

TESTE DE ESTABILIDADES DOS COEFICIENTES BETAS DO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO

Recebido em **27.5.2019**
Aprovado em **18.6.2019**

Ronaldo Gomes Dutra-de-Lima

Doutor em Administração de Empresas pela Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas (Eaesp/FGV) e professor assistente doutor da Universidade Presbiteriana Mackenzie (UPM).

E-mail: ronaldo.lima@mackenzie.br

Andrea Maria Accioly Fonseca Minardi

Doutora em Administração de Empresas pela Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas (Eaesp/FGV) e professora do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

E-mail: minardi@insper.edu.br

Márcio Poletti Laurini

Doutor em Estatística pelo Instituto de Matemática, Estatística e Computação Científica da Universidade Estadual de Campinas (Imecc-Unicamp) e professor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo (FEA-RP/USP).

E-mail: laurini@fearp.usp.br

TESTE DE ESTABILIDADES DOS COEFICIENTES BETAS
DO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO**RESUMO**

O objetivo do trabalho é testar a estabilidade do beta de ações brasileiras quando não se conhece o ponto de quebra estrutural. Foram aplicados os testes de Andrews (1993) e Andrews e Ploberger (1994) para amostras semanais e mensais de 92 ações negociadas na BM&FBovespa, utilizando como *proxy* de mercado os índices Ibovespa e MSCI Brasil. A metodologia é quantitativa, baseada em testes econométricos avançados visando analisar a estabilidade do beta no tempo, sobre o qual ainda persistem controversas na literatura. Foram escolhidos períodos com várias crises mundiais que afetaram o mercado brasileiro. Os testes de Andrews (1993) e Andrews e Ploberger (1994) aplicados na avaliação da estabilidade do beta não rejeitaram a hipótese de que o coeficiente é estável no tempo. Adicionalmente, o artigo contribui com a literatura de finanças ao analisar a estabilidade do coeficiente de ações brasileiras por quebras estruturais e complementa essa literatura ao indicar que a utilização de testes econométricos sofisticados para avaliar o CAPM evidencia que betas não são tão enviesados como os estudos anteriores apontaram. Embora a estabilidade do beta tenha sido estudado na literatura de finanças, ainda é um tema controverso, e, no mercado acionário brasileiro, há poucos trabalhos que avaliaram o coeficiente com resultados divergentes. O beta é utilizado na precificação de ativos

e no cálculo do custo de capital de empresas ao avaliar projetos. Um beta enviesado poderia levar a decisões equivocadas quanto à aceitação ou rejeição de projetos ou analisar inadequadamente portfólios. O estudo mostra que, ao contrário do que preconizam alguns estudos nacionais e internacionais, o beta pode ser utilizado como um bom estimador do beta futuro ao utilizar o CAPM.

PALAVRAS-CHAVE

Estabilidade de beta. Quebras estruturais. Ponto de mudança estrutural desconhecido. Testes econométricos avançados. Índice Ibovespa. Índice MSCI Brasil.

RONALDO GOMES DULTRA-DE-LIMA,
ANDREA MARIA ACCIOLY FONSECA MINARDI, MÁRCIO POLETTI LAURINI

INTRODUÇÃO

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

Segundo o CAPM, como os investidores estão muito bem diversificados, só exigem remuneração pelo risco sistemático. O coeficiente beta é uma medida de risco sistemático dos ativos e indica como os retornos dos ativos se comportam em relação aos retornos da carteira de mercado. Dessa maneira, o retorno exigido pelo acionista corresponde à taxa de juros livre de risco acrescida do prêmio pelo risco de mercado multiplicado pelo coeficiente beta. Neste trabalho, não foram incorporados outros prêmios de risco pelo fato de isso ser considerado um tanto arbitrário, já que, por exemplo, o risco país e variáveis macroeconômicas são fatores de risco que afetam todo o mercado de ações, e

assim esses efeitos já deveriam ter sido capturados pela carteira de mercado (SANVICENTE, 2015). Portanto, a adição desses fatores só faria sentido se não estivessem apreçados na carteira de mercado. De forma análoga, a validade da adição dos fatores de risco do modelo de Fama e French (1993, 1996) também depende bastante do período da amostra que é escolhido na análise. Por exemplo, Varga e Brito (2016) apontam que, para a maioria de subamostras analisadas no mercado brasileiro, os fatores de risco adicionais de Fama e French (1993, 1996) não têm relevância para explicar os prêmios de risco. Argolo, Leal e Almeida (2012) também identificaram a vulnerabilidade da adoção do modelo de Fama e French (1993, 1996) no mercado acionário brasileiro, pois o modelo requer a formação de uma carteira diversificada com liquidez, porém há dificuldade em encontrar ações com tal liquidez. O segundo problema, apontado pelos autores, é que o Brasil viveu períodos de inflação elevada, o que pode gerar estimativas não confiáveis. Assim, concentramos nossa análise no CAPM, que é a referência mais robusta para a estimação de prêmios de risco para o mercado brasileiro.

TESTE DE ESTABILIDADES DOS COEFICIENTES BETAS
DO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO

Tradicionalmente, o coeficiente beta é estimado pelo método de mínimos quadrados ordinários (MQO), o que pressupõe estabilidade ao longo do tempo para assegurar a consistência do estimador. Diversos trabalhos acadêmicos, como Black Fraser e Power (1992), Bodurtha e Mark (1991), Bollerslev, Engle e Wooldridge (1988), Fabozzi e Francis (1978), Cohen *et al.* (1983), Fama e French (1992), Garcia e Ghysels (1998), Huang (2001), Koundouri *et al.* (2016) e Oliveira e Cunha (2017), encontraram evidências de que o risco sistemático estimado com séries históricas não é estável ao longo do tempo e, portanto, não adequado para prever os valores de estimadores futuros.

O objetivo deste trabalho é empregar a metodologia de Andrews (1993) e Andrews e Ploberger (1994), que permite investigar se houve quebras estruturais quando a data de quebra é desconhecida, para avaliar a estabilidade de betas estimados no mercado acionário brasileiro. Isso é relevante, pois betas instáveis podem gerar análises de apreçamento de ativos inadequadas e avaliação de projetos e empresas inconsistentes, levando a erros de mensuração.

Essa metodologia é superior às geralmente citadas na literatura, que selecio-

nam um ponto de quebra estrutural no tempo ou investigam quebras estruturais em determinados períodos. Outros trabalhos mais recentes foram encontrados na literatura, que também analisaram o beta variante ao longo do tempo e o CAPM (CHOUDHRY; WU, 2008; ENGLE; RODRIGUES, 1989; KOUNDOURI *et al.*, 2016; MAZZEU; COSTA JR.; SANTOS, 2013; OLIVEIRA; CUNHA, 2017; ZHANG; CHOUDHRY, 2017; ZHOU; PASEKA, 2017), sob diferentes contextos, e chegaram a resultados divergentes.

Este trabalho ainda se apresenta como relevante à medida que foram analisados os retornos semanais e mensais das ações negociadas na BM&FBovespa entre janeiro de 1995 e dezembro de 2006, bem como investigados os impactos na estabilidade do beta quanto aos índices de mercado utilizados: Ibovespa e MSCI Brasil; do tamanho do intervalo de estimação: 1, 2, 3, 4, 5 e 6 anos e do agrupamento dos ativos em carteiras compostas por 5, 10, 15 e 23 ativos.

Os resultados 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 e ao trabalho com ativos individuais e ativos em carteiras, diferentemente

RONALDO GOMES DULTRA-DE-LIMA,
ANDREA MARIA ACCIOLY FONSECA MINARDI, MÁRCIO POLETTI LAURINI

do que foi apontado em estudos setoriais de Oliveira e Cunha (2017) e de retorno de ações de Koundouri *et al.* (2016) e Blank *et al.* (2014) e Mazzeu, Costa Jr. e Santos (2013), que, ao trabalharem com o CAPM condicional, apontaram a superioridade desse modelo ante o CAPM incondicional, que, segundo esses autores, não apresenta resultados satisfatórios. Adicionalmente, Neslihanoglu *et al.* (2017) apresentam evidências de que o retorno de mercado de ações é mais bem explicado quando se utilizam modelos não lineares. No entanto, este artigo apresenta evidências de que é possível obter estabilidade do beta sob a ótica do CAPM quando se utilizam testes econométricos avançados. O pior resultado dos testes de estabilidade dos betas de ativos individuais mostrou que, em 23,9% da amostra, esse resultado foi rejeitado, mas, em diversos casos, a rejeição não superou 5%.

O restante deste artigo está estruturado da seguinte forma: na próxima seção, são discutidos fatores que podem gerar instabilidade de betas; em seguida, é apresentada uma revisão da literatura que investiga a estabilidade do beta; e, depois, são explicados os testes de quebras estruturais de Andrews (1993) e Andrews e

Ploberger (1994) aplicados às amostras. Há uma seção em que se descrevem a base de dados e a metodologia adotada; noutra, apresentamos e discutimos os resultados; e, por fim, apontamos as conclusões.

REVISÃO DA LITERATURA

Fatores que podem gerar instabilidade do coeficiente beta

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

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

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

A Equação 1 parte da versão de Black do CAPM, que considera que inexistente ativo livre de risco. O retorno do ativo livre de risco na versão de Sharpe-Lintner é substituído pelo retorno da carteira zero-beta, que é não observável. A Equação 1 trata o retorno da carteira zero-beta como desconhecido, porém o retorno da carteira zero-beta impacta somente a constante da

TESTE DE ESTABILIDADES DOS COEFICIENTES BETAS
DO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO

equação, e não o coeficiente beta, pois $\alpha_j = \mu_j + \beta_j (1 - \gamma)$, onde μ_j é o excedente de retorno do ativo j em relação ao equilíbrio previsto pelo CAPM e γ é o retorno não observável da carteira zero-beta (CAM-PBELL; LO; MACKINLAY, 1996).

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

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

Panetta (2002) analisou a relação entre variáveis macroeconômicas e o coeficiente beta no mercado acionário italiano no período de janeiro de 1979 a dezembro de 1994. Analisou as seguintes variáveis: produção industrial, preço do óleo cru importado, inovações na inclinação da estrutura a termo, alterações inesperadas na taxa de inflação e alterações na taxa de

câmbio lira/dólar. O autor concluiu que o beta dos ativos, bem como as carteiras em relação às variáveis macroeconômicas, é altamente instável.

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

Damodaram (1997) e Seitz e Ellison (1999) apontam que o beta das ações é explicado por três fatores:

- *Tipo de negócio*: quanto maior a sazonalidade das vendas do segmento de negócio em que a empresa se enquadra, mais elevado o beta.
- *Alavancagem operacional*: quanto mais altos forem 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.
- *Alavancagem financeira*: quanto maior for a relação entre capital de terceiros e capital próprio, maior será o retorno do

RONALDO GOMES DULTRA-DE-LIMA,
ANDREA MARIA ACCIOLY FONSECA MINARDI, MÁRCIO POLETTI LAURINI

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 a alavancagem financeira, seria esperado que o beta se alterasse com a mudança desses fatores. Yin *et al.* (2018) também analisaram se ajustes no beta variante no tempo sobrevivem diante das anomalias da reação de mercado em decorrência do anúncio de lucros das empresas. Os autores concluíram que há fortes alterações positivas ou negativas no preço das ações.

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

aumentava a proporção de ações com betas constantes na carteira, melhorava a estabilidade do beta da carteira. Segundo os autores, os resultados são consistentes com o efeito diversificação.

Estabilidade do coeficiente beta

O trabalho pioneiro de Blume (1971) no mercado acionário americano, no período de julho de 1926 a junho de 1968, com retornos mensais, mostrou que o beta de uma carteira é mais estável ao longo do tempo do que o beta de um título individual. Ao analisar carteiras com 1, 2, 4, 7, 10, 20, 35, 50, 75 e 100 ativos, observou que, à medida que adicionava ativos à carteira, o coeficiente de correlação serial dos betas estimados aumentava, indicando melhora na estabilidade do beta da carteira.

Levy (1971) também buscou evidências no mercado acionário americano utilizando uma amostra de 500 ações ordinárias, no período de 30 de dezembro de 1960 a 18 de dezembro de 1970 e com retornos semanais, para verificar se a formação de carteiras com 5, 10, 25 e 50 ativos e intervalos para estimação de betas de 13, 26, e 52 semanas tinham impacto na estabilidade. Observou que a correlação entre os

TESTE DE ESTABILIDADES DOS COEFICIENTES BETAS
DO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO

betas aumentava com o maior número de ativos na carteira e intervalos maiores para a estimação de betas, o que favorecia a evidência de melhora na constância do parâmetro.

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

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

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

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

No Brasil, Cecco (1988) testou a estabilidade do beta na Bovespa replicando os trabalhos de Blume (1971), Levy (1971), Klemkosky e Martin (1975) mediante a utilização do coeficiente de correlação e concluiu que o beta apresentou maior esta-

RONALDO GOMES DULTRA-DE-LIMA,
ANDREA MARIA ACCIOLY FONSECA MINARDI, MÁRCIO POLETTI LAURINI

bilidade quando ativos eram adicionados às carteiras e quando o período de estimação do beta aumentava. Em betas de ativos individuais não se observou estabilidade.

Em trabalhos mais recentes, Oliveira e Cunha (2017) avaliaram quebras estruturais de beta sob a ótica da análise setorial de empresas listadas nas bolsas de valores de São Paulo (BM&FBovespa) e de Nova York (Nyse). Os resultados indicaram que quebras estruturais têm impacto relevante quando se testam os modelos de CAPM. Por sua vez, Mazzeu, Costa Jr. e Santos (2013), ao analisarem o CAPM condicional mediante a utilização do filtro de Kalman, identificaram a superioridade desse modelo ante o CAPM original em relação à minimização de erros de apreçamento. Os autores trabalharam com uma amostra final de 13 ações que apresentaram a maior liquidez visando testar CAPM condicional. A necessidade de liquidez representa um dos pressupostos do modelo de Fama e French (1993, 1996), porém, segundo Argolo, Leal e Almeida (2012), é pouco aplicável ao mercado brasileiro.

Em um estudo posterior, Zhang e Choudhry (2017), ao trabalharem com modelos de heteroscedasticidade condicional autorregressiva generalizada (*gene-*

ralized autoregressive conditional heteroscedasticity – GARCH) e filtro de Kalman (FK) no setor bancário europeu, visando analisar os betas variantes no tempo, em períodos de crises e pré-crisis econômicas, confirmaram a superioridade do FK para fins de estimação de betas. Os resultados indicaram que o FK foi mais consistente em período de crises, porém robusto em período de pré-crisis. Já o modelo BEKK GARCH foi mais consistente em período de pré-crisis para análise dos betas. Os resultados de Zhang e Choudhry (2017) estão em linha com o trabalho anterior de Choudhry e Wu (2008), que, ao analisarem os betas diários variantes no tempo, pelos modelos GARCH e FK, de 20 empresas de diversos setores no Reino Unido, também identificaram que o FK se apresentou como melhor estimador e, portanto, mais consistente que os betas estimados pelos modelos GARCH adotados.

Já Engle e Rodrigues (1989), ao trabalharem com dívidas públicas de vários governos e analisarem o modelo CAPM por meio de erros condicionais heteroscedásticos, não ratificaram a consistência do CAPM para fins de apreçamento de ativos. Posteriormente, Koundouri *et al.* (2016), ao avaliarem modelos fatoriais para retor-

TESTE DE ESTABILIDADES DOS COEFICIENTES BETAS
DO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO

nos de ações e as consequências da variação de betas no tempo, identificaram que nenhum modelo suportou consistentemente o CAPM como estimador de betas. Esse achado está em linha com Engle e Rodrigues (1989). Já Blank *et al.* (2014), ao analisarem as carteiras pelo *book-to-market* (BM) e por meio do CAPM condicional, identificaram que, quando se trabalha com carteiras de maior BM e menor tamanho, há melhores retornos, mas, em modelos cujos betas seguem um passeio aleatório, observaram melhora da capacidade de estimação em relação ao CAPM incondicional. Por sua vez, Guo, Wu e Yu (2017) encontraram evidências de que o CAPM condicional não explica completamente o prêmio de risco, embora seja melhor que o CAPM incondicional.

Testes de quebras estruturais com ponto de quebra desconhecido

Neste trabalho, foram utilizados os testes de Andrews (1993) e Andrews e Ploberger (1994), os quais avaliam quebras estruturais sem necessitar que se especifique algum ponto importante. Portanto, a proposta é testar a instabilidade do parâmetro de interesse e alterações estruturais de uma

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

Teste de Andrews (1993, 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:

$$H_0 : \beta_t = \beta_0 \text{ onde } t \geq 1 \text{ para } \beta_0 \in B \subset R^p \quad (2)$$

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 .

RONALDO GOMES DULTRA-DE-LIMA,
ANDREA MARIA ACCIOLY FONSECA MINARDI, MÁRCIO POLETTI LAURINI

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

$$H_{1T}(\pi) : \beta_t = \begin{cases} \beta_1(\pi) & \text{para } t = 1, \dots, T\pi \\ \beta_2(\pi) & \text{para } t = T\pi + 1, \dots, T \end{cases} \quad (3)$$

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

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

Quando se conhece o ponto de quebra estrutural (π) numa amostra a ser analisada, os testes de Wald ($W_T(\pi)$), multiplicador de Lagrange ou LM ($LM_T(\pi)$) e razão de máxima verossimilhança ou LR ($LR_T(\pi)$) podem ser usados para testar H_0 versus H_1 mediante uma estatística F que, geralmente, é descrita na literatura como testes de Chow (1960).

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 (1993). A razão disso é que o π somente aparece sob a hipótese alternativa e não sob a hipótese nula.

Os testes supremos foram definidos por Andrews (1993) a partir de uma generalização dos testes definidos por Quandt (1960). O teste corresponde à maior estatística F calculada para diversos pontos de quebra estruturais π pertencente ao intervalo restrito Π . As estatísticas são estimadas por Wald, multiplicador de Lagrange e razão de máxima verossimilhança. A hipótese nula de constância do parâmetro será rejeitada caso o valor calculado pela estatística seja superior aos valores críticos de-

TESTE DE ESTABILIDADES DOS COEFICIENTES BETAS
DO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO

terminados aos níveis de significância de 1%, 5% e 10% sugeridos (Andrews, 1993).

As estatísticas testadas são:

$$\sup_{\pi \in \Pi} W_T(\pi), \quad \sup_{\pi \in \Pi} LM_T(\pi), \quad \sup_{\pi \in \Pi} LR_T(\pi) \quad (4)$$

Segundo Andrews (1993), é possível ocorrer duas situações específicas quando se trata da hipótese alternativa: 1. o centro de interesse sobre o ponto de quebra está num intervalo restrito conhecido, ou seja, $\Pi \subset (0, 1)$ ou 2. não há informação sobre o período em que ocorreu quebra estrutural, e, nesse caso, todos os pontos dados pelo intervalo delimitado entre $(0, 1)$ são pontos de interesse para testar tais mudanças. Quando não há informação em relação aos pontos de quebras estruturais, a delimitação do intervalo restrito (Π) será $(0, 1)$. Quando isso ocorre, os testes resultantes da Equação 4 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, devem-se redefinir os pontos de fracionamento (*trimming*) para

o intervalo restrito Π . Andrews (1993) sugere que se considere o intervalo restrito, como $\Pi = [0,15; 0,85]$. 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 (1993) ainda afirma que esses testes 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 de o 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). Argumenta ainda que esses testes são mais poderosos que outras alternativas de testes disponíveis cujo objetivo fosse avaliar quebras estruturais.

Quanto aos estimadores, Andrews (1993) sugere que eles sejam calculados pelo método dos momentos generalizados (GMM). Neste artigo, foi utilizado o MQO. Portanto, no nosso caso, o GMM só significa usar a correção de Newey-West para a matriz de covariância dos ativos, já que o sistema é exatamente identificado.

RONALDO GOMES DULTRA-DE-LIMA,
ANDREA MARIA ACCIOLY FONSECA MINARDI, MÁRCIO POLETTI LAURINI

Em relação à distribuição das estatísticas da Equação 4, estas seguem uma distribuição qui-quadrado sob a hipótese nula para π fixado no intervalo restrito $\pi \in (0,1)$.

A estatística de Wald

A estatística de Wald para testar H_0 em relação a $H_{1T}(\pi)$ é dada por:

$$W_T(\pi) = T(\hat{\beta}_1(\pi) - \hat{\beta}_2(\pi))' \times (\hat{V}_1(\pi)/\pi + \hat{V}_2(\pi)/(1 - \pi))^{-1} (\hat{\beta}_1(\pi) - \hat{\beta}_2(\pi)) \quad (5)$$

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

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

A estatística LM

Andrews define o cálculo do teste da estatística LM por meio do estimador $\tilde{\theta} = (\tilde{\beta}'$,

$\tilde{\beta}', \tilde{\delta}')'$ computado via GMM padrão ou para amostra completa. Para um ponto de quebra π fixo, o teste LM corresponde a uma forma quadrática baseada no vetor da condição 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:

$$LM_T(\pi) = c_T(\pi)' (\hat{V}_1(\pi)/\pi + \hat{V}_2(\pi)/(1 - \pi))^{-1} c_T(\pi), \quad (6)$$

A estatística LR

Por fim, Andrews define o último teste dessa sequência 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:

$$LR_T(\pi) = T \bar{m}_T(\tilde{\theta}, \pi)' \hat{\gamma}(\pi) \bar{m}_T(\tilde{\theta}, \pi) - T \bar{m}_T(\tilde{\theta}(\pi), \pi)' \hat{\gamma}(\pi) \bar{m}_T(\tilde{\theta}(\pi), \pi) \quad (7)$$

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

TESTE DE ESTABILIDADES DOS COEFICIENTES BETAS
DO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO

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:

$$\sup_{\pi \in \Pi} LM_T(\pi) \text{ e } \sup_{\pi \in \Pi} LR_T(\pi) \quad (8)$$

A hipótese nula será rejeitada se os valores dessas estatísticas forem superiores aos valores críticos definidos na Tabela I em Andrews (2003), no nível de significância adequado.

Testes de Andrews e Ploberger (1994) para quebras estruturais

Os testes supremos foram complementados no trabalho seguinte por Andrews e Ploberger (1994). A proposta desses novos testes, denominados testes exponenciais e exponenciais ponderados, visa testar se o subvetor β do parâmetro $\theta \in \Theta \subset R^S$ é igual a zero quando a função de máxima verossimilhança depende de parâmetro adicional $\pi \in \Pi$ sob a hipótese alternativa. No caso de modelos de quebras estruturais, o parâmetro π que aparece somente sob a hipótese alternativa corresponde ao ponto de quebra estrutural. Por esse motivo, esses testes também são considerados

testes não padrão e necessitam da tabela de valores críticos para se avaliar a rejeição ou não da hipótese nula da constância do parâmetro. Considerando que as propriedades ótimas assintóticas dos testes de multiplicador de Lagrange (LM), Wald, e razão de máxima verossimilhança (LR), não valem diante de problemas não padrão, Andrews e Ploberger (1994) os definem como alternativas.

Andrews e Ploberger (1994) apresentam os testes de otimização sob a forma de média exponencial. Para valores fixos de π , $LM_T(\pi)$ representa o teste estatístico LM padrão para o teste de $\beta = 0$ em relação à hipótese alternativa de que $\beta \neq 0$, que o valor é constante no intervalo Π e, ainda, que π corresponde à verdadeira quebra estrutural. Portanto, quebras estruturais em um determinado instante são representadas por: π que identifica o momento da quebra estrutural como uma fração do tamanho da amostra; (δ'_1, δ'_2) correspondem aos verdadeiros vetores-parâmetros antes da quebra estrutural; $(\delta'_1 + \beta_1, \delta'_2)$ correspondem aos valores após a quebra estrutural; $LM_T(\pi)$ representa o teste estatístico que avalia se $\beta = 0$ em relação à hipótese alternativa de que $\beta \neq 0$; e a quebra ocorre no momento π .

RONALDO GOMES DULTRA-DE-LIMA,
ANDREA MARIA ACCIOLY FONSECA MINARDI, MÁRCIO POLETTI LAURINI

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

$$\exp - LM_T = (1 + c)^{-p/2} \quad (9)$$

$$\int \exp \left(\frac{1}{2} \frac{c}{1+c} LM_T(\pi) \right) dJ(\pi)$$

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

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

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

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

Andrews e Ploberger (1994) argumentam que os resultados de ótimo assintótico podem ser assim interpretados: primeiro, fornecem os resultados mais poderosos de média ponderada assintótica para o teste LM exponencial contra alternativas; segundo, mostram que o teste LM exponencial tem o maior poder assintótico em relação a outros testes alternativos.

As propriedades ótimas assintóticas da estatística do teste exponencial quando $c = 0$ e $c = \infty$ estão definidas mediante as equações 10 e 11, respectivamente. Quando $c = 0$, o teste é mais adequado para avaliar quebras estruturais que estão mais próximas à hipótese nula. E quando o $c = \infty$, esse possui propriedades poderosas de

TESTE DE ESTABILIDADES DOS COEFICIENTES BETAS
DO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO

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 $c \rightarrow \infty$.

$$\lim_{c \rightarrow 0} 2(\text{Exp}LM_{Tc} - 1)/c = \int LM_{Tc}(\pi) dJ(\pi) \quad (10)$$

$$\lim_{c \rightarrow \infty} \log((1 + c)^{p/2} \text{Exp}LM_{Tc}) = \log \int \exp\left(\frac{1}{2} LM_T(\pi)\right) dJ(\pi) \quad (11)$$

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

PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Metodologia

Esta pesquisa é de caráter quantitativo mediante a utilização de testes econométricos

avancados visando analisar se o coeficiente beta é estável ao longo do tempo. Para testar essa estabilidade, foram aplicados os testes definidos na seção “Testes de quebras estruturais com ponto de quebra desconhecido”: *sup*-LR (teste supremo), *exp*-LR (teste exponencial) e *average*-LR (teste média-exponencial) para a amostra com 92 ações. A hipótese nula do teste de que a amostra não apresenta quebras estruturais será rejeitada à medida que os valores da estatística F forem superiores aos valores críticos definidos ao nível de significância α (1%; 5% e 10%).

Os testes aplicados podem ser definidos como segue:

$$\text{Sup}F = \sup F_i \quad (12)$$

$$\text{Ave}F = \frac{1}{\bar{i} - \underline{i} + 1} \sum_{i=\underline{i}}^{\bar{i}} F_i \quad (13)$$

$$\text{Exp}F = \log\left(\frac{1}{\bar{i} - \underline{i} + 1} \sum_{i=\underline{i}}^{\bar{i}} \exp(0.5F_i)\right) \quad (14)$$

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 $n - k$, 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} repre-

RONALDO GOMES DULTRA-DE-LIMA,
ANDREA MARIA ACCIOLY FONSECA MINARDI, MÁRCIO POLETTI LAURINI

senta o início do intervalo restrito; e \bar{i} , o final do intervalo restrito.

Os betas com dados de retornos semanais e mensais foram estimados, endogenamente, por MQO regredidos contra os índices Ibovespa e MCSI Brasil.

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

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

A utilização de testes econométricos sofisticados, que visam avaliar coeficientes que são relevantes em avaliação de ativos, é de suma importância à medida que erros de mensuração podem levar a decisões equivocadas. Portanto, essa metodologia

ainda se caracteriza como inovadora para fins de análise do mercado acionário brasileiro, embora o trabalho de Oliveira e Cunha (2017) tenha adotado os testes de Quandt-Andrews visando avaliar esse mercado, mas sob a ótica da avaliação setorial.

Base de dados

Foram coletadas séries de preços de fechamento semanais e mensais de ações negociadas na BM&FBovespa, ajustada para proventos, e do índice Bovespa da base de dados da Economática, e MSCI Brasil da Bloomberg. Para composição do filtro do critério de liquidez, foi considerada a amostra mensal na qual as ações deveriam ter, obrigatoriamente, 145 observações para que 144 retornos mensais fossem calculados com base na Equação 15. As ações que não apresentaram as 145 observações foram retiradas da amostra, obtendo-se, portanto, um painel balanceado com 92 ações. O período compreendeu de dezembro de 1994 a dezembro de 2006. Nesse período, houve grandes instabilidades políticas e econômicas, caracterizadas pelas crises: México (1994/1995); Ásia (1997); Rússia (1998); crise cambial brasileira

TESTE DE ESTABILIDADES DOS COEFICIENTES BETAS
DO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO

(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 de 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:

$$r_i = \text{Ln}(P_t/P_{t-1}) \quad (15)$$

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

Composição dos intervalos e de carteiras

Um dos questionamentos que se queria avaliar 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.

RESULTADOS

Apresentação dos resultados

Os resultados pelos testes de Andrews (1993) e Andrews e Ploberger (1994) foram calculados com base em diferentes pontos de fracionamento e estão apresentados nas tabelas 1, 2, 3 e 4. Na Tabela 1 para ativos individuais e na Tabela 2 para carteiras, os percentuais de quebras estruturais de betas foram calculados mediante o ponto de fracionamento de 15% para todos os testes supremos e exponenciais. Já na Tabela 3 para ativos individuais e na Tabela 4 para carteiras, os percentuais de quebras estruturais foram calculados levando em consideração o ponto de fracionamento de 5% para os testes exponenciais e 15% para os testes supremos.

RONALDO GOMES DULTRA-DE-LIMA,
ANDREA MARIA ACCIOLY FONSECA MINARDI, MÁRCIO POLETTI LAURINI

TABELA 1 – Ativos individuais: percentual de quebras estruturais de betas

Teste	Retorno	% Quebras estruturais					
		Ibovespa			MSCI Brasil		
		$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$	$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$
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%

α = nível de significância; número de parâmetros testados = dois (intercepto e beta); ajuste do ponto de fracionamento = 15%; número de observações em 92 ações: semanal = 626 observações; mensal = 144 observações.

(*) Valores críticos do teste MAX LR com base na tabela de Andrews (2003).

Fonte: Elaborada pelos autores.

TABELA 2 – Carteiras: percentual de quebras estruturais de betas

Teste	Formação das carteiras	% Quebras estruturais						
		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							
	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%		

(continua)

TESTE DE ESTABILIDADES DOS COEFICIENTES BETAS
DO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO

TABELA 2 – Carteiras: percentual de quebras estruturais de betas

Teste	Formação das carteiras	% Quebras estruturais						
		Ibovespa			MSCI Brasil			
		$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$	$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$	
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							
	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								
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%	

α = nível de Significância; número de parâmetros testados = dois (intercepto e beta); ajuste do ponto de fracionamento = 15%; número de observações em 92 ações: semanal = 626 observações; mensal = 144 observações.

(*) Valores críticos do teste MAX LR com base na tabela de Andrews (2003).

Fonte: Elaborada pelos autores.

RONALDO GOMES DULTRA-DE-LIMA,
ANDREA MARIA ACCIOLY FONSECA MINARDI, MÁRCIO POLETTI LAURINI

TABELA 3 – Ativos individuais: percentual de quebras estruturais de betas

Teste	Amostra das ações	% Quebras estruturais					
		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%
EXP LR	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%

α = nível de significância; número de parâmetros testados = dois (intercepto e beta); ajuste do ponto de fracionamento: testes supremos = 15%; testes exponenciais = 5%.

Número de observações em 92 ações: semanal = 626 observações; mensal = 144 observações.

(*) Valores críticos do teste MAX LR com base na tabela de Andrews (2003).

Fonte: Elaborada pelos autores.

TABELA 4 – Carteiras: percentual de quebras estruturais de betas

Teste	Formação das carteiras	% Quebras estruturais						
		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							
	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%		

(continua)

TESTE DE ESTABILIDADES DOS COEFICIENTES BETAS
DO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO

TABELA 4 – Carteiras: percentual de quebras estruturais de betas

Teste	Formação das carteiras	% Quebras estruturais						
		Ibovespa			MSCI Brasil			
		$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$	$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$	
EXP LR		SEMANAL						
	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%	

α = nível de significância; número de parâmetros testados = dois (intercepto e beta); ajuste do ponto de fracionamento: testes supremos = 15%; testes exponenciais = 5%.

Número de observações em 92 ações: semanal = 626 observações; mensal = 144 observações.

(*) Valores críticos do teste Max LR com base na tabela de Andrews (2003).

Fonte: Elaborada pelos autores.

RONALDO GOMES DULTRA-DE-LIMA,
ANDREA MARIA ACCIOLY FONSECA MINARDI, MÁRCIO POLETTI LAURINI

Discussão dos resultados

Os resultados apresentados pelos testes de Andrews (1993) e Andrews e Ploberger (1994) mostraram que os betas calculados para ativos individuais, tanto pelo índice Ibovespa quanto MSCI Brasil são estáveis ao longo do tempo. Apesar de trabalhos encontrados na literatura nacional e internacional afirmarem o contrário (CHOU-DHRY; WU, 2008; COHEN *et al.*, 1983; ENGLE; RODRIGUES, 1989; FABOZZI; FRANCIS, 1978; KOUNDOURI *et al.*, 2016; MAZZEU; COSTA JR.; SANTOS, 2013; OLIVEIRA; CUNHA, 2017; ZHANG; CHOUDHRY, 2017), os testes aplicados à amostra se mostraram favoráveis à estimação de betas pelo CAPM tradicional. Os estudos que utilizaram outros modelos, como o CAPM condicional em Mazzeu, Costa Jr. e Santos (2013) e Blank *et al.* (2014), ou modelos fatoriais em Koundouri *et al.* (2016), identificaram a inferioridade do CAPM tradicional. Entretanto, neste trabalho, mostramos que é possível adotar o modelo proposto por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966).

Nas Tabelas 1 e 3, nota-se que o maior percentual de quebras estruturais na amos-

tra de ações foi obtido por meio do teste máximo LR, com dados semanais e o Ibovespa: 23,9%. Porém, observa-se também que a utilização do MSCI Brasil e os dados mensais melhoram significativamente a estabilidade dos betas da amostra.

Quanto à análise das carteiras com 5, 10, 15 e 23 ativos (Tabelas 2 e 4), observa-se que a inclusão de mais ações na carteira não melhora a estabilidade dos betas das carteiras. Já os betas calculados pelo índice MSCI Brasil são mais estáveis do que betas calculados pelo índice Ibovespa. Nesse caso, a avaliação é que os dados semanais são mais recomendados para betas estimados com o índice MSCI, enquanto os dados mensais são mais indicados para o cálculo de betas quando se utiliza o índice Ibovespa.

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

Os resultados encontrados por Fabozzi e Francis (1978), Cohen *et al.* (1983), Koundouri *et al.* (2016) de que o coeficien-

TESTE DE ESTABILIDADES DOS COEFICIENTES BETAS
DO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO

te beta é variante no tempo não foram confirmados pelos testes aplicados neste artigo. Com base nos testes de Andrews (1993, 2003) e Andrews e Ploberger (1994), o coeficiente beta pode ser bem mais estável do que o indicado pelas evidências empíricas da literatura. Além disso, os testes têm poder contra formas mais gerais de quebra, bem como em situação de múltiplas quebras com pontos de quebra desconhecidos. Esses testes são assintoticamente ótimos.

A evidência encontrada por Blume (1971), Levy (1971) e Gregory-Allen *et al.* (1994) de que a estabilidade do beta aumenta quando se incluem mais ativos na carteira também não foi confirmada pelos testes de Andrews (1993) e Andrews e Ploberger (1994). Encontrou-se evidência de que no Brasil e no período analisado a estabilidade do beta diminui à medida que se aumenta o número de ações na carteira.

CONCLUSÃO

Este trabalho teve como finalidade avaliar quebras estruturais do coeficiente beta no mercado de ações brasileiro, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2006, considerando os índices Ibovespa e MSCI Brasil, e uma composição acionária com

92 ações e carteiras com 5, 10, 15 e 23 ativos em amostras semanais e mensais. As amostras foram analisadas por meio de testes de quebras estruturais desenvolvidos por Andrews (1993) e Andrews e Ploberger (1994). Essa é uma discussão ainda relevante no mercado acionário brasileiro, quando o objetivo é utilizar testes de quebras estruturais para avaliar o coeficiente beta. Diversos trabalhos testaram os betas variantes no tempo (CHOUDHRY; WU, 2008; COHEN *et al.*, 1983; ENGLE; RODRIGUES, 1989; FABOZZI; FRANCIS, 1978; KOUNDOURI *et al.*, 2016; MAZZEU; COSTA JR.; SANTOS, 2013; OLIVEIRA; CUNHA, 2017; ZHANG; CHOUDHRY, 2017) sob diferentes perspectivas, e alguns são unânimes em afirmar, por exemplo, a superioridade do CAPM condicional em relação ao CAPM incondicional (MAZZEU; COSTA JR.; SANTOS, 2013; BLANK *et al.*, 2014); outros apontam que modelos fatoriais não suportam consistentemente o CAPM (KOUNDOURI *et al.*, 2016). Apesar do que aponta essa literatura de finanças, o artigo traz evidências de testes econométricos avançados com a utilização de ativos individuais e em carteiras, e mediante uma *proxy* (MSCI Brasil), que usa a ponderação do valor de

RONALDO GOMES DULTRA-DE-LIMA,
ANDREA MARIA ACCIOLY FONSECA MINARDI, MÁRCIO POLETTI LAURINI

mercado das ações negociadas na BM&FBOvespa. Nesse caso, seria possível considerar o beta histórico como bom estimador do beta futuro.

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

Quanto à hipótese de que carteiras com mais ativos melhoram a estabilidade do beta, conforme apontado por Blume (1971), Levy (1971) e Gregory-Allen *et al.* (1994), não pôde ser validada neste trabalho, bem como a confirmação com base nos trabalhos de Fabozzi e Francis (1978), Cohen *et al.* (1983), Oliveira e Cunha (2017) e Zhang e Choudhry (2017) de que o coeficiente beta é variante no tempo. Os testes aplicados na amostra deste artigo mostraram exatamente o contrário.

A utilização de testes mais sofisticados, que não assumem um ponto de quebra estrutural *a priori* e nem periodicidade dos dados para se estimar o beta, contrariamente ao que diz a literatura, não resul-

ta em evidência de que betas são estimativas instáveis. Isso pode ser explicado pelo fato de que testes desenhados para analisar um único ponto de quebra perdem poder na existência de mais de um ponto de quebras estruturais e tendem a superestimar a faixa de rejeição quando utilizados em amostras razoavelmente pequenas.

Portanto, a utilização de betas na apuração de custo de capital e na precificação de ativos pode gerar menos problemas do que se acredita na literatura de finanças. Nesse sentido, o beta calculado com base no histórico de ações pode ser um estimador adequado para fins de análise de portfólio e avaliação de investimento.

O artigo tem uma resposta importante e contribui com a literatura de finanças, pois, diferentemente do que aponta essa literatura, o beta não é tão instável assim ao longo do tempo. Adicionalmente, o tema ainda continua em aberto. O artigo também contribui para a prática, já que o coeficiente é bastante utilizado na precificação de ativos, bem como na avaliação do custo de capital.

Pesquisas futuras poderiam analisar a estabilidade do beta de modelos multifatoriais. Outra possibilidade seria aplicar o teste em *rolling sample*. Isso é um bom

TESTE DE ESTABILIDADES DOS COEFICIENTES BETAS
DO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO

desafio, pois o teste realiza um processo de *trimming* para determinar o número mínimo de observações antes e depois da possível quebra. Análises com *rolling sample* precisam lidar com o fato de que os testes de quebra endógena tenham o número mínimo de observações necessárias para os testes terem poder, e o tamanho de janela ótimo afeta as propriedades dos testes.

**TEST OF STABILITY OF THE BETA
COEFFICIENTS OF THE BRAZILIAN
CAPITAL MARKET****ABSTRACT**

The purpose of the work is to test the beta coefficient stability of Brazilian stock market when the point of the structural break is not known. To do this, we applied the class of structural break tests proposed by Andrews (1993) and Andrews and Ploberger (1994) for samples of weekly and monthly of 92 stocks traded on BM&FBovespa, using the Ibovespa and MSCI Brasil indexes as market proxy. The methodology is quantitative based on advanced econometric tests aiming to analyze the stability of the beta in the time, which still persists controversial in the literature. Periods were chosen with several world crises that affected the Brazilian market. The tests of Andrews (1993)

and Andrews and Ploberger (1994) applied in the evaluation of beta stability did not reject the hypothesis that the coefficient is stable over time. In addition, the article contributes with the financial literature when analyzing the stability of the Brazilian stock market coefficient for structural breaks and complements this literature by indicating that the use of sophisticated econometric tests to evaluate the traditional CAPM shows that betas is not as biased as previous studies pointed out. Although the beta stability analysis has been studied in the finance literature, it is still a controversial issue in the Brazilian stock market, which there are few studies that have evaluated the coefficient with divergent results. The beta is heavily used in asset pricing and calculating the firms' cost of capital when evaluating investment projects. A biased beta could lead to mistaken decisions about accepting or rejecting projects, or inadequately analyzing portfolios. The study shows that, on the contrary to some domestic and international studies, the beta can be used as a good estimator of the future beta.

KEYWORDS

Beta stability. Structural change. Unknown structural change point. Advanced econometric tests. Ibovespa index. MSCI Brazil index.

RONALDO GOMES DULTRA-DE-LIMA,
ANDREA MARIA ACCIOLY FONSECA MINARDI, MÁRCIO POLETTI LAURINI

REFERÊNCIAS

- ALEXANDER, G. J.; CHERVANY, N. L. On the estimation and stability of beta. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 15, n. 1, p. 123-137, 1980.
- ANDREWS, D. W. Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica*, v. 61, n. 4, p. 1383-1414, 1993.
- ANDREWS, D. W. Tests for parameter instability and structural change with unknown change point: a corrigendum. *Econometrica*, v. 71, n. 1, p. 395-397, 2003.
- ANDREWS, D. W.; PLOBERGER, W. Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Econometrica*, v. 62, n. 6, p. 1383-1414, 1994.
- ARGOLO, E. F. B.; LEAL, R. P. C.; ALMEIDA, V. S. *O modelo de Fama e French é aplicável no Brasil?* Rio de Janeiro: UFRJ, Coppead, 2012.
- BLACK, A.; FRASER, P.; POWER, D. UK unit trust performance 1980-1989: a passive time-varying approach. *Journal of Banking and Finance*, v. 16, n. 5, p. 1015-1033, 1992.
- BLANK, F. F. *et al.* CAPM condicional: betas variantes no tempo no mercado brasileiro. *Revista Brasileira de Finanças*, v. 12, n. 2, p. 163-199, 2014.
- BLUME, M. E. On the assessment of risk. *Journal of Finance*, v. 26, n. 1, p. 1-10, 1971.
- BODURTHA J.; MARK N. Testing the CAPM with time-varying risk and returns. *Journal of Finance*, v. 46, n. 4, p. 1485-1505, 1991.
- BOLLERSLEV T.; ENGLE R. F.; WOOLDRIDGE, J. M. A capital asset pricing model with time-varying covariances. *Journal of Political Economy*, v. 96, n. 1, p. 116-131, 1988.
- BROOKS, R. D.; FAFF, R. W.; JOSEV, T. Beta stability and monthly seasonal effects: evidence from the Australian capital market. *Applied Economics Letters*, v. 4, p. 563-566, 1997.
- BROOKS, R. D. *et al.* A further examination of the effect of diversification on the stability of portfolio betas. *Applied Financial Economics*, v. 7, p. 9-14, 1997.
- CAMPBELL, J. Y.; LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. *The econometrics of financial markets*. Princenton: Princeton University Press, 1996.
- CECCO, N. M. M. (1988). *A estabilidade do coeficiente beta: uma análise empírica no mercado de ações de São Paulo*. 1988. Dissertação (Mestrado em Administração

TESTE DE ESTABILIDADES DOS COEFICIENTES BETAS
DO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO

- de Empresas) – Fundação Getulio Vargas, São Paulo, 1988.
- CHOUHDARY, T.; WU, H. Forecasting Ability of GARCH vs Kalman Filter Method: Evidence from Daily UK Time-Varying Beta. *Journal of Forecasting*, v. 27, n. 8, p. 670-689, 2008.
- CHOW, G. C. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica*, v. 28, n. 3, p. 591-605, 1960.
- COHEN, K. J. *et al.* Estimating and adjusting for the intervalling-effect bias in beta. *Management Science*, v. 29, n. 1, p. 135-148, 1983.
- DAMODARAM, A. *Avaliação de investimentos: ferramentas e técnicas para a determinação do valor de qualquer ativo*. Rio de Janeiro: Qualitymark, 1997.
- ENGLE, C.; RODRIGUES, A. Tests of international CAPM with time-varying covariances. *Journal of Applied Econometrics*, v. 4, n. 2, p. 119-138, 1989.
- FABOZZI, F. J.; FRANCIS, J. C. Beta as a random coefficient. *The Journal of Financial and Quantitative*, v. 13, n. 1, p. 101-116, 1978.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, v. 47, n. 2, p. 427-465, 1992.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Common risk factors in the returns on bonds and stocks. *Journal of Financial Economics*, v. 33, n. 1, p. 3-56, 1993.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Multifactor explanation of asset pricing anomalies. *Journal of Finance*, v. 56, n. 1, p. 55-84, 1996.
- GARCIA, R.; GHYSELS, E. Structural change and asset pricing in emerging markets. *Journal of International Money and Finance*, v. 17, n. 3, p. 455-473, 1998.
- GREGORY-ALLEN, R. *et al.* An empirical investigation of beta stability: portfolios vs. individual securities. *The Journal of Business, Finance and Accounting*, v. 21, n. 6, p. 909-916, 1994.
- GUO, H.; WU, C.; YU, Y. Time-varying beta and the value premium. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 52, n. 4, p. 1551-1576, 2017.
- HUANG, H.-C. R. Tests of CAPM with non-stationary beta. *International Journal of Finance and Economics*, v. 6, n. 3, p. 255-268, 2001.
- KLEMKOSKY, R. C.; MARTIN, J. D. The adjustment of beta forecast. *Journal of Finance*, v. 30, n. 4, p. 1123-1128, 1975.
- KOUNDOURI P. *et al.* Factor models of stock returns: GARCH errors versus

RONALDO GOMES DULTRA-DE-LIMA,
ANDREA MARIA ACCIOLY FONSECA MINARDI, MÁRCIO POLETTI LAURINI

- time-varying betas. *Journal of Forecasting*, v. 35, p. 445-461, 2016.
- LEVY, R. A. On the short-term stationarity of beta coefficients. *Financial Analysts Journal*, v. 27, n. 6, p. 55-62, 1971.
- LIMA, R. G. D. *Teste de quebras estruturais dos coeficientes betas do mercado acionário brasileiro*. 2008. São Paulo. Dissertação (Mestrado em Economia) – Ibmec, São Paulo, 2008.
- LINTNER, J. Security prices, risk, and maximal gains from diversification. *Journal of Finance*, v. 20, n. 4, p. 587-615, 1965.
- MAZZEU, J. H. G.; COSTA JR., N. C. A.; SANTOS, A. A. P. CAPM condicional com aprendizagem aplicado ao mercado brasileiro de ações. *Revista de Administração Mackenzie*, v. 14, n. 1, p. 143-175, 2013.
- MOSSIN, J. Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, v. 34, n. 4, p. 768-783, 1966.
- NESLIHANOGU, S. *et al.* Nonlinearities in the CAPM: evidence from developed and emerging markets. *Journal of Forecasting*, v. 36, n. 8, p. 867-897, 2017.
- NEWKEY, W. K.; WEST, K. D. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, v. 55, n. 3, p. 703-708, 1987.
- OLIVEIRA, F. N.; CUNHA, F. C. S. Estimando betas de mercado com quebras estruturais. *Revista Brasileira de Finanças*, v. 15, n. 2, p. 251-286, 2017.
- PANETTA, F. The stability of the relation between the stock market and macroeconomic forces. Banca d'Italia, Research Department, 2002. (Working Paper n. 39).
- QUANDT, R. 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, 1960.
- ROBICHEK, A. A.; COHN, R. A. The economic determinants of systematic risk. *Journal of Finance*, v. 29, n. 2, p. 439-447, 1974.
- SANVICENTE, A. Z. Relevância de prêmio por risco país no custo de capital das empresas. *Revista de Administração Contemporânea*, v. 19, p. 38-52, 2015.
- SCOTT, E.; BROWN, S. Biased estimators and unstable beta. *Journal of Finance*, v. 35, n. 1, p. 49-55, 1980.
- SEITZ, N.; ELLISON, M. *Capital budgeting and long: term financing decisions*. 3. ed. Ohio. USA: South-Western-Thomson, 1999.
- SHARPE, W. F. *Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions*

TESTE DE ESTABILIDADES DOS COEFICIENTES BETAS
DO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO

- of risk. *Journal of Finance*, v. 19, n. 3, p. 425-442, 1964.
- VARGA, G.; BRITO, R. D. O. The cross-section of expected stock returns in Brazil. *Brazilian Review of Finance*, v. 14, n. 2, p. 151-187, 2016.
- VASICEK, O. A. A note on using cross-sectional information in bayesian estimation of security betas. *Journal of Finance*, v. 28, n. 5, p. 1233-1239, 1973.
- YIN, S. *et al.* Stock price reaction to profit warnings: the role of time-varying betas. *Review of Quantitative Finance & Accounting*, v. 50, n. 1, p. 67-93, 2018.
- ZHANG, Y.; CHOUDHRY, T. Forecasting the daily time-varying beta of European banks during the crisis period: comparison between GARCH models and the Kalman filter. *Journal of Forecasting*, v. 36, n. 8, p. 956-973, 2017.
- ZHOU, J.; PASEKA, A. Unconditional tests of linear asset pricing models with time-varying betas. *Financial Review*, v. 52, n. 3, p. 373-404, 2017.