É possível ocorrerem 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, $I \subset (0, 1)$ 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 (I) será $(0, 1)$. Quando isso ocorre, os testes resultantes da

equação (8) 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). Embora os testes $\sup_{\pi \in \Pi} W_T(\pi)$, $\sup_{\pi \in \Pi} LM_T(\pi)$, e $\sup_{\pi \in \Pi} LR_T(\pi)$ sejam definidos considerando alternativas mais restritivas, 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).

Em relação à distribuição das estatísticas da equação (8), essas seguem uma distribuição qui-quadrada sob a hipótese nula para π fixado no intervalo restrito $\pi \in (0, 1)$.

A seguir, considere o caso em que a amostra foi dividida em duas partes: $t = 1, \dots, T\pi$, e $t = T\pi + 1, \dots, T$, o parâmetro β assume o valor β_1 para a primeira parte da amostra e β_2 para a segunda parte da amostra, e o parâmetro δ será constante em toda amostra. Andrews define o parâmetro desconhecido de interesse da seguinte forma:

$$\theta = (\beta_1', \beta_2', \delta')' \in \Theta = B \times B \times \Delta \subset R^p \times R^p \times R^q. \quad (9)$$

Em que θ é o parâmetro desconhecido de interesse; Θ corresponde ao conjunto de tetas (θ) calculados na amostra; $\beta_1(\pi)$ são os coeficientes betas calculados para a primeira parte da amostra; $\beta_2(\pi)$ são os coeficientes betas calculados para a segunda parte da amostra; $t = 1, \dots, T\pi$ é a subamostra inicial; $t = T\pi, \dots, T$ é a subamostra final; B é o conjunto de betas (β_1 e β_2) calculados na amostra; Δ é o conjunto de deltas (δ) calculados na amostra; R^p é o conjunto de parâmetros calculados de dimensão p – sendo o conjunto de betas um subconjunto de R^p ; R^q = o conjunto de parâmetros calculados de dimensão q – sendo o conjunto de deltas um subconjunto de R^q .

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:

$$W_T(\pi) = T(\hat{\beta}_1(\pi) - \hat{\beta}_2(\pi))' \times \times (\hat{V}_1(\pi)/\pi + \hat{V}_2(\pi)/(1-\pi))^{-1} (\hat{\beta}_1(\pi) - \hat{\beta}_2(\pi)) \quad (10)$$

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 definidos pela *tabela I* em Andrews (2003)⁸ ao nível de significância adotado.

⁸ A tabela de valores críticos disponibilizada em Andrews (1993) foi corrigida parcialmente em Andrews (2003).

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 a amostra completa. Para um ponto de quebra π fixo, o teste *LM* corresponde a uma forma quadrática baseada no vetor da condição 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:

$$LM_T(\pi) = c_T(\pi)' (\hat{V}_1(\pi) / \pi + \hat{V}_2(\pi) / (1 - \pi))^{-1} c_T(\pi), \quad (11)$$

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:

$$LR_T(\pi) = T \bar{m}_T(\tilde{\theta}, \pi)' \hat{\gamma}(\pi) \bar{m}_T(\tilde{\theta}, \pi) - T \bar{m}_T(\tilde{\theta}(\pi), \pi)' \hat{\gamma}(\pi) \bar{m}_T(\tilde{\theta}(\pi), \pi) \quad (12)$$

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:

$$\sup_{\pi \in \Pi} LM_T(\pi) \quad \text{e} \quad \sup_{\pi \in \Pi} LR_T(\pi) \quad (13)$$

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.

4.2.1.4 Valores críticos assintóticos para os testes supremos⁹

Valores críticos c_α para os testes estatísticos $\sup_{\pi \in \Pi} W_T(\pi)$, $\sup_{\pi \in \Pi} LM_T(\pi)$, e $\sup_{\pi \in \Pi} LR_T(\pi)$ foram fornecidos na *tabela I* em Andrews (1993) e, por fim, corrigida parcialmente em Andrews (2003). Esses valores foram calculados baseados em suas distribuições assintóticas nulas. A tabela cobre os níveis de significância de $\alpha = 1\%$; 5% ; e 10% , o número de graus de liberdade $p = 1, 2, \dots, 20$, e o intervalo $\Pi = [\pi_0, 1 - \pi_0]$ para qualquer ordenação de valores de π_0 entre 0,05 e 0,50. Essa tabela está definida de forma a cobrir uma grande faixa de intervalos Π , porém, somente intervalos simétricos, ou seja, $\Pi = [\pi_0, 1 - \pi_0]$. Diante disso, tem-se: $\Pi = [\pi_1, \pi_2]$ para $0 < \pi_1 \leq \pi_2 < 1$. Os valores críticos apresentados na tabela dependem de π_1 e π_2 por meio do parâmetro lambda (λ) calculado da seguinte forma: $\lambda = \pi_2(1 - \pi_1) / (\pi_1(1 - \pi_2))$. Os valores calculados de λ correspondem a cada valor de π_0 considerado (i.e., $\lambda = (1 - \pi_0)^2 / \pi_0^2$). Os valores críticos são obtidos para todos os intervalos $\Pi = [\pi_1, \pi_2]$ os quais correspondem aos valores de $\lambda = \pi_2(1 - \pi_1) / (\pi_1(1 - \pi_2))$. A tabela cobre uma faixa de valores de λ de 1 a 361, portanto, permite analisar quase todos os intervalos de interesse. No entanto, caso a tabela não forneça um valor de λ desejado, pode-se, então, calculá-lo, bem como os valores críticos mediante o método de interpolação.¹⁰

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

Os testes supremos foram complementados posteriormente 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, a exemplo dos testes supremos, o parâmetro π que aparece somente sob a hipótese alternativa, mas não sob a hipótese nula, corresponde ao ponto de quebra estrutural. Por esse motivo, esses testes são

⁹ Baseado conforme definido por Andrews (1993), para maiores detalhes de toda a discussão vide artigo original.

¹⁰ Esse método para encontrar os valores críticos e o λ desejado está sugerido em Cysne *et al.* (2006).

considerados também um teste não padrão e necessita da apresentação de valores críticos para se avaliar a rejeição ou não da hipótese nula diante da constância do parâmetro. Considerando as propriedades de optimalidade assintótica dos testes do Multiplicador de Lagrange (LM), *Wald*, e Razão de Máxima Verossimilhança (LR) não valem diante de problemas não padrão (a informação só aparece diante da hipótese alternativa), assim, Andrews e Ploberger (1994) desenvolveram esses testes como alternativa para essa lacuna.

Para derivar o teste de otimização, foi considerada a função padrão da média móvel ponderada similar à que foi usada na definição do teste de Wald em 1943. Para quaisquer valores fixos de π , a função ponderada teria a mesma forma em relação àquelas utilizada por Wald, porém, Andrews e Ploberger (1994) consideraram múltiplos valores de π sob a hipótese alternativa. Os testes de otimização dependem da escolha da função ponderada j em relação aos valores de π .

Andrews e Ploberger apresentam os testes de otimização sob a forma de média exponencial. Por exemplo, 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 II e, ainda, que π corresponde a verdadeira quebra estrutural. Portanto, quebras estruturais em um determinado instante são representadas por:

π representa o momento da quebra estrutural como uma fração do tamanho da amostra; $(\delta'_1, \delta'_2)'$ 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:

$$\exp - LM_T = (1 + c)^{-p/2} \int \exp\left(\frac{1}{2} \frac{c}{1 + c} LM_T(\pi)\right) dJ(\pi) \quad (14)$$

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* ($Exp-W_T$) e *LR* ($Exp-LR_T$) 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. No limite, quando $c \rightarrow 0$, a estatística $exp-LM$ é igual à $average-LM$. Portanto, a estatística $average-LM$ corresponde ao limite da estatística $exp-LM$ que foi desenhada para alternativas que estão próximas da hipótese nula. Os testes de média e exponencial apresentam uma característica interessante, por exemplo, o teste exponencial está configurado para capturar grandes quebras estruturais distantes da hipótese nula; já o teste 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.

Quanto aos resultados de optimalidade assintótica, Andrews e Ploberger argumentam que eles podem ser interpretados de duas maneiras. Primeiro, eles 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 aos outros testes alternativos.

As propriedades de optimalidade assintótica da estatística do teste exponencial quando $c = 0$ e $c = \infty$ estão definidas mediante as equações (15) e (16), respectivamente. Quando $c = 0$, o teste é mais adequado para avaliar quebras estruturais que estão mais próximas à hipótese nula. No caso, quando o teste $c = \infty$, 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 $c \rightarrow \infty$.

$$\lim_{c \rightarrow 0} 2(ExpLM_{Tc} - 1) / c = \int LM_{Tc}(\pi) dJ(\pi) \quad (15)$$

$$\lim_{c \rightarrow \infty} \log((1+c)^{p/2} ExpLM_{Tc}) = \log \int \exp\left(\frac{1}{2} LM_T(\pi)\right) dJ(\pi) \quad (16)$$

Segundo Andrews e Ploberger, há duas formas para escolher a constante c . Pode-se escolher um valor fixo de c , tal como 0 ou ∞ , ou por simulação na determinação de c . No contexto de testes de quebras estruturais, o primeiro método é preferível, porque o poder e o tamanho das propriedades dos testes de otimização são relativamente insensíveis à escolha de c e, dado um valor fixo de c , os valores críticos podem ser tabulados, ou seja, basta reportar os valores críticos para apenas os dois casos limites, $c = 0$ e $c = \infty$. Desses dois, Andrews e Ploberger afirmam que $c = \infty$ parece ser ligeiramente preferível em termos de poder em relação a $c = 0$.

Os valores críticos reportados nas *tabelas I e II* em Andrews e Ploberger (1994, p. 1399-1402) consideram o caso em que $J(\cdot)$ é uniforme em relação a $[\pi_1, \pi_2]$ para $0 < \pi_1 \leq \pi_2 < 1$. Nesse caso, os pesquisadores mostram que os valores críticos (com seu limite normalizado com $c \rightarrow 0$ e $c \rightarrow \infty$) dependem de (π_1, π_2) somente mediante a escalar $\lambda = \pi_2(1 - \pi_1) / [\pi_1(1 - \pi_2)]$. 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: $\lambda = (1 - \pi_0)^2 / \pi_0^2$). Isso possibilita obter os valores críticos para todos os intervalos $\Pi = [\pi_1, \pi_2]$, os quais correspondem aos valores de $\lambda = \pi_2(1 - \pi_1) / [\pi_1(1 - \pi_2)]$ também tabulados ou podem ser obtidos. E a *tabela II* reporta os valores críticos assintóticos quando $c = 0$.

Quando o momento da quebra estrutural (se ocorrer) for completamente desconhecido, Andrews e Ploberger sugerem considerar $\pi_0 = 0.02$. Quando o momento da quebra estrutural é conhecido e cai em algum intervalo restrito $[\pi_1, \pi_2]$, então, o teste estatístico deveria incorporar essa informação para maximizar o seu poder, argumentam.

5 METODOLOGIA E BASE DE DADOS

5.1 Metodologia - Teste de quebras estruturais dos coeficientes betas do mercado acionário brasileiro

Para testar se os coeficientes 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 , que foram considerados 1%; 5% e 10%.

Os testes aplicados podem ser definidos como segue:

$$SupF = \sup F_i \quad (17)$$

$$AveF = \frac{1}{\bar{i} - \underline{i} + 1} \sum_{i=\underline{i}}^{\bar{i}} F_i \quad (18)$$

$$ExpF = \log \left(\frac{1}{\bar{i} - \underline{i} + 1} \sum_{i=\underline{i}}^{\bar{i}} \exp(0.5 F_i) \right) \quad (19)$$

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;

\bar{i} representa o final do intervalo restrito.

Os betas com dados de retornos semanais e mensais foram estimados, exogenamente, por MQO regredidos contra diferentes índices (Ibovespa e MCSI Brasil), no caso dos testes de Chow (1960) e, endogenamente, por MQO, nos casos de Andrews (1993), Andrews e Ploberger (1994).

Foi considerado para a definição do 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*. Andrews e Ploberger (1994) sugerem trabalhar um ponto de fracionamento de 2% quando o momento da quebra for completamente desconhecido.

A escolha dos índices Ibovespa e MSCI Brasil para fins de estimação de betas deveu-se à importância desses indicadores na avaliação de desempenho de ações. O índice Ibovespa corresponde ao principal indicador desempenho das ações no mercado brasileiro. Foi constituído em janeiro de 1968, tendo como valor base de 100 pontos. Atualmente, esse índice é composto por uma carteira teórica de 65 ações que correspondem a 80% das ações mais negociadas no pregão da Bovespa. As ações são classificadas em ordem decrescente de negociabilidade para determinar o peso de cada ação e considera-se 80% das ações que atenderam aos critérios definidos pela Bovespa para fins de apuração do índice. Esse indicador é revisado a cada 4 meses vigorando para os períodos de janeiro a abril, maio a agosto e setembro a dezembro e essa revisão é necessária para que a carteira teórica mantenha a representatividade no índice. No caso do índice MSCI Brasil, esse 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.¹¹ As ações são colocadas em ordem descendente por valor de mercado e considera-se 85% do universo dessas ações. Como critério de liquidez, considera-se a participação mínima de 50% da ação no pregão da Bovespa nos 12 meses anteriores para que o ativo possa fazer parte do índice calculado para o

¹¹ Para conhecer os critérios e metodologia em mais detalhes visitar os *sites*: <www.bovespa.com.br> para o índice Ibovespa e <www.msibarra.com> para o índice MSCI Brasil.

país. Esse índice é revisado a cada quatro meses, visando realinhar as alterações de representatividade ocorridas no período.

5.2 Base de dados

Foram coletadas séries de preços de fechamento semanais e mensais de 92 ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo – Bovespa, ajustada para proventos, e do índice Bovespa da base de dados da Economática e do índice 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 (20). As ações que não apresentaram as 145 observações foram retiradas da amostra, portanto, trabalhar-se-á com um painel balanceado. O período compreendeu dezembro/1994 a dezembro/2006. Nesse período, houve grandes instabilidades políticas e econômicas, caracterizadas pelas seguintes 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:

$$r_i = Ln(P_t / P_{t-1}) \quad (20)$$

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 . Só foram incluídas na amostra ações negociadas na Bovespa que tiveram negociações em todos os meses do período analisado, ou seja, em que houve 145 cotações de fechamento mensal no período de dezembro de 1994 a dezembro de 2006.

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. Com há restos na divisão de 92 ações por 5, 10, 15 e 23, a carteira composta pelos ativos de maior beta continha mais ativos do que as demais para comportar esses restos.

Na aplicação do teste de Chow, foi considerada a data central da amostra (o último dia útil de dezembro de 2000). Dividiu-se a amostra de n observações em duas subamostras: a primeira com n_1 observações para estimação anterior ao ponto de quebra e a segunda com $n_2 = n - n_1$ posterior ao ponto de quebra. O teste F foi obtido por meio da equação (5).

O Apêndice, item 3, contém um detalhamento dos intervalos de estimação de betas selecionados e o item 4 a composição das carteiras.

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.

Observa-se, de um modo geral, que 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 estáveis levemente superior a retornos semanais. A formação de carteiras, aparentemente, tende a melhorar a estabilidade dos betas estimados.

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. Os resultados pelo MSCI Brasil somente apresentaram superioridade, ou seja, menos quebras estruturais com betas de: 52 semanas, carteiras com 15 ativos e ao nível de significância de 5% e 10% (66,7% e 66,7% contra 83,3% e 100,0% do índice Ibovespa); 104 semanas, carteiras com 10 ativos e ao nível de significância de 1% e 5% (77,8% e 77,8% contra 100,0% do índice Ibovespa); 260 semanas, carteiras com 5 ativos (83,3%, 88,9%, e 88,9% contra 94,4% do índice Ibovespa nos três níveis de significância); e, por fim, 312 semanas, carteiras com 5 ativos (83,3%, 88,9%, e 94,4% contra 100,0% do índice Ibovespa nos três níveis de significância). Também há evidências de que, ao serem estimados os betas considerando períodos maiores aumenta o número de quebras estruturais. O Ibovespa, por exemplo, apresentou 100% de quebras estruturais com betas de 312 semanas em todas as carteiras e em todos os níveis de significância.

Para as carteiras mensais (Tabela 3), novamente, o índice Ibovespa foi superior ou igual ao índice MSCI Brasil na maioria dos casos. Os resultados pelo MSCI Brasil somente apresentaram superioridade com betas de: 36 meses, carteiras com 15 ativos e ao nível de significância de 10% (83,3% contra 100,0% do índice Ibovespa); 60 e 72 meses, carteiras com 10 ativos, em todos os níveis de significância (88,9 contra 100,0% do índice Ibovespa). Em

alguns casos, tanto o Ibovespa quanto o MSCI Brasil apresentaram 100% de quebras estruturais.

Pode-se concluir, então, com base nos resultados apresentados pelo teste de Chow, que há evidências de que o beta é instável ao longo do tempo. Uma possível explicação poderia ser que, na primeira parte da amostra (até dez/00), ocorreram as principais crises que afetaram as Bolsas mundiais: crise mexicana; crise da Ásia; crise da Rússia e crise da Bolsa Nasdaq. Além dessas crises, houve, ainda, a crise cambial brasileira em 99. Na segunda parte da amostra (a partir de janeiro de 2001), o período foi menos turbulento quando comparado à primeira parte. Verificou-se, em 2001, o problema de credibilidade no mercado por conta das eleições presidenciais no Brasil e a crise na Argentina com a declaração da moratória (dez/2001); a crise institucional na Venezuela, em 2002/2003, e o escândalo do mensalão no Congresso brasileiro em 2005/2006. Ao serem comparados os desvios-padrão das duas subamostras, observou-se que a primeira parte (até dez/00) apresentou um desvio de 12,9% contra 8% da segunda parte (após dez/00).

Pode ser um indício da limitação dessa metodologia, o fato de 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.

TABELA 1: TESTE DE CHOW
TAXA DE ATIVOS INDIVIDUAIS QUE APRESENTARAM QUEBRAS ESTRUTURAIS

AMOSTRA	BETAS	ÍNDICES					
		IBOVESPA			MSCI Brasil		
		$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$	$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$
ATIVOS SEMANAL	52 Semanas	84,8%	90,2%	90,2%	72,8%	77,2%	82,6%
	104 Semanas	89,1%	91,3%	93,5%	85,9%	90,2%	91,3%
	156 Semanas	90,2%	92,4%	95,7%	93,5%	95,7%	95,7%
	208 Semanas	83,7%	88,0%	89,1%	95,7%	97,8%	97,8%
	260 Semanas	79,3%	85,9%	85,9%	89,1%	89,1%	90,2%
	312 Semanas	93,5%	95,7%	96,7%	78,3%	88,0%	88,0%
ATIVOS MENSAL	12 Meses	56,5%	65,2%	70,7%	57,6%	63,0%	67,4%
	24 Meses	70,7%	76,1%	78,3%	77,2%	80,4%	82,6%
	36 Meses	85,9%	89,1%	90,2%	87,0%	90,2%	92,4%
	48 Meses	97,8%	98,9%	98,9%	97,8%	98,9%	98,9%
	60 Meses	97,8%	98,9%	98,9%	97,8%	98,9%	98,9%
	72 Meses	98,9%	98,9%	98,9%	98,9%	98,9%	98,9%

Obs.:

- . α é o Nível de Significância;
- . Graus de Liberdade são 2;
- . Número de Observações em 92 Ações:
 Semanal possui 626 observações;
 Mensal possui 144 observações.
- . Pontos específicos para teste de quebra:
 Semanal: ponto 313 em 29/12/00 - variação do Ibovespa 4,06%;
 Mensal: ponto 72 em dez/00 - variação do Ibovespa 13,84%;

Conforme apontado na literatura, vide Blume (1971), esperava-se que a estimação de betas, considerando períodos de tempos maiores e carteiras com mais ativos, minimizassem o nível de quebras estruturais. Isso indicaria evidências a favor da estabilidade do parâmetro de interesse. No entanto, não foi o que se observou. Possivelmente, fatores relevantes, ocorridos no primeiro período da amostra (primeira subamostra), elevaram, significativamente, as oscilações da Bolsa em contraste com a segunda parte da amostra (segunda subamostra). Isso pode ter influenciado, negativamente, o nível de quebras estruturais que foi bastante alto para o teste de Chow aplicado.

TABELA 2: TESTE DE CHOW (SEMANAL)
TAXA DE CARTEIRAS QUE APRESENTARAM QUEBRAS ESTRUTURAIS

BETAS DE CARTEIRAS	ÍNDICES					
	IBOVESPA			MSCI Brasil		
	$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$	$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$
52 Semanas						
5 Ativos	55,6%	66,7%	72,2%	77,8%	77,8%	77,8%
10 Ativos	77,8%	77,8%	77,8%	77,8%	77,8%	77,8%
15 Ativos	50,0%	83,3%	100,0%	66,7%	66,7%	66,7%
23 Ativos	50,0%	50,0%	75,0%	100,0%	100,0%	100,0%
104 Semanas						
5 Ativos	83,3%	83,3%	83,3%	83,3%	88,9%	88,9%
10 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	77,8%	77,8%	100,0%
15 Ativos	50,0%	66,7%	66,7%	100,0%	100,0%	100,0%
23 Ativos	50,0%	75,0%	75,0%	100,0%	100,0%	100,0%
156 Semanas						
5 Ativos	88,9%	94,4%	94,4%	88,9%	94,4%	94,4%
10 Ativos	88,9%	88,9%	88,9%	88,9%	88,9%	88,9%
15 Ativos	83,3%	83,3%	83,3%	100,0%	100,0%	100,0%
23 Ativos	75,0%	75,0%	75,0%	100,0%	100,0%	100,0%
208 Semanas						
5 Ativos	83,3%	83,3%	83,3%	88,9%	94,4%	100,0%
10 Ativos	55,6%	77,8%	77,8%	100,0%	100,0%	100,0%
15 Ativos	83,3%	83,3%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
23 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
260 Semanas						
5 Ativos	94,4%	94,4%	94,4%	83,3%	88,9%	88,9%
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	75,0%	75,0%	75,0%	100,0%	100,0%	100,0%
312 Semanas						
5 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	83,3%	88,9%	94,4%
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 é o Nível de Significância;
- . Graus de Liberdade são 2;
- . Número de Observações em 92 Ações:
Semanal possui 626 observações;
- . Pontos específicos para teste de quebra:
Semanal: ponto 313 em 29/12/00 - variação do Ibovespa 4,06%;

TABELA 3: TESTE DE CHOW (MENSAL)
TAXA DE CARTEIRAS QUE APRESENTARAM QUEBRAS ESTRUTURAIS

BETAS DE CARTEIRAS	ÍNDICES					
	IBOVESPA			MSCI Brasil		
	$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$	$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$
12 Meses						
5 Ativos	50,0%	61,1%	72,2%	61,1%	61,1%	66,7%
10 Ativos	22,2%	44,4%	55,6%	55,6%	66,7%	66,7%
15 Ativos	33,3%	33,3%	33,3%	66,7%	66,7%	83,3%
23 Ativos	25,0%	50,0%	50,0%	75,0%	75,0%	75,0%
24 Meses						
5 Ativos	61,1%	72,2%	72,2%	72,2%	77,8%	83,3%
10 Ativos	77,8%	77,8%	88,9%	77,8%	88,9%	88,9%
15 Ativos	66,7%	66,7%	66,7%	83,3%	83,3%	83,3%
23 Ativos	75,0%	75,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
36 Meses						
5 Ativos	72,2%	77,8%	83,3%	83,3%	83,3%	88,9%
10 Ativos	77,8%	77,8%	88,9%	88,9%	88,9%	88,9%
15 Ativos	83,3%	83,3%	100,0%	83,3%	83,3%	83,3%
23 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
48 Meses						
5 Ativos	72,2%	77,8%	83,3%	88,9%	88,9%	94,4%
10 Ativos	77,8%	77,8%	88,9%	88,9%	88,9%	88,9%
15 Ativos	83,3%	83,3%	100,0%	83,3%	100,0%	100,0%
23 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
60 Meses						
5 Ativos	94,4%	94,4%	94,4%	100,0%	100,0%	100,0%
10 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	88,9%	88,9%	88,9%
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	94,4%	94,4%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
10 Ativos	100,0%	100,0%	100,0%	88,9%	88,9%	88,9%
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 é o Nível de Significância;
- . Graus de Liberdade são 2;
- . Número de Observações em 92 Ações:
Mensal possui 144 observações.
- . Pontos específicos para teste de quebra:
Mensal: ponto 72 em dez/00 - variação do Ibovespa 13,84%;

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.

Observa-se que betas calculados com base em retornos mensais pelo índice Ibovespa são mais previsíveis do que betas calculados com base na amostra semanal. No caso específico do MSCI Brasil, observou-se o contrário. Parece que betas calculados com base na amostra semanal são mais previsíveis do que betas calculados com base na amostra mensal, embora essa diferença não seja, aparentemente, significativa.

TABELA 4: TESTE DE ANDREWS E PLOBERGER
TAXA DE ATIVOS INDIVIDUAIS QUE APRESENTARAM QUEBRAS ESTRUTURAIS

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

Obs.:

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

Na comparação entre índices, os betas calculados pelo MSCI Brasil mostraram-se mais estáveis do que os betas calculados pelo índice Ibovespa tanto na amostra semanal quanto na mensal. O MSCI Brasil foi superior ao Ibovespa em praticamente todos os níveis. Somente

em um único caso os resultados foram os mesmos (1,1% amostra mensal, teste *AVE LR* ao nível de significância 5%). Chama atenção que só foram observadas quebras estruturais de 2,2% na amostra semanal pelo índice MSCI Brasil no teste *MAX LR* ao nível de significância de 10%. E as quebras estruturais na amostra mensal foram relativamente baixas. O maior percentual foi 5,4% ao nível de significância de 10% no teste *EXP LR* e, no caso do teste *AVE LR*, 4,3%, também a 10% de significância.

Já com relação ao índice Ibovespa, chama a atenção que, diferente dos resultados apresentados pelo MSCI Brasil, em todos os níveis de significância observaram-se quebras estruturais. A amostra que apresentou as maiores quebras foi a semanal e na mensal foram observados níveis bastante reduzidos de mudanças estruturais. Isso dá uma indicação clara de que o parâmetro de interesse é mais estável ao se considerar dados mensais em vez de semanais. Os maiores índices foram de 23,9% na amostra semanal e 12,0% na amostra mensal a 10% de significância e considerando os testes *EXP LR* e *MAX LR*, respectivamente. O teste *AVE LR* apresentou 21,7% na amostra semanal e 6,5% na mensal, também a 10% de significância. Ao nível de significância de 1% e 5% foram apontados poucas quebras estruturais na amostra mensal: 1,1% para o teste *AVE LR*, 1,1% e 3,3% para os testes *EXP LR* e *MAX LR*, respectivamente.

Quanto à análise das carteiras com 5, 10, 15 e 23 ativos (Tabela 5), também parece haver evidências de que betas calculados pelo índice MSCI Brasil são mais estáveis do que betas calculados pelo índice Ibovespa. Observa-se na série do MSCI Brasil a ausência de mudanças estruturais, principalmente, a semanal. Apenas ao nível de significância de 10% e para carteiras com 5 ativos é que se observam quebras estruturais de 5,6% na amostra semanal quando se aplica o teste *MAX LR*. Para carteiras mensais, apenas ao nível de significância de 10% e para carteiras com 23 ativos, é que se observam quebras estruturais mais acentuadas (25% nos três testes aplicados). A 1% de significância, a hipótese nula (que não há quebra estrutural) não foi rejeitada em todos os testes, e a 5% de significância, a hipótese nula foi rejeitada em apenas 5,6% das carteiras com 5 ativos nos testes *EXP LR* e *MAX LR* aplicados.

Ao serem analisadas, mais detalhadamente, as carteiras pelo índice Ibovespa, nota-se que as carteiras com retornos semanais apresentam maior instabilidade do que as com retornos mensais. A 10% de significância e carteiras com 23 ativos, obtiveram-se 75% de quebras na

amostra semanal contra 50% da mensal. A 5% de significância e carteiras com 23 ativos, foram obtidos 50% de quebras na amostra semanal contra 25% da mensal. E a 1% de significância não foram observadas quebras estruturais nas amostras semanal e mensal com base nos testes *AVE LR* e *EXP LR*, respectivamente. Porém, observa-se certa instabilidade a 1% de significância para carteiras com 5 ativos na amostra semanal com quebras de 5,6% considerando o teste *EXP LR*, bem como a 1% de significância para carteiras com 5 ativos na amostra mensal com quebras, também, de 5,6% considerando o teste *AVE LR*. Quanto ao teste *MAX LR*, a 1% de significância, a amostra semanal apresentou 11,1% e 25% de quebras para carteiras com 5 e 23 ativos, respectivamente. Já a amostra mensal apresentou 5,6% de quebras para carteiras com somente 5 ativos.

A seguir, ajustou-se o ponto de fracionamento para 5% no recálculo dos testes exponenciais (os testes supremos foram mantidos a 15%). Esses resultados estão apresentados nas Tabelas 6 e 7.

Embora não tenham sido observadas variações relevantes, parece haver evidência de melhora na constância do parâmetro, considerando os testes exponenciais em ativos individuais, bem como carteiras, quando calculados com o ponto de fracionamento a 5%.

Na Tabela 6, nota-se que, na comparação entre índices, o MSCI Brasil continua sendo a *proxy* que melhor produz betas estáveis. Em somente um caso, teste *EXP LR*, a variação foi negativa na amostra mensal ao nível de significância de 5% (com 15% de ponto de fracionamento, tinha-se 2,2% de quebras, aumentou para 3,3% de quebras com 5% de ponto de fracionamento). Em dois casos na amostra mensal, houve redução dos níveis de quebras: testes *AVE LR* e *EXP LR*, ao nível de 5% e 10% de significância, respectivamente (com 15% de ponto de fracionamento tinha-se 1,1% e 5,4% de quebras nos testes *AVE LR* e *EXP LR*, respectivamente, diminuiu para 0,0% e 3,3% de quebras com 5% de ponto de fracionamento). No restante, os níveis de quebras foram mantidos.

Analisando o índice Ibovespa, também se observa melhora na constância do parâmetro tanto na amostra mensal como semanal. A amostra mensal continua sendo mais estável que a semanal. Somente em um caso – teste *AVE LR* – a variação aumentou na amostra semanal ao nível de significância de 5% (com 15% de ponto de fracionamento tinha-se 10,9% de quebras,

subiu para 13,0% de quebras com 5% de ponto de fracionamento). Em três casos na amostra semanal, houve redução dos níveis de quebras: no teste *AVE LR* a 5% de significância a redução foi de 21,7% de quebras para 20,7% e no teste *EXP LR* a 5% e 10% de significância as reduções foram de 17,4% e 23,9% para 16,3% e 21,7%, respectivamente. Na amostra mensal, também, observou-se reduções: no teste *AVE LR* a 1% de significância a redução foi de 1,1% de quebras para 0,0% e no teste *EXP LR* a 10% de significância a redução foi de 12,0% de quebras para 9,8%. No restante, os níveis de quebras foram mantidos.

Ao serem analisadas as carteiras, também, foram notadas reduções de quebras estruturais. O MSCI Brasil continua apresentando os menores níveis de alterações estruturais em relação ao Ibovespa. Em determinados casos, as reduções foram a zero. Foi o caso na amostra mensal, no teste *AVE LR*, a 1% e 10% de significância, a redução foi de 5,6% e 16,7% de quebras para 0,0% em carteiras com 5 e 15 ativos, respectivamente; e no teste *EXP LR*, a 10% de significância, a redução foi de 11,1% de quebras para 0,0% em carteiras com 10 ativos. No restante, os níveis de quebras foram mantidos.

TABELA 5: TESTE DE ANDREWS E PLOBERGER
TAXA CARTEIRAS QUE APRESENTARAM QUEBRAS ESTRUTURAIS

TESTE	BETAS DE CARTEIRAS	ÍNDICES					
		IBOVESPA			MSCI Brasil		
		$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$	$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$
	SEMANAL						
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%
	MENSAL						
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%
	SEMANAL						
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%
	MENSAL						
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%
	SEMANAL						
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%
	MENSAL						
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 é o Nível de Significância.
 - . Número de Parâmetros Testados são 2 (Intercepto e Beta);
 - . Ajuste do Ponto de Fracionamento foi definido em 15%;
 - . Número de Observações em 92 Ações:
 - Semanal possui 626 observações;
 - Mensal possui 144 observações.
- (*) Valores Críticos do Teste Max LR com base na tabela de Andrews (2003).

TABELA 6: TESTE DE ANDREWS E PLOBERGER
TAXA DE ATIVOS INDIVIDUAIS QUE APRESENTARAM QUEBRAS ESTRUTURAIS

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

Obs.:

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

No caso do Ibovespa, algumas reduções foram acentuadas, por exemplo, na amostra semanal, no teste *AVE LR*, a 5% de significância, a redução foi de 50,0% de quebras para 25,0% em carteiras com 23 ativos; no teste *EXP LR*, a 10% de significância, a redução foi de 75,5% de quebras para 50,0% em carteiras com 23 ativos. No caso da amostra mensal, no teste *AVE LR*, a 1% de significância, a redução foi de 5,6% de quebras para 0,0% em carteiras com 5 ativos; e no teste *EXP LR* a 5% de significância a redução foi de 16,7% de quebras para 0,0% em carteiras com 15 ativos. No restante, os níveis de quebras foram mantidos.

Diante do exposto, isso permite inferir que o coeficiente beta apresenta maior previsibilidade quando gerado com base no índice MSCI Brasil, portanto, mais adequado para a previsão do beta futuro. 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.

TABELA 7: TESTE DE ANDREWS E PLOBERGER
TAXA CARTEIRAS QUE APRESENTARAM QUEBRAS ESTRUTURAIS

TESTE	BETAS DE CARTEIRAS	ÍNDICES						
		IBOVESPA			MSCI Brasil			
		$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$	$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$	
	SEMANAL							
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%	
	MENSAL							
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%	
CARTEIRAS	SEMANAL							
	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%
	MENSAL	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%
	MAX LR (*)	SEMANAL						
		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%	
MENSAL		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 é o Nível de Significância.
- . Número de Parâmetros Testados são 2 (Intercepto e Beta);
- . Ajuste do Ponto de Fracionamento:
 - Testes Supremos foi definido em 15%;
 - Testes Exponenciais foi definido em 5%.
- . Número de Observações em 92 Ações:
 - Semanal possui 626 observações;
 - Mensal possui 144 observações.

(*) Valores Críticos do Teste Max LR com base na tabela de Andrews (2003).

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. Para analisar essas amostras, foram realizados 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, considerando o ponto central da amostra (último dia útil do mês de dezembro/00) como sendo um possível ponto de quebra estrutural, 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, porém, não foi observado que essa vantagem foi relevante ao ponto de sugerir-se uma determinada *proxy* para estimação de betas.

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 com betas de: 52 semanas, em carteiras com 15 ativos e ao nível de significância de 5% e 10%; 104 semanas, em carteiras com 10 ativos e ao nível de significância de 1% e 5%; 260 semanas, em carteiras com 5 ativos e em todos os níveis de significância; e, por fim, 312 semanas, em carteiras com 5 ativos em todos os níveis de significância.

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.

Em carteiras mensais, novamente, o índice Ibovespa foi superior em termos de redução de mudanças estruturais ou iguais ao índice MSCI Brasil na maioria dos casos. Os betas estimados com 52 semanas mostraram-se mais estáveis do que os betas de 312 semanas. Portanto, os períodos maiores de estimação deterioraram os níveis de quebras.

Uma possível explicação para esse desconforto em relação ao teste de Chow pode ter sido que, na primeira parte da amostra (até dez/00), ocorreram as principais crises que afetaram as Bolsas mundiais: crise mexicana; crise da Ásia; crise da Rússia e crise da Bolsa Nasdaq. Além dessas crises, verificou-se, ainda, a crise cambial brasileira em 99. Todos esses fatores contribuíram para o aumento da volatilidade das Bolsas e pode ter influenciado o nível de quebras estruturais elevados, apontados pelo teste de Chow.

Diante disso, 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.

Após o teste de Chow, foram analisadas todas as séries, considerando os testes *MAX LR* (teste supremo) definido por Andrews (1993), *AVE LR* e *EXP LR* (testes exponenciais) definidos por Andrews e Ploberger (1994). Os resultados apresentados indicaram que o coeficiente beta é sensível quando estimado contra *proxies* diferentes. Quando estimado pelo MSCI Brasil, calculado pelo Banco Morgan Stanley, esse parâmetro mostrou ser mais estável, pois apresentou um nível menor de quebras estruturais. Ao calcular-se o beta pelo Ibovespa, o número de quebras estruturais foram maiores nas duas amostras analisadas. Contudo, parece haver evidências de que a amostra mensal, que apresentou os menores índices de quebras, é mais estável do que a semanal.

Ao serem analisadas as carteiras, os resultados confirmaram o MSCI Brasil como a melhor *proxy* para a estimação do beta. Também, mostraram que a amostra semanal foi responsável pelos menores índices de quebras estruturais, porém, não foi invalidada a amostra mensal que se mostrou importante quando considerado determinado nível de significância, por exemplo, a 1%, as duas amostras apresentaram-se isentas de quebras nos três testes aplicados. E a 5% de significância, somente carteiras com 5 ativos apresentaram 5,6% de quebras estruturais.

Portanto, a amostra mensal, também, poderia ser considerada para fins de estimação do beta. Nesses casos, o beta seria um bom previsor do beta futuro.

Avaliações interessantes foram obtidas em estimações pelo índice Ibovespa. Ao contrário do que foi apontado pelo MSCI Brasil, os resultados pelo Ibovespa mostraram evidências a favor da amostra mensal quanto aos níveis de quebras estruturais. Em todos os testes aplicados de Andrews e Ploberger, os betas mensais mostraram-se mais estáveis que os betas semanais.

Diante disso, pode-se concluir o seguinte com base nesses testes:

- Quando se utilizam testes mais sofisticados, que não exigem que se estabeleça *a priori* um ponto de quebra estrutural, os resultados, contrariamente ao que diz a literatura, não representam evidência de que betas são estimativas instáveis. Portanto, a utilização de betas na apuração de custo de capital pode gerar menos problemas do que se acredita;
- Comparativamente, o MSCI Brasil apresentou melhores resultados que o índice Ibovespa para fins de estimação de betas mais estáveis. Esse resultado favorável ao MSCI Brasil, possivelmente, ocorreu devido à metodologia de cálculo desse índice que leva em conta a ponderação do valor de mercado das ações listadas na Bovespa que, intuitivamente, poderia indicar uma aproximação à carteira teórica do *Capital Asset Pricing Model – CAPM*.
- Caso se utilize o MSCI Brasil como *proxy* para estimar betas de ativos individuais, retornos semanais produzirão estimativas mais estáveis;
- Se a decisão for pelo uso do Ibovespa como *proxy* para ativos individuais, retornos mensais produzirão estimativas mais estáveis;
- As indicações acima também valem para carteiras.

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, R. D. *The Robustness of Point Optimal Testing for Rosenberg Random Regression Coefficients. Econometric Reviews*, v. 14, Issue 1, p. 35-53, 1995.

_____ *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.

CARARETO, Edson Soares. **Estimando e avaliando a estabilidade do beta em cinco empresas brasileiras após o Plano Real (1994-2001)**. Brasília, 2002. Dissertação (Mestrado) - Universidade Católica de Brasília.

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.

CERQUEIRA, Luiz Fernando. **Metodologia para a periodização endógena da taxa de inflação no Brasil e aproximação de seus modelos ARIMA, 1960 a 2005**. Textos para Discussão – TD 202. Rio de Janeiro, 2006. Faculdade de Economia, Universidade Federal Fluminense.

CHAWLA, Deepak. *Testing stability of beta in the Indian stock*. **Decision**, v. 8, n. 2, 07-12/2001.

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.

CYSNE, Rubens Penha *et al. Impacto do PIS e da COFINS na inflação: uma abordagem econométrica usando janela variável*. Rio de Janeiro, 2006. Ensaio Econômico, n. 640. Escola de Pós-Graduação em Economia, Faculdade Getúlio Vargas.

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

DIAS, Joilson; CASTRO JR, Vicente Junqueira. *Análise de quebra estrutural na formação de capital fixo no Brasil*. **Revista de Economia**. Curitiba, v. 28/29, (26-27), p. 257-274, 2002/2003.

DIMSON, Elroy. *Risk management when shares are subject to infrequent trading*. **Journal of Financial Economics**, v. 7, n. 2, p. 197-226, 06/1979.

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.

GOLDENBERG, David H. *Beta instability and stochastic market weights*. **Management Science**, v. 31, n. 4, p. 415-421, 04/1985.

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.

HILDRETH, Clifford; HOUCK, James P. *Some estimators for a linear model with random coefficients*. **Journal of the American Statistical Association**, v. 63, n. 322, p. 584-595, 06/1968.

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.

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

MARKOWITZ, Harry. *Portfolio selection*. **Journal of Finance**, v. 7, n. 1, p. 77-91, 03/1952.

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

NEWBY, 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.

ODABASI, Atilla. *Evidence on the stationarity of beta coefficients: the case of Turkey*. Draft, February, 2000. Bogazici University, Bebek, Istanbul 80815, Turkey.

_____. *An investigation of beta instability in the Istanbul stock exchange*. June, 2003. Faculty of Economics & Administrative Sciences, Bogazici University, Istanbul, Turkey.

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.

VALLS PEREIRA, Pedro L. **Notas de Aulas**. Curso de Econometria. Mestrado Profissional em Economia, Ibmec São Paulo, agosto de 2005.

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.

APÊNDICE

1 HIPÓTESES DO MODELO DE REGRESSÃO LINEAR¹²

Abaixo seguem as hipóteses que são necessárias para a obtenção dos estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) ou, em inglês, *Ordinary Least Squares* (OLS)

- 1.1. Os regressores são fixos e satisfazem $\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2 > 0$;
- 1.2. Os erros têm média zero, isto é, μ_1, \dots, μ_T são variáveis aleatórias com $E(\mu_t) = 0$ para $t = 1, \dots, T$;
- 1.3. Os erros são homoscedásticos, isto é, $E(\mu_t^2) = \sigma^2$ para $t = 1, \dots, T$;
- 1.4. Os erros são não correlacionados, isto é, $E(\mu_t \mu_s) = 0$ para todo $t \neq s$;
- 1.5. Os parâmetros são fixos, isto é, a, b e σ^2 são fixos e desconhecidos;
- 1.6. O modelo é linear, isto é, $y_t = a + bx_t + u_t$ e temos que $E(y_t) = a + bx_t$, $\text{var}(y_t) = \sigma^2$ e $\text{cov}(y_t, y_s) = 0$ para todo $t \neq s$.
- 1.7. Normalidade, as observações y_1, \dots, y_T são uma amostra aleatória cuja distribuição é normal. Essas hipóteses podem ser resumidas da seguinte forma: $y_t \sim \text{NI}(a + bx_t, \sigma^2)$ observe que os erros também terão distribuição normal.

¹² Fonte: Notas de Aulas do Prof. Pedro Valls. Curso de Econometria. Mestrado Profissional em Economia, Ibmec São Paulo, agosto de 2005.

2 OUTROS TESTES ECONOMÉTRICOS

2.1 Modelo de Hildreth-Houck¹³

Considere o modelo abaixo:

$$\beta_{it} = \bar{\beta}_i + \alpha_{it} \quad (21)$$

em que:

α_{it} : segue uma distribuição $IN(0, \lambda_0, \sigma^2)$.

Quando se assume que o beta segue a especificação de Hildreth-Houck (1968), a perturbação do modelo de mercado torna-se heteroscedástico. A forma da heteroscedasticidade causada pelo modelo de Hildreth-Houck é dado por:

$$\sigma_t^2 = \sigma^2 (1 + \lambda_0 R_{mt}^2) \quad (22)$$

R_m^2 = Retorno do índice usado como *proxy* ao quadrado.

¹³ Essa definição está apresentada no apêndice em Brooks *et al.* (1997b).

2.2 Teste de ponto ótimo de Brooks¹⁴

O teste de ponto ótimo proposto por Brooks (1995) tem como objetivo testar a presença de heteroscedasticidade quando o beta assume a especificação de Hildreth-Houck (1968). Esse teste rejeita a hipótese de que o beta é constante considerando pequenos valores estatísticos:

$$s(\lambda_0^*) = \tilde{\varepsilon}' \left(I + \lambda_0^* \sum \right)^{-1} \tilde{\varepsilon} / \hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon} \quad (24)$$

em que:

\sum = corresponde à diagonal matriz com o elemento típico R_{mt}^2 ;

$\tilde{\varepsilon}$ = corresponde ao vetor residual de MQG (Mínimos Quadrados Generalizados) estimados a partir do modelo de mercado definido;

$\left(I + \lambda_0^* \sum \right)$ = corresponde à matriz de covariância;

$\hat{\varepsilon}$ = corresponde ao vetor residual de MQO (Mínimos Quadrados Ordinários) estimados a partir do modelo de mercado definido.

Para que o teste seja operacional um valor para λ_0^* precisa ser escolhido. Brooks (1995) sugeriu escolher λ_0^* de modo que a persistência do teste seja igualada a 0,5 para um valor específico de λ_0 . A escolha para valores de λ_0^* pode ser encontrada na *tabela 8* abaixo.

TABELA 8: VALORES NECESSÁRIOS PARA CALCULAR O TESTE POI COM E SEM DUMMIES SAZONAIS

PERÍODO	SEM DUMMIES	DUMMY DE JANEIRO	TRÊS DUMMIES
1974-1978	0,009016	0,009456	0,009946
1978-1983	0,011607	0,012174	0,012163
1983-1987	0,013224	0,013423	0,01438
1988-1992	0,025198	0,025388	0,026644

¹⁴ Essa definição está apresentada no apêndice em Brooks *et al.* (1997b).

2.3 Procedimentos utilizados por Klemkosky e Martin (1975) para correção do coeficiente beta

2.3.1 Correção de betas proposta por Blume (1971)

O procedimento proposto por Blume (1971) visa corrigir a ineficiência gerada na previsão de betas. Segundo Klemkosky e Martin (1975), Blume usou uma regressão *cross-seccional* para betas de ativos computadas em dois períodos adjacentes como base para o ajustamento da previsão de beta no período subsequente. A equação proposta para ajuste corresponde a uma regressão linear em que o beta gerado no período t (β_{j1}) entra na regressão como uma variável independente para estimar a variável dependente, ou seja, o beta no período em $t+1$ (β_{j2}). Abaixo segue a equação de ajuste:

$$\tilde{\beta}_{j2} = \partial_0 + \partial_1 \tilde{\beta}_{j1} + \varepsilon_j \quad \text{para } j = 1, 2, \dots, m \quad (25)$$

em que:

m = corresponde ao número de ativos na amostra em *cross-seccional*;

∂_0 e ∂_i = correspondem aos coeficientes da regressão por MQO e

ε_j = corresponde ao termo de perturbação aleatória.

Ao usar esse procedimento de ajuste, o coeficiente β_{j2} ajustado (a saber, $\tilde{\beta}'_{j2} = \partial_0 + \partial_i \beta_{j2}$) é usado na previsão do beta do período subsequente β_{j3} .

2.3.2 Correção de betas proposta por Merrill Lynch, Pierce, Fenner & Smith Inc. (MLPFS)

Segundo Klemkosky e Martin (1975) o procedimento de ajustamento do coeficiente beta definido por MLPFS, a exemplo de Blume (1975), também é baseado numa regressão *cross-seccional* de betas históricos para períodos subseqüentes. Os betas estimados são corrigidos com base na seguinte equação:

$$\hat{\beta}''_{j1} = 1.0 + k(\beta_{j1} + 1.0) \quad \text{para } j = 1, 2, \dots, m \quad (26)$$

em que:

m = corresponde ao número de ativos na amostra em *cross-seccional*;

β_{j1} = corresponde ao coeficiente beta estimado para o ativo j no período 1 ;

k = corresponde a uma constante comum a todas as ações;

$\hat{\beta}''_{j1}$ = corresponde ao coeficiente beta ajustado para estimar o coeficiente beta β_{j2} .

2.3.3 Correção de betas pela abordagem bayesiana proposta por Vasicek (1973)

A estimação bayesiana proposta por Vasicek (1973) foi utilizada por Klemkosky e Martin (1975) também para fins de ajustamento dos betas. Com base nesse procedimento, a informação obtida da distribuição *cross-seccional* de coeficientes betas é usada para ajustar os betas da amostra. Esse procedimento utiliza a distribuição histórica de betas como uma *prior* a fim de prover o beta ajustado $\hat{\beta}'''_{j1}$ com base na equação abaixo.

$$\hat{\beta}'''_{j1} = \frac{\bar{\beta}_1 / S_{\bar{\beta}_1}^2 + \beta_{j1} / S_{\beta_1}^2}{1 / S_{\bar{\beta}_1}^2 + 1 / S_{\beta_1}^2} \quad (27)$$

em que:

$\hat{\beta}''_{j1}$ = corresponde à média da posterior da distribuição do beta do ativo j ;

$\bar{\beta}_1$ = corresponde à média da distribuição *cross-seccional* do beta do ativo para o período 1 ;

$S_{\bar{\beta}_1}^2$ = corresponde à variância da distribuição *cross-seccional* de betas no período 1 ;

β_{j1} = corresponde ao coeficiente beta estimado para o ativo j no período 1 ;

$S_{\beta_{j1}}^2$ = corresponde à variância do beta estimado β_{j1} .

3 COMPOSIÇÃO DOS INTERVALOS PARA CÁLCULO DOS BETAS

TABELA 9: COMPOSIÇÃO DOS INTERVALOS PARA CÁLCULO DOS BETAS

INTERVALOS PARA CÁLCULO DOS BETAS DE ATIVOS E CARTEIRAS - SEMANAL						
PERÍODO	BETAS (52 SEMANAS)	BETAS (104 SEMANAS)	BETAS (156 SEMANAS)	BETAS (208 SEMANAS)	BETAS (260 SEMANAS)	BETAS (312 SEMANAS)
Período 1	06/01/95 a 29/12/95	06/01/95 a 27/12/96	06/01/95 a 26/12/97	06/01/95 a 25/12/98	06/01/95 a 31/12/99	06/01/95 a 29/12/00
Período 2	13/01/95 a 05/01/96	13/01/95 a 03/01/97	13/01/95 a 02/01/98	13/01/95 a 02/01/99	13/01/95 a 07/01/00	13/01/95 a 05/01/01
Período 3	20/01/95 a 12/01/96	20/01/95 a 10/01/97	20/01/95 a 09/01/98	20/01/95 a 08/01/99	20/01/95 a 14/01/00	20/01/95 a 12/01/01
.
.
.
Período k-2	23/12/05 a 15/12/06	24/12/04 a 15/12/06	26/12/03 a 15/12/06	03/01/03 a 15/12/06	21/12/01 a 15/12/06	22/12/00 a 15/12/06
Período k-1	30/12/05 a 22/12/06	30/12/04 a 22/12/06	02/01/04 a 22/12/06	10/01/03 a 22/12/06	28/12/01 a 22/12/06	29/12/00 a 22/12/06
Período k	06/01/06 a 29/12/06	07/01/05 a 29/12/06	09/01/04 a 29/12/06	17/01/03 a 29/12/06	04/01/02 a 29/12/06	05/01/01 a 29/12/06

INTERVALOS PARA CÁLCULO DOS BETAS DE ATIVOS E CARTEIRAS - MENSAL						
PERÍODO	BETAS (12 MESES)	BETAS (24 MESES)	BETAS (36 MESES)	BETAS (48 MESES)	BETAS (60 MESES)	BETAS (72 MESES)
Período 1	Jan/95 a Dez/95	Jan/95 a Dez/96	Jan/95 a Dez/97	Jan/95 a Dez/98	Jan/95 a Dez/99	Jan/95 a Dez/00
Período 2	Fev/95 a Jan/96	Fev/95 a Jan/97	Fev/95 a Jan/98	Fev/95 a Jan/99	Fev/95 a Jan/00	Fev/95 a Jan/01
Período 3	Mar/95 a Fev/96	Mar/95 a Fev/97	Mar/95 a Fev/98	Mar/95 a Fev/99	Mar/95 a Fev/00	Mar/95 a Fev/01
.
.
.
Período k-2	Nov/05 a Out/06	Nov/04 a Out/06	Nov/03 a Out/06	Nov/02 a Out/06	Nov/01 a Out/06	Nov/00 a Out/06
Período k-1	Dez/05 a Nov/06	Dez/04 a Nov/06	Dez/03 a Nov/06	Dez/02 a Nov/06	Dez/01 a Nov/06	Dez/00 a Nov/06
Período k	Jan/06 a Dez/06	Jan/05 a Dez/06	Jan/04 a Dez/06	Jan/03 a Dez/06	Jan/02 a Dez/06	Jan/01 a Dez/06

4 MONTAGEM DAS CARTEIRAS

TABELA 10: DEFINIÇÃO DAS CARTERIAS

MONTAGEM DAS CARTEIRAS (144 MESES)							
EMPRESA	CÓDIGO AÇÃO	SEQ. RANK	BETAS (144 MESES)	CARTEIRA (5 AÇÕES)	CARTEIRA (10 AÇÕES)	CARTEIRA (15 AÇÕES)	CARTEIRA (23 AÇÕES)
FINOR PNAF	FNOR11	1	(0,15847)	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1
ALFA INVEST PN	BRIV4	2	(0,04785)	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1
ALFA INVEST ON	BRIV3	3	0,01081	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1
ALFA CONSORC PNF	BRGE12	4	0,03479	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1
ALFA HOLDING ON	RPAD3	5	0,04506	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1
ALFA CONSORC ON	BRGE3	6	0,06314	CARTEIRA 2	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1
FINAN PNAF	FNAM11	7	0,10014	CARTEIRA 2	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1
WEG PN	WEGE4	8	0,11392	CARTEIRA 2	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1
ALFA FINANC ON	CRIV3	9	0,11492	CARTEIRA 2	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1
ALFA FINANC PN	CRIV4	10	0,19775	CARTEIRA 2	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1
METAL LEVE PN	LEVE4	11	0,21553	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1
ARCELOR BR ON	ARCE3	12	0,23561	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1
FORJAS TAURUS PN	FJTA4	13	0,28267	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1
SAVIRG PN	VAGV4	14	0,28430	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1
ETERNIT ON	ETER3	15	0,28502	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2	CARTEIRA 1	CARTEIRA 1
AMBEV ON	AMBV3	16	0,33581	CARTEIRA 4	CARTEIRA 2	CARTEIRA 2	CARTEIRA 1
FRAS-LE PN	FRAS4	17	0,35070	CARTEIRA 4	CARTEIRA 2	CARTEIRA 2	CARTEIRA 1
ITAUSA ON	ITSA3	18	0,35288	CARTEIRA 4	CARTEIRA 2	CARTEIRA 2	CARTEIRA 1
SUDAMERIS ON	BFIT3	19	0,35665	CARTEIRA 4	CARTEIRA 2	CARTEIRA 2	CARTEIRA 1
M G POLIEST ON	RHDS3	20	0,38428	CARTEIRA 4	CARTEIRA 2	CARTEIRA 2	CARTEIRA 1
BARDELLA PN	BDLL4	21	0,39332	CARTEIRA 5	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2	CARTEIRA 1
IPIRANGA PET ON	PTIP3	22	0,39523	CARTEIRA 5	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2	CARTEIRA 1
PARANAPANEMA PN	PMAM4	23	0,39714	CARTEIRA 5	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2	CARTEIRA 1
COPEL ON	CPSL3	24	0,40757	CARTEIRA 5	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2	CARTEIRA 2
ALPARGATAS PN	ALPA4	25	0,42049	CARTEIRA 5	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2	CARTEIRA 2
PLASCAR PART PN	PLAS4	26	0,43060	CARTEIRA 6	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2	CARTEIRA 2
WLM IND COM PN	SGAS4	27	0,44641	CARTEIRA 6	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2	CARTEIRA 2
MARCOPOLO PN	POMO4	28	0,44885	CARTEIRA 6	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2	CARTEIRA 2
IPIRANGA REF PN	RIPI4	29	0,48574	CARTEIRA 6	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2	CARTEIRA 2
SOUZA CRUZ ON	CRUZ3	30	0,50115	CARTEIRA 6	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2	CARTEIRA 2
IOCHP-MAXION PN	MYPK4	31	0,52123	CARTEIRA 7	CARTEIRA 4	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2
SUZANO PAPEL PNA	SUZB5	32	0,52424	CARTEIRA 7	CARTEIRA 4	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2
FOSFERTIL PN	FFTL4	33	0,52624	CARTEIRA 7	CARTEIRA 4	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2
DURATEX PN	DURA4	34	0,52876	CARTEIRA 7	CARTEIRA 4	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2
VALE R DOCE ON	VALE3	35	0,54546	CARTEIRA 7	CARTEIRA 4	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2
V C P PN	VCPA4	36	0,54858	CARTEIRA 8	CARTEIRA 4	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2
COTEMINAS PN	CTNM4	37	0,54874	CARTEIRA 8	CARTEIRA 4	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2
IPIRANGA DIS PN	DPPI4	38	0,55241	CARTEIRA 8	CARTEIRA 4	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2
ARACRUZ PNB	ARCZ6	39	0,55398	CARTEIRA 8	CARTEIRA 4	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2
F CATAGUAZES PNA	FLCL5	40	0,55514	CARTEIRA 8	CARTEIRA 4	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2
IPIRANGA PET PN	PTIP4	41	0,56175	CARTEIRA 9	CARTEIRA 5	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2
ITAUBANCO ON	ITAU3	42	0,58026	CARTEIRA 9	CARTEIRA 5	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2
MANGELS INDL PN	MGEL4	43	0,59429	CARTEIRA 9	CARTEIRA 5	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2
TEKA PN	TEKA4	44	0,60265	CARTEIRA 9	CARTEIRA 5	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2
ELEVA ON	ELEV3	45	0,60870	CARTEIRA 9	CARTEIRA 5	CARTEIRA 3	CARTEIRA 2
CONFAB PN	CNFB4	46	0,61076	CARTEIRA 10	CARTEIRA 5	CARTEIRA 4	CARTEIRA 2

TABELA 10: DEFINIÇÃO DAS CARTERIAS (CONTINUAÇÃO)

MONTAGEM DAS CARTERIAS (144 MESES)							
EMPRESA	CÓDIGO AÇÃO	SEQ. RANK	BETAS (144 MESES)	CARTEIRA (5 AÇÕES)	CARTEIRA (10 AÇÕES)	CARTEIRA (15 AÇÕES)	CARTEIRA (23 AÇÕES)
KLABIN S/A PN	KLBN4	47	0,61083	CARTEIRA 10	CARTEIRA 5	CARTEIRA 4	CARTEIRA 3
VALE R DOCE PNA	VALE5	48	0,61750	CARTEIRA 10	CARTEIRA 5	CARTEIRA 4	CARTEIRA 3
SADIA S/A PN	SDIA4	49	0,61855	CARTEIRA 10	CARTEIRA 5	CARTEIRA 4	CARTEIRA 3
FERTIBRAS PN	FBRA4	50	0,64353	CARTEIRA 10	CARTEIRA 5	CARTEIRA 4	CARTEIRA 3
UNIPAR PNB	UNIP6	51	0,64885	CARTEIRA 11	CARTEIRA 6	CARTEIRA 4	CARTEIRA 3
MINUPAR PN	MNPR4	52	0,65778	CARTEIRA 11	CARTEIRA 6	CARTEIRA 4	CARTEIRA 3
AMBEV PN	AMBV4	53	0,65858	CARTEIRA 11	CARTEIRA 6	CARTEIRA 4	CARTEIRA 3
RANDON PART PN	RAPT4	54	0,66576	CARTEIRA 11	CARTEIRA 6	CARTEIRA 4	CARTEIRA 3
ITAUTEC ON	ITEC3	55	0,66645	CARTEIRA 11	CARTEIRA 6	CARTEIRA 4	CARTEIRA 3
GERDAU MET PN	GOAU4	56	0,67230	CARTEIRA 12	CARTEIRA 6	CARTEIRA 4	CARTEIRA 3
BRASKEM PNA	BRKM5	57	0,69343	CARTEIRA 12	CARTEIRA 6	CARTEIRA 4	CARTEIRA 3
BRADESCO ON	BBDC3	58	0,69738	CARTEIRA 12	CARTEIRA 6	CARTEIRA 4	CARTEIRA 3
INEPAR PN	INEP4	59	0,71013	CARTEIRA 12	CARTEIRA 6	CARTEIRA 4	CARTEIRA 3
AMPLA ENERG ON	CBEE3	60	0,71017	CARTEIRA 12	CARTEIRA 6	CARTEIRA 4	CARTEIRA 3
ITAUSA PN	ITSA4	61	0,71885	CARTEIRA 13	CARTEIRA 7	CARTEIRA 5	CARTEIRA 3
TELESP ON	TLPP3	62	0,74195	CARTEIRA 13	CARTEIRA 7	CARTEIRA 5	CARTEIRA 3
SID NACIONAL ON	CSNA3	63	0,74493	CARTEIRA 13	CARTEIRA 7	CARTEIRA 5	CARTEIRA 3
BANESPA ON	BESP3	64	0,74654	CARTEIRA 13	CARTEIRA 7	CARTEIRA 5	CARTEIRA 3
BRASIL ON	BBAS3	65	0,77040	CARTEIRA 13	CARTEIRA 7	CARTEIRA 5	CARTEIRA 3
ITAUBANCO PN	ITAU4	66	0,77318	CARTEIRA 14	CARTEIRA 7	CARTEIRA 5	CARTEIRA 3
TELESP PN	TLPP4	67	0,78086	CARTEIRA 14	CARTEIRA 7	CARTEIRA 5	CARTEIRA 3
CEMIG ON	CMIG3	68	0,78129	CARTEIRA 14	CARTEIRA 7	CARTEIRA 5	CARTEIRA 3
ACESITA ON	ACES3	69	0,82261	CARTEIRA 14	CARTEIRA 7	CARTEIRA 5	CARTEIRA 3
BRADESCO PN	BBDC4	70	0,83415	CARTEIRA 14	CARTEIRA 7	CARTEIRA 5	CARTEIRA 4
ACESITA PN (ACES4	71	0,84128	CARTEIRA 15	CARTEIRA 8	CARTEIRA 5	CARTEIRA 4
BANESPA PN	BESP4	72	0,85534	CARTEIRA 15	CARTEIRA 8	CARTEIRA 5	CARTEIRA 4
USIMINAS PNA	USIM5	73	0,85659	CARTEIRA 15	CARTEIRA 8	CARTEIRA 5	CARTEIRA 4
ESTRELA PN	ESTR4	74	0,86177	CARTEIRA 15	CARTEIRA 8	CARTEIRA 5	CARTEIRA 4
LOJAS AMERIC PN	LAME4	75	0,87604	CARTEIRA 15	CARTEIRA 8	CARTEIRA 5	CARTEIRA 4
AMAZONIA ON	BAZA3	76	0,88198	CARTEIRA 16	CARTEIRA 8	CARTEIRA 5	CARTEIRA 4
CESP ON	CESP3	77	0,91610	CARTEIRA 16	CARTEIRA 8	CARTEIRA 6	CARTEIRA 4
COPEL ON	CPLE3	78	0,92090	CARTEIRA 16	CARTEIRA 8	CARTEIRA 6	CARTEIRA 4
LIGHT S/A ON	LIGT3	79	0,92199	CARTEIRA 16	CARTEIRA 8	CARTEIRA 6	CARTEIRA 4
TELEMAR N L ON	TMAR3	80	0,93004	CARTEIRA 16	CARTEIRA 8	CARTEIRA 6	CARTEIRA 4
UNIBANCO PN	UBBR4	81	0,94165	CARTEIRA 17	CARTEIRA 8	CARTEIRA 6	CARTEIRA 4
TELEMAR N L PNB	TMAR6	82	0,94306	CARTEIRA 17	CARTEIRA 9	CARTEIRA 6	CARTEIRA 4
CEMIG PN	CMIG4	83	0,94616	CARTEIRA 17	CARTEIRA 9	CARTEIRA 6	CARTEIRA 4
CESP PNA	CESP5	84	0,94898	CARTEIRA 17	CARTEIRA 9	CARTEIRA 6	CARTEIRA 4
CELESC PNB	CLSC6	85	0,97288	CARTEIRA 17	CARTEIRA 9	CARTEIRA 6	CARTEIRA 4
GERDAU PN	GGBR4	86	0,99121	CARTEIRA 17	CARTEIRA 9	CARTEIRA 6	CARTEIRA 4
BRASIL TELECOM PN	BRTO4	87	1,01093	CARTEIRA 18	CARTEIRA 9	CARTEIRA 6	CARTEIRA 4
PETROBRAS ON	PETR3	88	1,08539	CARTEIRA 18	CARTEIRA 9	CARTEIRA 6	CARTEIRA 4
BRASIL TELECOM ON	BRTO3	89	1,11042	CARTEIRA 18	CARTEIRA 9	CARTEIRA 6	CARTEIRA 4
PETROBRAS PN	PETR4	90	1,14570	CARTEIRA 18	CARTEIRA 9	CARTEIRA 6	CARTEIRA 4
ELETRONORTE PNB	ELET6	91	1,14593	CARTEIRA 18	CARTEIRA 9	CARTEIRA 6	CARTEIRA 4
ELETRONORTE ON	ELET3	92	1,17477	CARTEIRA 18	CARTEIRA 9	CARTEIRA 6	CARTEIRA 4

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)