Insper Instituto de Ensino e Pesquisa

Faculdade de Economia e Administração

Bruno Caio Fernandes Passos

ANÁLISE DA ESTABILIDADE DO RISCO SISTEMÁTICO NO MERCADO BRASILEIRO ANTES E APÓS A CRISE DE 2008

São Paulo

2012

Bruno Caio Fernandes Passos

Análise da Estabilidade do Risco Sistemático no Mercado Brasileiro

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas, como requisito parcial para obtenção do grau de Bacharel do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Orientador:
Prof.ª Adriana Bruscato Bortoluzzo

PASSOS, Bruno Caio Fernandes

Análise da Estabilidade do Risco Sistemático no Mercado Brasileiro / Bruno Caio Fernandes Passos. – São Paulo: Insper, 2012.

36 f.

Monografia: Faculdade de Economia e Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Orientador: Prof.ª Dr.ª Adriana Bruscato Bortoluzzo

1. Finanças 2.Econometria 3. Quebra Estrutural

Bruno Caio Fernandes Passos

Análise da Estabilidade do Risco Sistemático no Mercado Brasileiro

Monografia apresentada à Faculdade de Economia do Insper, como parte dos requisitos para conclusão do curso de graduação em Economia.

Aprovado em Julho de 2012

EXAMINADORES

Prof.ª Dr.ª Adriana Bruscato Bortoluzzo

Orientadora

Prof. ª Drª. Andrea Maria Accioly Fonseca Minardi

Examinador

Prof. Dr. Sérgio Ricardo Martins

Examinador

Agradecimentos

Agradeço a Adriana Bruscato Bortoluzzo por todo esforço e tempo dedicados, tendo me orientado e ajudado, tornado possível realizar este trabalho.

Dedicatória

O presente trabalho é dedicado à minha família – especialmente aos meus irmãos, à minha mãe e ao meu pai, avós – e a todos aqueles que me apoiaram ao longo de minha trajetória.

Resumo

PASSOS, Bruno Caio Fernandes. Análise da Estabilidade do Risco Sistemático no Mercado Brasileiro. São Paulo, 2012. 36 f. Monografia – Faculdade de Economia e Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Este trabalho apresenta um estudo sobre a estabilidade do risco sistemático antes e após 2008, a fim de estudar o efeito da crise financeira de 2008 sobre o comportamento do beta no mercado brasileiro. O estudo da estabilidade do Beta é de fundamental importância na determinação da taxa de retorno exigida por um investidor dado o risco de um ativo. Portanto, ao se aprofundar nos efeitos pós-crise sobre a estabilidade do risco sistemático no mercado brasileiro, pretende-se identificar se houve ou não uma mudança no Beta dos ativos no Brasil após 2008 e identificar em que proporção essa mudança ocorreu. Ainda, será verificado como a crise financeira afetou os betas de diferentes setores na economia brasileira, tais como os setores de materiais básicos, bens de consumo não duráveis, financeiro, industrial e serviços públicos. Para isso, o período analisado foi separado em duas partes, sendo a primeira compreendida entre janeiro de 2004 e dezembro de 2007 e a segunda entre janeiro de 2008 e dezembro de 2011. Os resultados mostraram que as médias dos betas das carteiras do primeiro período eram estatisticamente diferentes daquelas observadas no segundo período, implicando numa mudança do risco sistemático no período analisado. Demonstrou-se então que as carteiras apresentaram um aumento no nível do risco sistemático. Ou seja, conforme Chudik e Fratzscher (2011), os ativos analisados sofreram com a maior aversão ao risco, em especial nos países emergentes, desengatilhada pela crise financeira global, o que levou a um aumento generalizado em seus riscos sistemáticos.

Palavras-chave: Finanças, Econometria, Quebra Estrutural, Mercado Financeiro, Risco Sistemático, Crise Financeira.

Abstract

PASSOS, Bruno Caio Fernandes. Stability Analysis of the Systematic Risk in the Brazilian Market. São Paulo, 2012. 36 p. Monograph – Faculdade de Economia e Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

This paper presents a study on the stability of systematic risk before and after 2008 in order to study the effect of the 2008 financial crisis on the behavior of the beta in the Brazilian market. The study of the stability of Beta is of fundamental importance in determining the rate of return required by an investor given the risk of an asset. Therefore, by delving into the post-crisis effects on the stability of systematic risk in the Brazilian market, it aims to identify whether or not there was a change in the assets' Betas in Brazil since 2008 and identify what proportion of this change occurred. Still, it will be seen how the financial crisis affected the betas of different sectors in the Brazilian economy, sectors such as basic materials, consumer non-durables, financial, industrial and public services. For this, the period was separated into two parts, the first between January 2004 and December 2007 and the second between January 2008 and December 2011. The results showed that the average betas of the portfolios of the first period were statistically different from those observed in the second period, implying a change of systematic risk in the period. It was then demonstrated that an increase in portfolio showed systemic risk level. That is, as Chudik and Fratzscher (2011) stated, the assets analyzed suffered from increased risk aversion, especially in emerging countries, triggered by the global financial crisis, which led to a general increase in their systematic risk.

Keywords: Finance, Econometrics, Structural Break, Finacial Market, Systematic Risk, Finacial Crisis.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO 8

2. REVISÃO DE LITERATURA 9

3. METODOLOGIA 13

3.1. CAPITAL ASSETS PRICING MODEL (CAPM) 13

3.2. ESTABILIDADE DO RISCO SISTEMÁTICO E A BASE DE DADOS 16

4. RESULTADOS 18

5. CONCLUSÃO 24

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS 26

APÊNDICE 27

1. INTRODUÇÃO

O conceito de risco é amplamente difundido na comunidade financeira, tanto academicamente quanto nos mercados financeiros ao redor do mundo, tendo sua relevância amplamente discutida na avaliação de investimentos. No entanto, ainda existe um grande impasse sobre o que constitui o risco e quais os fatores fundamentais para a sua análise.

O *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) – um dos modelos mais utilizados em finanças – foi desenvolvido por Sharpe (1964) e Lintner (1965). Tal modelo fornece uma previsão da relação entre risco e retorno esperado de um ativo com relação ao equilíbrio das expectativas dos retornos de ativos com risco. Segundo o CAPM, o investidor apreça apenas o risco sistemático, que é medido pelo beta de um ativo, e exige um prêmio pelo risco igual ao beta multiplicado pelo prêmio pelo risco da carteira de mercado. O beta do ativo corresponde ao coeficiente da regressão entre os retornos em excesso do ativo e os retornos em excesso da carteira de mercado.

A relação prevista entre risco e retorno, segundo o CAPM, é utilizada para estimar a taxa de retorno exigida, de modo a remunerar adequadamente o risco ao qual um investidor está exposto. Serve como *benchmark* para o retorno mínimo exigido pelo investidor ao realizar algum investimento e é empregado, também, na determinação do valor justo de ativos. Esta relação está baseada numa carteira de mercado teórica, logo não observável. Em geral, índices de mercado são utilizados como *proxies* da carteira teórica para estimar os betas dos ativos e para se testar se a relação entre risco e retorno é válida.

Este trabalho apresenta um estudo sobre a estabilidade do risco sistemático antes e depois de 2008, a fim de estudar o efeito da crise financeira de 2008 sobre a o comportamento dos betas no mercado brasileiro. Tomou-se como base para o desenvolvimento da metodologia aplicada neste trabalho o artigo “On the assessment of the risk”, publicado por Blume (1971). O estudo da estabilidade do Beta permite uma estimação mais exata do valor futuro do risco sistemático e uma maior compreensão sobre seus determinantes, sendo de fundamental importância na determinação da taxa de retorno exigida por um investidor dado o risco de um ativo. Tal discernimento permite o desenvolvimento de novas metodologias para a sua estimação, levando a ganhos potenciais em sua previsibilidade e emprego, tanto academicamente quanto no mercado financeiro. Portanto, ao se aprofundar nos efeitos pós-crise sobre a estabilidade do risco sistemático no mercado brasileiro, pretende-se neste estudo identificar se houve ou não uma mudança no Beta dos ativos no Brasil após 2008 e identificar

em que proporção essa mudança ocorreu. Ainda, será verificado como a crise financeira de 2008 afetou os betas de diferentes setores na economia brasileira, tais como os setores de materiais básicos, bens de consumo não duráveis, financeiro, industrial e serviços públicos.

O presente trabalho está organizado da seguinte forma: a Seção 2 contém a revisão de literatura; a Seção 3 apresenta a fundamentação teórica do CAPM e a metodologia apresentada por Blume (1971) e adaptada a este trabalho, assim como a base de dados utilizada; a Seção 4 as estatísticas descritivas relativas aos dados e os testes econometricos e os resultados obtidos; na Seção 5 são tomadas as conclusões finais do trabalho.

2. REVISÃO DE LITERATURA

A crise financeira global de 2008 foi estudada por Chudik e Fratzscher (2011) em seu trabalho, onde buscavam analisar o papel do colapso na liquidez e no apetite por risco para transmissão de tal crise.

A base de dados empregada no estudo foi formada por 26 economias desenvolvidas e países emergentes, separados em duas segmentações de mercados financeiros. Adicionalmente, foram formados diferentes grupos de países considerando-se suas regiões e contexto geoeconômico (tais como Europa Desenvolvida, Outras Economias Desenvolvidas, Emergentes Asiáticos, Emergentes Europeus e América Latina) a fim de capturar tendências e melhor interpretar os resultados. O MSCI foi utilizado como índice de mercado de ações, assim como os retornos sobre variações cambiais de forma a evitar co-movimentos no mercado de ações resultantes de alterações nas taxas de cambio. O índice VIX foi utilizado como índice de liquidez e o S&P como proxy para o risco de mercado. Dados semanais foram empregados no trabalho para capturar de maneira mais correta os mecanismos de transmissão dos choques nos mercados financeiros. Os dados foram obtidos no período de 1º de janeiro de 2005 a 6 de agosto de 2007, como período pré-crise e 7 de agosto de 2007 ao fim de julho de 2009.

Enquanto o choque de liquidez teve maior impacto em economias desenvolvidas, o menor apetite por risco foi o fator que mais afetou as economias emergentes, com exceção à zona do euro. As restrições nos mercados financeiros foram um canal-chave para a transmissão em países desenvolvidos. Já nos países emergentes o lado real da economia foi o mais abalado pelo alastramento da crise. Os efeitos de choques específicos nos Estados

Unidos tiveram maior importância para a determinação das taxas de juros e condições de financiamento nas economias desenvolvidas, enquanto nos países emergentes os mercados de ações foram os mais afetados. Chudik e Fratzscher (2011) apontam que, embora as características principais da crise de 2008 tenham sido possivelmente o falta de liquidez e o decorrente colapso no crédito, para as economias emergentes a aversão ao risco e a re-precificação do risco foram os fatores que mais afetaram suas economias e mercados. Ainda, existem algumas diferenças mesmo entre as classificações das economias, tendo sido a Europa a mais adversamente afetada pela diminuição do apetite pelo risco que em outras economias desenvolvidas.

Por fim, concluem que a queda da economia global em uma recessão severa aumentou ainda mais as restrições à liquidez e a redução dos investimentos globalmente, induzindo assim a um ciclo vicioso de enfraquecimento dos mercados financeiros e deteriorando o desenvolvimento da economia real.

Guidolin e Tam (2010) investigaram os efeitos da crise de 2008 na dinâmica dos spreads nos retornos de alguns títulos selecionados. Foi empregada uma base de dados com dados semanais de dezembro de 2001 a fevereiro de 2010, tendo sido dividida em três períodos: dezembro de 2001 a julho de 2007, agosto de 2007 a junho de 2009 e julho de 2009 a fevereiro de 2010. Em seus resultados encontraram que a crise causou uma ruptura substancial revelada pela persistência dos choques nos spreads. Em um teste formal de ruptura, confirmaram que a crise estabeleceu-se desde 2009. A crise financeira pode ser, conservadoramente, datada como um fenômeno entre agosto de 2007 e junho de 2009, apesar de algumas das séries de spreads apontarem para o fim de algumas das perturbações mais graves já em dezembro de 2008.

Em seus resultados indicaram que a crise teve o poder de afetar a estrutura da persistência do choque, mais precisamente a típica duração média de um choque. Sob a perspectiva de política econômica, isso significa que não apenas o prêmio de risco aumentou durante a crise financeira, mas também que qualquer choque possa causar a elevação do risco a partir de níveis normais irá causar efeitos de longo-prazo.

Um estudo aplicado ao mercado brasileiro foi publicado por Lima, Laurini e Minardi (2009), com o objetivo de testar a estabilidade do risco sistemático no Brasil quando não se conhece o ponto de quebra estrutural. Foram utilizados os retornos semanais e mensais de 92 ações listada na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa) e o *MSCI Brazil* como *benchmark* para carteira de mercado. Em seus resultados, observou-se que os coeficientes são razoavelmente estáveis ao longo do tempo e que tal estabilidade aumenta com o uso de

retornos mensais. No entanto, o teste de Chow (1960) mostra uma grande instabilidade nos coeficientes e que a estabilidade do risco sistemático aumenta com o uso de retornos semanais. Concluiu-se então que tal divergência poderia indicar que a instabilidade do coeficiente beta pode ser menor do que estimado empiricamente.

Blume (1971) examinou as propriedades estatísticas do risco sistemático de um ativo segundo o CAPM. Sua amostra foi retirada do Arquivo de Preços Relativos do Centro de Pesquisa em Preços de Ações da Escola de Graduação em Negócios da Universidade de Chicago. Sua amostra continha os preços mensais de ativos, ajustados para dividendos e mudanças de capital, listados na bolsa de Nova Iorque de janeiro de 1926 a junho de 1968. O número de empresas listadas variou de 415 a 890. Os preços de um ativo em particular para um dado período foram regredidos em função de uma carteira de mercado. Esse processo foi repetido para cada ação em cada período, gerando 415 regressões, com coeficiente de determinação médio de 0,51.

Para analisar o comportamento empírico do risco dos portfólios ao longo do tempo, foram configurados portfólios arbitrários com *n* ações, considerando investimentos igualmente ponderados em cada ativo. Para tanto, os betas estimados foram organizados de forma crescente, sendo que o primeiro portfólio compreendia as ações com os *n* menores betas e o último os *n* maiores betas, até que o número restante de ações fosse menor que *n*. O número *n* de ações variou entre 1, 2, 4, 7, 10, 35, 50, 75 e 100 por portfólio. Esse processo foi repetido para cada período estudado.

O risco calculado com base nos dados do período anterior pode ser tomado como uma estimativa do risco futuro e o risco calculado a partir de dados futuros como risco realizado. Desta forma, as correlações podem ser interpretadas como uma medida de exatidão da estimativa do risco, no caso uma extrapolação de dados históricos.

Segundo os resultados obtidos em seu estudo, analisando-se os dados entre julho/1926 a junho/1933 e julho/1933 a junho/1940, as correlações de Pearson variaram de 0,63 a 0,98 para ativos tomados individualmente e portfólios de 50 ativos, respectivamente. O alto valor apresentado no segundo caso indicou que praticamente toda a variação do beta pôde ser explicada por estimativas baseadas em dados anteriores. Por outro lado, avaliando-se ativos individualmente, apenas 36% da variação observada pôde ser explicada a partir de dados históricos. Logo, concluiu-se que estimativas do risco sistemático baseados em dados passados são consideravelmente precisas quando se utiliza grandes portfólios, enquanto que

estimativas para portfólios pequenos (ou mesmo ativos tomados individualmente) apresentaram capacidade limitada de prever o futuro.

Em seguida, foram montados portfólios de 100 ativos com as estimativas reais de risco. Observou-se uma tendência de mudança ao longo do tempo nos parâmetros de risco estimados. Esta tendência foi mais acentuada em portfólios com os menores riscos, onde os betas estimados nos períodos conseguintes eram invariavelmente maiores que os anteriores, sendo deste modo viesados e tendendo a regredir à média.

Propôs-se então um método de correção, regredindo-se o valor do beta de um período em função dos valores estimados nos períodos anteriores e, assim, utilizou-se esta relação estimada para modificar a estimativa do beta futuro. O coeficiente de inclinação para os cinco períodos sucessivos foram menores que um, de acordo com a tendência verificada. Encontrou-se que, tanto para ativos tomados individualmente quanto para grandes portfólios, as estimativas ajustadas são mais exatas do que estimativas não ajustadas. Desta forma, concluiu-se que seria possível obter uma estimativa mais precisa do risco sistemático utilizando a regressão através de dados históricos, mesmo que esta não seja estacionária ao longo do tempo.

Alexander (1980) estudou as possíveis causas para a discordância de opiniões com relação à estabilidade dos coeficientes de risco sistemático nos portfólios. Para tanto, foi coletada uma amostra contendo 160 ações listadas na bolsa de Nova Iorque. As taxas de retorno foram calculadas mensalmente de 1950 a 1967, assim como as taxas do índice Standard & Poor's 500. As evidências encontradas contradisseram os argumentos de que intervalos de estimação maiores resultam em betas mais estáveis (Baesel 1974) e testes estatísticos mostraram que o intervalo ótimo de tempo para a estimação do risco sistemático é de quatro a seis anos. A tendência do beta citada por Blume (ou seja, mudança ao longo do tempo nos parâmetros de risco estimados, a qual foi mais acentuada em portfólios com os menores riscos – onde os betas estimados nos períodos conseguintes eram invariavelmente maiores que os anteriores – sendo deste modo viesados e tendendo a regredir à média) também foi observada.

Taufiq Choudhry (2005) investigou em seu trabalho os efeitos dos ataques terroristas de 11 de setembro sobre risco sistemático variando no tempo de 20 empresas nos Estados Unidos. As cotações diárias de 1 de janeiro de 1991 a 31 de julho de 2002 foram coletadas utilizando o Datastream. O MSCI foi empregado como benchmark para a carteira de mercado e os retornos dos títulos do tesouro americano foram empregados como tax livre de risco. Os resultados indicaram que os eventos de 11 de setembro afetaram a maioria das

empresas estudadas no período posterior. O tamanho e direção do efeito variam de empresa para empresa. Também foi observado que nenhuma das empresas apresentou um aumento em seu Beta.

Em Mergner (2008) 18 setores pan-europeus foram investigados sob a perspectiva do risco sistemático variante no tempo. Dados semanais foram coletados do período de 2 de dezembro 1987 a 2 de fevereiro de 2005. Os índices dos setores foram obtidos no Stoxx Ltd (2004). O índice DJ STOXX 600 foi tomado como carteira de mercado e a Frankfurt Interbank Offered Rate (FIBOR) como taxa livre de risco.Foram empregados dois modelos utilizando como ferramenta o filtro de Kalman, um modelo estocástico bivariado de volatilidade via simulação de Monte-Carlo e também dois modelos de Markov. A comparação ex-ante dos diferentes modelos indicaram que um passeio aleatório em união ao modelo com filtro de Kalman é o melhor modelo para descrever e prever o comportamento do risco sistemático variante no tempo dos setores estudados na Europa.

3. METODOLOGIA

3.1. CAPITAL ASSETS PRICING MODEL (CAPM)

O modelo de apreçamento de ativos (CAPM), proposto por Sharpe (1964) e Lintner (1965), surge do problema de maximização de um agente em um ambiente de incerteza. Segundo Blanchard e Fischer (1989) um agente com horizonte de T períodos maximiza a função

$$\max E\left[\sum_{t=0}^{T-1}(1+\theta)^{-t}U(c_t)|t\right],$$

em que E representa a expectativa condicional da função utilidade do consumo ($U(c_t)$) no tempo $t = 0$ e θ é a taxa de desconto no tempo.

Assumindo que, no tempo t, um agente escolha alocar sua riqueza entre qualquer ativo n com risco, a uma taxa de retorno (líquida) estocástica r_{it} ($i = 1, 2, \dots, n$), e em um ativo livre de risco, com taxa de retorno r_{0t}. O resultado da maximização implica em $n + 1$ condições de primeira ordem

$$U'(c_t) = (1+\theta)^{-t}\, E[U'(c_{t+1})(1+r_{it})|t\,],\ \ i = 1, 2, \dots, n, \tag{1}$$

$$U'(c_t) = (1+\theta)^{-t}(1+r_{0t})\, E[U'(c_{t+1})|t\,] \tag{2}$$

O agente deve escolher consumir de forma que a utilidade marginal seja igual à utilidade marginal descontada no próximo período. Esta condição deve ser mantida independentemente do ativo, sendo este livre de risco ou não. Para os ativos com risco, a utilidade marginal em t depende do valor esperado do produto entre a utilidade marginal em t+1 e sua taxa de retorno (1). Como taxa de retorno ativo livre de risco é conhecida no instante *t*, ela pode ser tirado da expectativa condicional, resultando na equação (2).

As equações (1) e (2) resultam em um conjunto de restrições para o retorno dos ativos e o processo de consumo. Desta forma elas fornecem a condição de equilíbrio entre seus retornos, dado o processo de consumo. Substituindo (1) em (2), obtém-se

$$E[U'(c_{t+1})(r_{it} - r_{0t})|t\,] = 0, \qquad i = 1, 2, \dots, n.$$

Equivalentemente e simplificando a notação, substituindo-se $E[\cdot|t\,]$ por $E[\cdot]$

$$cov[U'(c_{t+1}), r_{it}] = E[U'(c_{t+1})(r_{it} - r_{0t})] - E[U'(c_{t+1})]E[U'(r_{it} - r_{0t})]$$

$$E[U'(c_{t+1})]E[U'(r_{it} - r_{0t})] + cov[U'(c_{t+1}), r_{it}] = 0, \qquad i = 1, 2, \dots, n.$$

Desta forma, o retorno esperado do ativo i no equilíbrio satisfaz a equação

$$E[r_{it}] = r_{0t} - \frac{cov[U'(c_{t+1}), r_{it}]}{E[U'(c_{t+1})]} = 0,\ \ i = 1, 2, \dots, n. \tag{3}$$

Quanto menor a covariância do retorno do ativo com a utilidade marginal do consumo, maior será o retorno esperado do ativo no equilíbrio. Dado que, no equilíbrio, o ativo fornece um *hedge* para o consumo, quando a utilidade marginal do consumo diminui os agentes estarão dispostos a obter um retorno menor. De outra forma, os agentes irão demandar uma taxa de retorno maior quando a utilidade marginal do consumo aumenta.

Tomando um ativo m negativamente correlacionado com $U'(c_{t+1})$, para qualquer ativo com risco (ex.: $U'(c_{t+1}) = -\gamma r_m$, para qualquer γ positivo)

$$cov[U'(c_{t+1}), r_{it}] = -\gamma cov(r_{mt}, r_{it}) \tag{4}$$

Ainda, para o ativo m, a equação (3) implica que

$$E[r_{mt}] = r_{0t} - \frac{cov[U'(c_{t+1}), r_{mt}]}{E[U'(c_{t+1})]} = r_{0t} + \frac{\gamma var(r_{mt})}{E[U'(c_{t+1})]}. \tag{5}$$

Substituindo (4) e (5) em (3), obtém-se

$$E[r_{it}] - r_{0t} = \left[\frac{cov(r_{it}, r_{mt})}{var(r_{mt})}\right](E[r_{mt}] - r_{0t}).$$

Por definição, β_i é conhecido como o coeficiente da regressão por mínimos quadrados ordinários entre os retornos em excesso do ativo e os retornos em excesso da carteira de mercado ou do índice. Este coeficiente pode ser obtido pela equação a seguir

$$\beta i = cov(r_{it}, r_{mt})/var(r_{mt}) \tag{6}$$

ou com base no estimador de mínimos quadrados ordinários (MQO) para a equação

$$r_{it} - r_{0t} = \alpha_i + \beta_i(r_{mt} - r_{0t}) + \varepsilon_{it}, \tag{7}$$

em que ε_{it} é um choque aleatório (ruído branco).

Obtém-se, dessa maneira, a relação entre risco sistemático e prêmio pelo risco de mercado, dada por

$$E[r_{it}] - r_{0t} = \beta_i(E[r_{mt}] - r_{0t}).$$

3.2. ESTABILIDADE DO RISCO SISTEMÁTICO E A BASE DE DADOS

A metodologia aplicada neste trabalho visa examinar se houve uma alteração nos betas dos ativos no Brasil decorrente da crise financeira de 2008 e estimar em como essa alteração ocorreu. Ainda, será verificado qual foi o impacto da crise sobre os betas nos setores de materiais básicos, bens de consumo não duráveis, financeiro, industrial e serviços públicos.

Para tanto, os preços de fechamentos diários dos ativos – ajustados para dividendos e mudanças de capital – e da carteira de mercado foram coletados com o auxílio da ferramenta de pesquisa *Bloomberg*. O Ibovespa (IBOV) foi aplicado como *benchmark* da carteira de mercado. Utilizou-se o período compreendido entre janeiro de 2004 e dezembro de 2011 como base para a realização do presente trabalho por se tratar e um período entre crise, conforme apresentado anteriormente na revisão bibliográfica. A data de 1º de janeiro de 2008 foi tomada como marco para a separação entre os períodos estudados, restando 1460 observações de retornos diários para cada um dos períodos (2004-2007 e 2008-2011), separadamente.

Inicialmente, a base de dados continha 372 ativos listados na bolsa de valores de São Paulo (BM&F Bovespa). Os ativos foram filtrados de forma que foram selecionados apenas aqueles que continham dados disponíveis em todo o período amostral, excluindo-se os ativos com dados faltantes ou não existentes em 1º de janeiro de 2007. Após uma primeira seleção, o número total de ativos foi restringido a 160. Feita a primeira seleção, os ativos foram ordenados dos mais líquidos para os menos líquidos e então se utilizou os 100 ativos com maior liquidez para compor a amostra final.

Após a definição da amostra, os log-retorno diários – preços de fechamento de cada um dos ativos com relação ao dia anterior – foram tomados como medida de retorno dos ativos durante o período analisado. Terminado o cálculo dos retornos dos ativos e da carteira de mercado, foram computados os betas de cada um dos ativos listados segundo a metodologia exposta na Seção 3.1.

Para analisar o comportamento empírico do risco dos portfólios ao longo do tempo, foram configurados portfólios arbitrários com *n* ações, considerando investimentos igualmente ponderados em cada ativo. Para tanto, os betas estimados com o auxílio do Eviews foram organizados em ordem crescente, sendo que o primeiro portfólio compreende as ações com os *n* menores betas e o último os *n* maiores betas. O número *n* de ações variou em 1, 5 e 10 ativos por portfólio. Esse processo foi repetido em cada um dos dois períodos estudados. Posteriormente, foram formadas carteiras apenas com os ativos contidos na amostra dos

setores de materiais básicos, bens de consumo não duráveis, financeiro, industrial e serviços públicos. Como critério de seleção, apenas setores com grupos de mais de dez ativos dentre os 100 selecionados foram utilizados na análise setorial.

Em seguida foram realizados testes para verificação da estabilidade dos betas entre os dois períodos de tempo estudados para as carteiras i. Primeiramente, foi utilizado um teste de médias para verificar se os betas do período pré-crise (índice 1) eram iguais aos betas do período pós-crise (índice 2). As hipóteses adotadas foram:

$$\mathrm{H_0}: \beta_{1i} = \beta_{2i}$$
$$\mathrm{H_A}: \beta_{1i} \neq \beta_{2i}$$

onde a hipótese nula assume que não houve mudança no risco sistemático dos ativos da carteira i no primeiro período (β_{1i}) com relação ao segundo (β_{2i}) e a hipótese alternativa que os Betas calculados são estatisticamente diferentes.

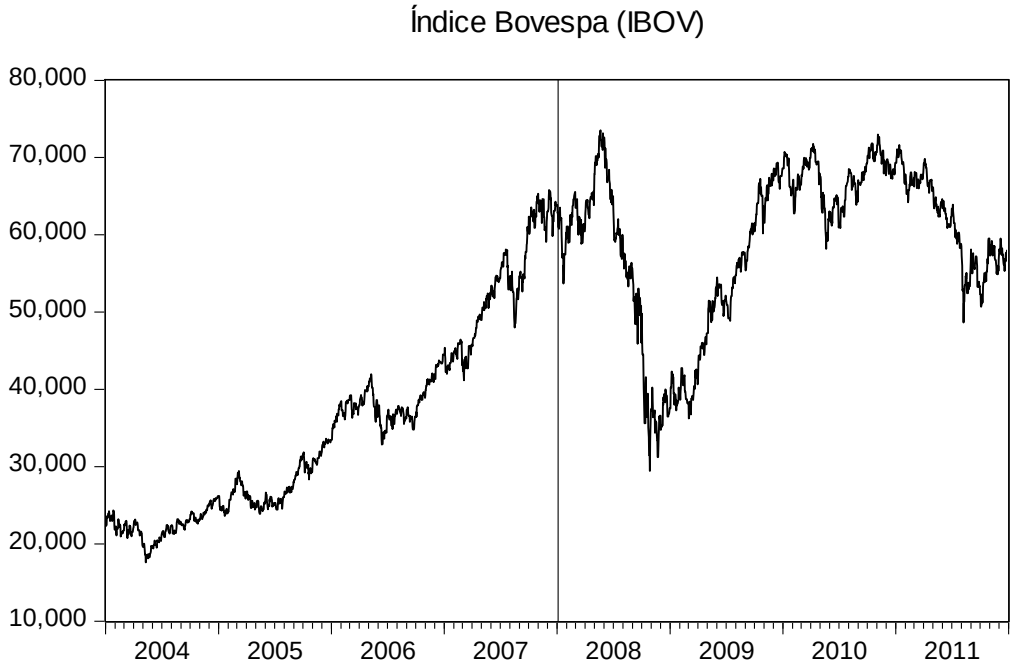
Para determinar se as médias dos betas do período de 1º de janeiro de 2004 a 31 de dezembro de 2007, antes da crise, poderiam ser consideradas estatisticamente iguais às do período entre 1º de janeiro de 2008 a 31 de dezembro de 2011, após a crise, em cada um dos três portfólios estudados, foi realizada a regressão entre os betas do segundo período em relação ao primeiro pela função:

$$\beta_2 = \alpha_0 + \alpha_1 \beta_1 + \varepsilon \tag{8}$$

Segundo a equação (8), o risco sistemático do segundo período será igual ao do primeiro período quando α_0 for igual a zero e α_1 for igual a um. Portanto, espera-se que pelo menos um desses coeficientes não atenda a essa condição, já que foi verificado que houve um impacto no risco sistemático das carteiras analisadas. A verificação dos coeficientes será realizada utilizando o teste de Wald, primeiramente realizando o teste conjunto ($\alpha_0 = 0 \; e \; \alpha_1 = 1$) e, em seguida, realizando-os separadamente.

4. RESULTADOS

Conforme apresentado nas seções anteriores, este artigo visa examinar se é possível afirmar que foi verificada uma alteração nos betas dos ativos no Brasil decorrente da crise financeira global de 2008. Para tanto, a base de dados que compreende o início do ano de 2004 ao final do ano de 2008 foi separada em dois períodos. Chudik e Fratzscher (2011) e Guidolin e Tam (2010) apontam em seus estudos para a existência de uma crise mundial e choques em diversas variáveis econômicas em meados de 2008 nos mercados financeiros ao redor do mundo. A Figura 1 mostra a evolução do índice Bovespa (Ibovespa ou IBOV Index) e como a crise financeira de 2008 afetou o mercado de ações no Brasil. A série foi separada em dois períodos (indicado pela linha vertical na data de 1º de janeiro de 2008), os quais foram utilizados para a realização deste trabalho.



Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados coletados em BLOOMBERG, 2004-2011.

Figura 1 – Evolução do índice Bovespa de 1º de janeiro de 2004 a 31 de dezembro de 2011. A linha vertical aponta a data da separação dos dois períodos utilizados para o desenvolvimento do trabalho (1º de dezembro de 2008).

O retorno médio diário do Índice Bovespa no primeiro período foi de 0,000816, com um desvio-padrão de 0,013633. No segundo período a média diária observada foi de

0,00007950 e o desvio-padrão 0,017942. Apesar de uma recuperação após a queda brusca do índice observada entre os anos de 2008 e 2009 e o retorno ao patamar pré-crise no ano de 2010, o retorno médio observado no segundo período estudado é consistentemente menor do que o retorno médio do período pós-crise.

A Tabela 1 apresenta os resultados dos cálculos dos coeficientes betas obtidos a partir dos retornos diários dos ativos selecionados e do Ibovespa segundo o CAPM. Apenas nas carteiras formadas por ativos tomados individualmente foram observados ativos com Betas negativos, num total de 2 Betas negativos para o primeiro período e outros 2 para o segundo período. Nas demais carteiras não foram observados Betas negativos para quaisquer que fossem os períodos.

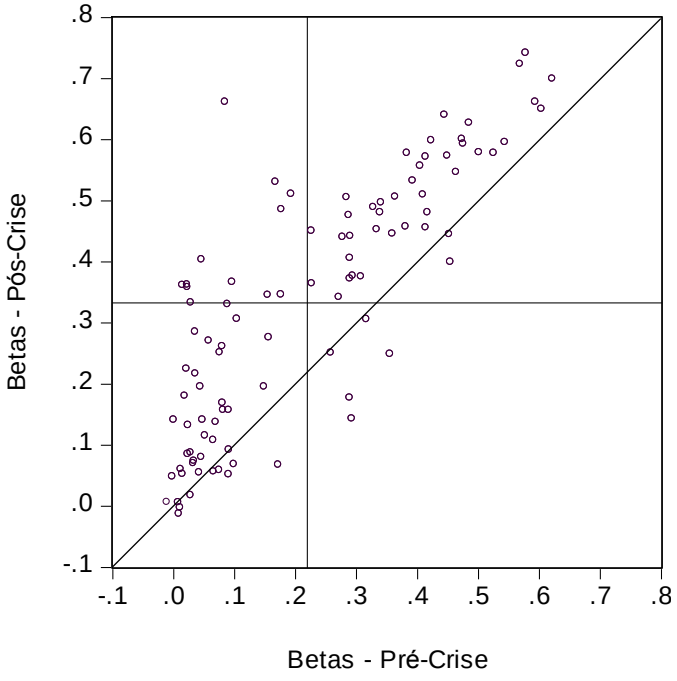
Tabela 1 – Sumário descritivo dos coeficientes Betas estimados de um total de 100 ativos – separados nos períodos de 1º de janeiro de 2004 a 31 de dezembro de 2007 e 1º de janeiro de 2008 a 31 de dezembro de 2011 – para cada um dos tipos de carteiras, segundo o número de ativos contidos em cada uma delas. Foram criadas 100 carteiras com 1 ativo, 20 carteiras com 5 ativos e 10 carteiras contendo 10 ativos.

	SUMÁRIO DESCRITIVO DOS COEFICIENTES BETAS ESTIMADOS			
	Carteira	1 ativo	5 ativos	10 ativos
Média	1º Período	0,2191	0,2191	0,2191
	2º Período	0,3331	0,2761	0,2761
Mediana	1º Período	0,1739	0,1798	0,1829
	2º Período	0,3523	0,2603	0,2560
Desvio-Padrão	1º Período	0,1840	0,1875	0,1910
	2º Período	0,2065	0,1830	0,1855
Máximo	1º Período	0,6213	0,5928	0,5494
	2º Período	0,7321	0,6441	0,5972
Mínimo	1º Período	-0,1074	0,0007	0,0074
	2º Período	-0,0122	0,0194	0,0459

Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados coletados em BLOOMBERG, 2004-2011.

A Figura 2 mostra um gráfico de dispersão dos ativos tomados individualmente, relacionando os seus betas no primeiro período com os seus betas do segundo período. A linha vertical demarca a média dos betas do primeiro período, que foi de 0,219148, enquanto que a linha horizontal demarca o valor médio dos betas no segundo período, que é 0,333061. Observa-se que, dos 100 ativos utilizados na análise, 16 deles encontram-se nos quadrantes

pares. Logo, 16% dos ativos apresentaram uma alteração em seus betas, tendo sido estes aumentados ou reduzidos substancialmente com relação ao período anterior. Os ativos encontrados no 2º quadrante (5 de um total de 16 distribuídos entre os quadrantes 2 e 4) são aqueles que apresentaram uma redução em seu risco sistemático quando se compara seu beta do primeiro período com o do segundo período. Já os ativos do 4º quadrante (totalizando 11 ativos) são aqueles que apresentaram uma elevação em seu risco sistemático comparando-se ao beta do período anterior.



Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados coletados em BLOOMBERG, 2004-2011.

Figura 2 – Gráfico de dispersão dos 100 ativos tomados individualmente, relacionando os seus betas no primeiro período aos seus betas do segundo. A linha vertical demarca a média dos betas do primeiro período (0,219148) e a linha horizontal o valor médio dos betas no segundo período (0,333061). O quadrante superior direito foi definido como 1º quadrante, os demais seguem a ordem de numeração no sentido horário. A linha de 45 graus marca a bissetriz do gráfico.

Desses ativos, 6 pertencem ao setor de bens de consumo não duráveis, 4 do setor de serviços públicos, 2 ao setor de comunicações, 2 do setor financeiro, 1 ao setor de bens de consumo duráveis e 1 do setor industrial. De modo geral, observa-se por meio da bissetriz traçada que houve um aumento no risco sistemático quando se compara o período pré-crise

com o período pós-crise. Os pontos acima da linha de quarenta e cinco graus (onde os valores de Betas do primeiro período se igualam aos do segundo período) apontam para uma elevação no nível dos betas calculados no segundo período. Tal fato pode ser explicado pelo aumento da aversão ao risco por parte dos investidores – em especial em países emergentes, como no caso do Brasil – elevando risco sistemático dos ativos com relação ao prêmio de risco de mercado (ou seja, o Beta de um ativo). A Tabela 4 do Apêndice apresenta detalhadamente os 16 ativos citados acima, com seus tickers, setores e respectivos betas no primeiro e segundo período, separados em duas seções: 2º quadrante e 4º quadrante.

A seguir, serão introduzidos os testes econométricos que complementam os resultados descritivos. Desta maneira, é possível ter uma fundamentação teórica para as conclusões tiradas com base nos achados exibidos a seguir.

Tabela 2 – Teste de igualdade de médias entre os Betas do 1º período (1º de janeiro de 2004 a 31 de dezembro de 2007) e 2º período (1º de janeiro de 2008 a 31 de dezembro de 2011) das carteiras formadas com 1, 5 e 10 ativos e das carteiras formadas por ativos dos setores selecionados.

TESTE DE IGUALDADE DE MÉDIAS ENTRE OS BETAS DO PRIMEIRO E SEGUNDO PERÍODO	
Carteiras	
	Estatística
Carteira com 1 Ativo†	9,8143***
Carteira com 5 Ativos	9,5186***
Carteira com 10 Ativos	9,5566***
Setores	
	Estatística
Materiais Básicos†	4,1951***
Bens de Consumo Não-Duráveis†	4,6459***
Financeiro†	5,3202***
Industrial†	3,9725***
Serviços Públicos†	3,2137***

*** Significante a 1%; ** Significante a 5%; * Significante a 10%.
† Teste t-pareado.
Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados coletados em BLOOMBERG, 2004-2011.

Com o intuito de verificar se houve uma mudança no risco sistemático dos ativos estudados, primeiramente foram realizados testes de igualdade de médias em cada uma das carteiras formadas segundo a metodologia exposta anteriormente. A hipótese nula do teste assume que a média da diferença entre as séries – ou seja, diferença entre os betas do primeiro

e segundo período – é igual a zero. Em outras palavras, não existe, a certo nível de confiança, diferença entre as médias das séries. A Tabela 2 apresenta os resultados obtidos.

Os resultados apontam que, para todas as carteiras analisadas, a hipótese nula do teste foi rejeitada a 1% de significância, com exceção às carteiras compostas por 5 e 10 ativos, onde os resultados não foram estatisticamente significantes (logo a média das carteiras não diferem estatisticamente). Ou seja, de modo geral, as médias dos betas das carteiras do primeiro período são estatisticamente diferentes daquelas observadas no segundo período. Isso implica que houve uma mudança no risco sistemático no período analisado para essas carteiras estudadas.

Em seguida, foi realizada uma regressão entre o beta do segundo período em função do primeiro período utilizando a equação (8). Segundo a equação (8), o risco sistemático do segundo período será igual ao do primeiro período quando α_0 for igual a zero e α_1 for igual a um. Portanto, espera-se que pelo menos um desses coeficientes não atenda a essa condição, já que foi verificado descritivamente que houve um impacto no risco sistemático das carteiras analisadas. Especificamente, é esperado que α_0 seja estatisticamente diferente de zero e positivo, tendo em vista que a análise descritiva aponta para uma elevação no nível do risco sistemático no período pós-crise. A Tabela 3 apresenta os resultados obtidos das regressões para as carteiras analisadas e os resultados dos testes de Wald, o qual permite analisar os coeficientes sob restrições específicas, tanto conjuntamente quanto individualmente. A segunda coluna traz os testes conjuntos dos coeficientes. Na terceira coluna encontram-se os testes individuais para os α_0 e na quarta coluna os resultados para os α_1.

Segundo os resultados obtidos, todas as restrições impostas conjuntamente sobre os coeficientes α_0 e α_1 estimados foram rejeitadas estatisticamente. Ou seja, há evidências estatísticas que comprovam que os betas calculados diferem entre os períodos, corroborando com os resultados observados a partir da análise descritiva realizada anteriormente. Logo, procedeu-se com os testes individuais para os coeficientes α_0 e α_1.

O estudo do coeficiente α_0 demonstrou que, exceto pela carteira composta por ativos do setor de Serviços Públicos, todas as outras apresentaram um α_0 estatisticamente diferente de zero. Assim, houve um aumento no nível do risco sistemático em todas as carteiras analisadas, com exceção a de Serviços Públicos. De modo geral, conforme Chudik e Fratzscher (2011), os ativos brasileiros listados na BM&F Bovespa sofreram com a maior aversão ao risco desengatilhada pela crise financeira global, o que levou a um aumento

generalizado em seus riscos sistemáticos. Em outras palavras – e exceto pelo setor de Serviços Públicos – houve um aumento no retorno esperado por um investidor ao investir em um ativo no período pós-crise com relação ao período pré-crise, dado à percepção da elevação do risco sistemático, observada não apenas no Brasil, mas também nos mercados ao redor do mundo.

Ainda, a não rejeição da hipótese nula para o setor de Serviços públicos se deve ao fato de que esse setor é menos suscetível a esse aumento de aversão ao risco, dado que estes ativos estão menos sujeitos a variações de demanda por se tratarem serviços de pouca ou nenhuma substitutabilidade, o que faz com que empresas desse setor tenham uma maior estabilidade em seus resultados e, portanto, menor exposição ao risco.

Tabela 3 –Coeficientes estimados pela regressão entre os Betas do 1º período (1º de janeiro de 2004 a 31 de dezembro de 2007) e 2º período (1º de janeiro de 2008 a 31 de dezembro de 2011) e os testes de Wald das carteiras formadas com 1, 5 e 10 ativos e das carteiras formadas por ativos dos setores selecionados.

COEFICIENTES ESTIMADOS E RESULTADOS DOS TESTES DE WALD					
	$\widehat{\alpha_0}$	$\widehat{\alpha_1}$	$\alpha_0 = 0$ $\alpha_1 = 1$	$\alpha_0 = 0$	$\alpha_1 = 1$
Carteira					
				Qui-Quadrado	
1 Ativo	0,1290***	0,9307***	9,7709***	5,0947***	1,196
5 Ativo	-0,0609***	1,0142***	8,6830***	2,9154***	0,1724
10 Ativo	-0,0639***	1,0253***	8,7081***	3,1509***	0,5293
Setores					
				Qui-Quadrado	
Materiais Básicos	0,0515	1,0542***	17,3164***	2,7902*	0,4316
Bens de Consumo	0,1738***	0,7134***	24,2802***	17,1344***	1,7471
Financeiro	0,1777***	0,9185***	27,3503***	19,6546***	0,2667
Industrial	0,1363*	0,9388**	14,1573***	5,1111**	0,0469
Serviços Públicos	0,0407	1,2215***	12,1040***	0,586	1,4937

*** Significante a 1%; ** Significante a 5%; * Significante a 10%.

Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados coletados em BLOOMBERG, 2004-2011.

Dos coeficientes α_1 estimados, todos foram estatisticamente iguais a 1. Logo, de modo geral, os betas do primeiro período não influenciam no valor do beta do segundo período, ou seja, o risco observado no período pré-crise não influencia no risco observado do período pós-crise. Em outras palavras, a elevação do risco observado pelo investidor e

consequente aumento na taxa de retorno esperada para o investimento em um dado ativo independe do risco do ativo no período anterior à crise.

5. CONCLUSÃO

Este trabalho apresentou um estudo sobre a estabilidade do risco sistemático ao longo do período compreendido entre 2004 e 2011, a fim de estudar o efeito da crise financeira de 2008 sobre a estabilidade do risco sistemático no mercado brasileiro. Tomou-se como base para o desenvolvimento da metodologia aplicada neste trabalho o artigo "On the assessment of the risk", publicado por Blume (1971).

A metodologia aplicada neste artigo visou analisar se foi verificada uma alteração nos betas dos ativos no Brasil decorrente da crise financeira de 2008 e estimar em como essa alteração ocorreu. Para isso, o período analisado foi separado em duas partes, sendo a primeira compreendida entre janeiro de 2004 e dezembro de 2007 e a segunda entre janeiro de 2007 e dezembro de 2011.

Descritivamente, observou-se que 16% dos ativos examinados apresentaram uma alteração em seus betas entre os períodos analisados, tendo sido estes aumentados ou reduzidos substancialmente com relação ao período anterior.

Segundo os resultados obtidos por meio dos testes econometricos, há evidências estatísticas que comprovam que os betas calculados diferem entre os períodos. Os testes mostraram que as médias dos betas das carteiras do primeiro período eram estatisticamente diferentes daquelas observadas no segundo período, implicando numa mudança do risco sistemático do período pré-crise para o período pós-crise.

O estudo demonstrou que, exceto pela carteira composta por ativos do setor de Serviços Públicos, houve um aumento no nível do risco sistemático em todas as carteiras analisadas. De modo geral, conforme Chudik e Fratzscher (2011), os ativos brasileiros listados na BM&F Bovespa sofreram com a maior aversão ao risco desengatilhada pela crise financeira global, o que levou a um aumento generalizado em seus riscos sistemáticos. Em outras palavras – e exceto pelo setor de Serviços Públicos – houve um aumento no retorno esperado por um investidor ao investir em um ativo no período pós-crise com relação ao período pré-crise, dado à percepção da elevação do risco sistemático, observada não apenas no Brasil, mas também nos mercados ao redor do mundo. Ainda, a elevação do nível do beta

do setor de Serviços públicos se deve ao fato de que esse setor é menos suscetível ao aumento de aversão ao risco, dado que estes ativos estão menos sujeitos a variações de demanda por se tratarem serviços de pouca ou nenhuma substitutabilidade, o que faz com que empresas desse setor tenham uma maior estabilidade em seus resultados e, portanto, menor exposição ao risco.

Ainda, foram verificadas evidencias de que, de modo geral, os betas do primeiro período não influenciam no valor do beta do segundo período, ou seja, o risco observado no período pré-crise não influencia no risco observado do período pós-crise. Em outras palavras, a elevação do risco observado pelo investidor e consequente aumento na taxa de retorno esperada para o investimento em um dado ativo independe do risco do ativo no período anterior à crise, mas sim de um aumento geral no nível de risco.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

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, 1980.

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

BAESEL, Jerome B. On the Assessment of Risk: Some Further Considerations. *Journal of Finance*, v. 29, p. 149 – 1494, 1974.

BLUME, Marshall E. On the Assessment of Risk. *Journal of Finance*, v. 26, n. 1, p. 1–10, 1971.

CHOUDHRY, Taufiq. September 11 and time-varying beta of United States companies. *Applied Financial Economics*, v.15, p. 1227-1242, 2005.

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

CHUDIK, Alexander; FRATZSCHER, Marcel. Identifying the global transmission of the 2007-09 financial crisis in a GVAR model. *Working Paper Series – European Central Bank – EUROSYSTEM*, n. 1285, Jan. 2011.

GUIDOLIN, Massimo; TAM, Yu M. A Yield Spread Perspective on the Great Financial Crisis: Break-Point Test Evidence. *Research Division – Federal Reserve Bank of Sr. Louis – Working Paper Series*, n. 2010-026A, Ago. 2010.

LIMA, Ronaldo Gomes Dultra de; LAURINI, Márcio Poletti;MINARDI, Andrea Maria Accioly Fonseca. Teste de estabilidades dos coeficientes betas do mercado acionário brasileiro. *Insper Working Paper*, v. 183, 2009.

LINTNER, J. The valuation of risky assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The Review of Economics and Statistics*, v. 47, n. 1, p. 13–37, 1965.

MERGNER, Sascha; BULLA, Jan. Time-varying beta risk of Pan-European industry portfolios: A comparison of alternative modeling techniques. *The European Journal of Finance*, v. 14, n. 8, p. 771–802, 2008.

SHARPE, W. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, v. 19, n.3, p. 425–442, 1964.

APÊNDICE

Tabela 4 – Identificação dos Betas por quadrante sobre o risco sistemático. Ativos localizados nos quadrantes pares da Figura 2 das Estatísticas Descritivas. Classificação por ticker, setor, e betas nos dois períodos estimados.

IDENTIFICAÇÃO DOS BETAS POR QUADRANTE SOBRE O RISCO SISTEMÁTICO			
Ticker	Setor	Beta 1º Periodo	Beta 2º Periodo
2º Quadrante			
CREM3	Bens de Consumo Duráveis	0,3807	0,4579
MYPK3	Bens de Consumo Não-Duráveis	0,2842	0,5056
TAMM4	Bens de Consumo Não-Duráveis	0,0144	0,3616
FRAS4	Bens de Consumo Não-Duráveis	0,2842	0,5056
RSID3	Bens de Consumo Não-Duráveis	0,1761	0,3464
SLED4	Comunicações	0,0144	0,3616
SCAR3	Financeiro	0,0227	0,3583
LIPR3	Financeiro	0,2842	0,5056
MAGG3	Industrial	0,2842	0,5056
COCE5	Serviços Públicos	0,3807	0,4579
GETI4	Serviços Públicos	0,2842	0,5056
4º Quadrante			
LEVE3	Bens de Consumo Não-Duráveis	0,2842	0,5056
CTNM4	Bens de Consumo Não-Duráveis	0,3807	0,4579
EBTP4	Comunicações	0,3807	0,4579
CEPE5	Serviços Públicos	0,3807	0,4579
SAPR4	Serviços Públicos	0,0287	0,3333

Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados coletados em BLOOMBERG, 2004-2011.

Tabela 5 – Resumo das estatísticas das carteiras de 1 Ativo. Contém os *tickers* das ações e os betas calculados no primeiro e segundo período. Ao final, encontram-se as médias e os desvios-padrão.

RESUMO DAS ESTATÍSTICAS DAS CARTEIRAS – 1 ATIVO					
Ticker	*Betas*		*Ticker*	*Betas*	
	1º Período	*2º Período*		*1º Período*	*2º Período*
PETR4	0,6213	0,6995	TRPL4	0,3636	0,5065
ITUB4	0,6033	0,6502	RAPT4	0,3591	0,4461
ITSA4	0,5935	0,6617	SAPR4	0,3551	0,2494
BBDC4	0,5777	0,7421	LAME4	0,3408	0,4973
VALE5	0,5684	0,7236	SUZB5	0,3390	0,4807
GGBR4	0,5435	0,5956	POMO4	0,3338	0,4531
GOAU4	0,5252	0,5780	WEGE3	0,3281	0,4894
CSNA3	0,5011	0,5789	CEPE5	0,3166	0,3061
BRAP4	0,4848	0,6272	CNFB4	0,3076	0,3758
CMIG4	0,4751	0,5930	FESA4	0,2942	0,3772
AMBV4	0,4732	0,6008	EBTP4	0,2922	0,1434
USIM5	0,4637	0,5469	EMBR3	0,2901	0,4418
FIBR3	0,4541	0,3998	ALPA4	0,2892	0,4060
VIVT4	0,4525	0,4452	ETER3	0,2892	0,3722
CLSC4	0,4492	0,5733	CTNM4	0,2887	0,1775
CPLE6	0,4443	0,6405	CCRO3	0,2875	0,4762
BBAS3	0,4230	0,5988	BRFS3	0,2842	0,5056
CRUZ3	0,4169	0,4811	NETC4	0,2777	0,4406
CGAS5	0,4137	0,5718	TIMP3	0,2712	0,3422
OIBR4	0,4136	0,4558	LEVE3	0,2583	0,2511
KLBN4	0,4096	0,5100	FJTA4	0,2270	0,3645
ELET6	0,4047	0,5570	TBLE3	0,2262	0,4505
SBSP3	0,3924	0,5325	COCE5	0,1928	0,5111
PCAR4	0,3831	0,5783	SLED4	0,1772	0,4856
BRKM5	0,3807	0,4579	RSID3	0,1761	0,3464
Média	0,4747	0,5760	*Média*	0,2866	0,3959
D.P	0,0718	0,0846	*D.P*	0,0523	0,1021

Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados coletados em BLOOMBERG, 2004-2011.

Tabela 5 (Continuação) – Resumo das estatísticas das carteiras de 1 Ativo. Contém os *tickers* das ações e os betas calculados no primeiro e segundo período. Ao final, encontram-se as médias e os desvios-padrão.

RESUMO DAS ESTATÍSTICAS DAS CARTEIRAS – 1 ATIVO (CONTINUAÇÃO)					
Ticker	*Betas*		*Ticker*	*Betas*	
	1º Período	*2º Período*		*1º Período*	*2º Período*
EMAE4	0,1717	0,0678	ITEC3	0,0455	0,0803
GETI4	0,1675	0,5307	EUCA4	0,0438	0,1960
ROMI3	0,1560	0,2764	EKTR4	0,0421	0,0552
FRAS4	0,1550	0,3457	BEES3	0,0361	0,2168
BOBR4	0,1485	0,1958	CRIV4	0,0358	0,2857
IDNT3	0,1040	0,3068	PEAB3	0,0334	0,0742
AELP3	0,0992	0,0689	PTPA4	0,0325	0,0703
TAMM4	0,0962	0,3671	HGTX3	0,0287	0,3333
GUAR4	0,0909	0,0924	TIBR5	0,0281	0,0875
CEEB3	0,0905	0,1572	TUPY4	0,0280	0,0182
GEPA4	0,0902	0,0520	CGRA4	0,0237	0,1328
BMTO4	0,0886	0,3307	BNBR4	0,0234	0,0853
LIPR3	0,0845	0,6617	SCAR3	0,0227	0,3583
BAZA3	0,0817	0,1573	CREM3	0,0224	0,3626
BRIV4	0,0803	0,1689	JFEN3	0,0212	0,2245
PMAM3	0,0797	0,2617	SANB4	0,0187	0,1803
MLFT4	0,0761	0,2514	MEND6	0,0147	0,0524
SHUL4	0,0752	0,0593	MYPK3	0,0144	0,3616
BGIP4	0,0692	0,1374	TELB3	0,0120	0,0606
RHDS3	0,0660	0,0566	REDE4	0,0107	-0,0023
BMEB4	0,0654	0,1085	VINE5	0,0088	-0,0122
WHRL4	0,0578	0,2709	EEEL3	0,0075	0,0061
CBEE3	0,0519	0,1158	KEPL3	0,0001	0,1414
SGAS4	0,0474	0,1416	PNVL4	-0,0020	0,0487
MAGG3	0,0459	0,4040	RPAD6	-0,0107	0,0067
Média	0,0936	0,2235	*Média*	0,4598	0,5578
D.P	0,0365	0,1525	*D.P*	0,1028	0,1235

Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados coletados em BLOOMBERG, 2004-2011.

Tabela 6 – Resumo das estatísticas das carteiras de 5 Ativos. Contém as carteiras e os betas calculados no primeiro e segundo período. Ao final, encontram-se as médias e os desvios-padrão.

RESUMO DAS ESTATÍSTICAS DAS CARTEIRAS – 5 ATIVOS		
Ticker	*Betas*	
	1º Período	*2º Período*
Carteira 1	0,5928	0,6441
Carteira 2	0,5059	0,5502
Carteira 3	0,4585	0,4859
Carteira 4	0,4223	0,4860
Carteira 5	0,3941	0,4606
Carteira 6	0,3515	0,3938
Carteira 7	0,3161	0,3582
Carteira 8	0,2899	0,2990
Carteira 9	0,2758	0,3394
Carteira 10	0,1999	0,3157
Carteira 11	0,1598	0,2215
Carteira 12	0,0962	0,1473
Carteira 13	0,0851	0,1796
Carteira 14	0,0732	0,1132
Carteira 15	0,0537	0,1309
Carteira 16	0,0407	0,1037
Carteira 17	0,0301	0,0734
Carteira 18	0,0227	0,1277
Carteira 19	0,0141	0,0723
Carteira 20	0,0007	0,0194
Média	0,2191	0,2761
D.P	0,1827	0,1783

Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados coletados em BLOOMBERG, 2004-2011.

Tabela 7 – Resumo das estatísticas das carteiras de 10 Ativos. Contém as carteiras e os betas calculados no primeiro e segundo período. Ao final, encontram-se as médias e os desvios-padrão.

RESUMO DAS ESTATÍSTICAS DAS CARTEIRAS – 10 ATIVOS		
Ticker	*Betas*	
	1º Período	*2º Período*
Carteira 1	0,5494	0,5972
Carteira 2	0,4404	0,4859
Carteira 3	0,3728	0,4272
Carteira 4	0,3030	0,3286
Carteira 5	0,2378	0,3276
Carteira 6	0,1280	0,1844
Carteira 7	0,0791	0,1464
Carteira 8	0,0472	0,1173
Carteira 9	0,0264	0,1005
Carteira 10	0,0074	0,0459
Média	0,2191	0,2761
D.P	0,1812	0,1760

Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados coletados em BLOOMBERG, 2004-2011.

Tabela 8 – Resumo das estatísticas das carteiras do setor de Materiais Básicos. Contém as carteiras e os betas calculados no primeiro e segundo período. Ao final, encontram-se as médias e os desvios-padrão.

RESUMO DAS ESTATÍSTICAS DAS CARTEIRAS – MATERIAIS BÁSICOS		
Ticker	*Betas*	
	1º Período	*2º Período*
VALE5	0,5684	0,7236
GGBR4	0,5435	0,5956
CSNA3	0,5011	0,5789
USIM5	0,4637	0,5469
BRKM5	0,3807	0,4579
GOAU4	0,5252	0,5780
FIBR3	0,4541	0,3998
KLBN4	0,4096	0,5100
SUZB5	0,3390	0,4807
TUPY4	0,0280	0,0182
FESA4	0,2942	0,3772
PMAM3	0,0797	0,2617
RHDS3	0,0660	0,0566
PTPA4	0,0325	0,0703
TIBR5	0,0281	0,0875
Média	0,3142	0,3828
D.P	0,2021	0,2214

Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados coletados em BLOOMBERG, 2004-2011.

Tabela 9 – Resumo das estatísticas das carteiras do setor de Bens de Consumo Não-Duráveis. Contém as carteiras e os betas calculados no primeiro e segundo período. Ao final, encontram-se as médias e os desvios-padrão.

RESUMO DAS ESTATÍSTICAS DAS CARTEIRAS – BENS DE CONSUMO NÃO-DURÁVEIS		
Ticker	*Betas*	
	1º Período	*2º Período*
LAME4	0,3408	0,4973
HGTX3	0,0287	0,3333
TAMM4	0,0962	0,3671
ALPA4	0,2892	0,4060
GUAR4	0,0909	0,0924
WHRL4	0,0578	0,2709
POMO4	0,3338	0,4531
MYPK3	0,0144	0,3616
LEVE3	0,2583	0,2511
RAPT4	0,3591	0,4461
RSID3	0,1761	0,3464
BMTO4	0,0886	0,3307
FRAS4	0,1550	0,3457
VINE5	0,0088	-0,0122
PNVL4	-0,0020	0,0487
CTNM4	0,2887	0,1775
KEPL3	0,0001	0,1414
CGRA4	0,0237	0,1328
Média	0,1449	0,2772
D.P	0,1286	0,1444

Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados coletados em BLOOMBERG, 2004-2011.

Tabela 10 – Resumo das estatísticas das carteiras do setor Financeiro. Contém as carteiras e os betas calculados no primeiro e segundo período. Ao final, encontram-se as médias e os desvios-padrão.

RESUMO DAS ESTATÍSTICAS DAS CARTEIRAS – FINANCEIRO		
Ticker	*Betas*	
	1º Período	*2º Período*
ITUB4	0,6033	0,6502
BBDC4	0,5777	0,7421
BBAS3	0,4230	0,5988
SANB4	0,0187	0,1803
BRAP4	0,4848	0,6272
BNBR4	0,0234	0,0853
MLFT4	0,0761	0,2514
SCAR3	0,0227	0,3583
BAZA3	0,0817	0,1573
BEES3	0,0361	0,2168
JFEN3	0,0212	0,2245
BMEB4	0,0654	0,1085
LIPR3	0,0845	0,6617
BGIP4	0,0692	0,1374
BRIV4	0,0803	0,1689
CRIV4	0,0358	0,2857
RPAD6	-0,0107	0,0067
IDNT3	0,1040	0,3068
Média	0,1554	0,3204
D.P	0,2010	0,2240

Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados coletados em BLOOMBERG, 2004-2011.

Tabela 11 – Resumo das estatísticas das carteiras do setor Industrial. Contém as carteiras e os betas calculados no primeiro e segundo período. Ao final, encontram-se as médias e os desvios-padrão.

RESUMO DAS ESTATÍSTICAS DAS CARTEIRAS – INDUSTRIAL		
Ticker	*Betas*	
	1º Período	*2º Período*
WEGE3	0,3281	0,4894
EMBR3	0,2901	0,4418
CNFB4	0,3076	0,3758
MAGG3	0,0459	0,4040
ETER3	0,2892	0,3722
EUCA4	0,0438	0,1960
SHUL4	0,0752	0,0593
ROMI3	0,1560	0,2764
MEND6	0,0147	0,0524
FJTA4	0,2270	0,3645
Média	0,1778	0,3032
D.P	0,1182	0,1458

Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados coletados em BLOOMBERG, 2004-2011.

Tabela 12 – Resumo das estatísticas das carteiras do setor de Serviços Públicos. Contém as carteiras e os betas calculados no primeiro e segundo período. Ao final, encontram-se as médias e os desvios-padrão.

RESUMO DAS ESTATÍSTICAS DAS CARTEIRAS – SERVIÇOS PÚBLICOS		
Ticker	*Betas*	
	1º Período	*2º Período*
CMIG4	0,4751	0,5930
ELET6	0,4047	0,5570
TBLE3	0,2262	0,4505
SBSP3	0,3924	0,5325
CPLE6	0,4443	0,6405
TRPL4	0,3636	0,5065
GETI4	0,1675	0,5307
CEEB3	0,0905	0,1572
CBEE3	0,0519	0,1158
GEPA4	0,0902	0,0520
EKTR4	0,0421	0,0552
CGAS5	0,4137	0,5718
CEPE5	0,3166	0,3061
CLSC4	0,4492	0,5733
SAPR4	0,3551	0,2494
COCE5	0,1928	0,5111
REDE4	0,0107	-0,0023
EEEL3	0,0075	0,0061
EMAE4	0,1717	0,0678
Média	0,2456	0,3407
D.P	0,1612	0,2308

Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados coletados em BLOOMBERG, 2004-2011.