



Revista Brasileira de Finanças

ISSN: 1679-0731

rbfin@fgv.br

Sociedade Brasileira de Finanças

Brasil

Nascimento Oliveira, Fernando; dos Santos Cunha, Fernando César  
Estimando Betas de Mercado com Quebras Estruturais  
Revista Brasileira de Finanças, vol. 15, núm. 2, abril-junio, 2017, pp. 251-286  
Sociedade Brasileira de Finanças  
Rio de Janeiro, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=305855642004>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc



Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal  
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

# **Estimando Betas de Mercado com Quebras Estruturais**

**(Estimating Market Betas with Structural Breaks)**

**Fernando Nascimento Oliveira\***

**Fernando César dos Santos Cunha\*\***

## **Resumo**

Este trabalho verifica como quebras estruturais (quando existentes) afetam os modelos CAPM. Para tanto, foram utilizados todos os ativos líquidos listados na Bolsa de Valores de São Paulo e na Bolsa de Nova Iorque na periodicidade mensal. Foram utilizados três testes bastante difundidos na literatura de quebras estruturais. Os resultados mostraram que quebras estruturais são relevantes na maioria dos modelos para grande parte dos setores da economia. A seguir, as quebras estruturais identificadas são inseridas nos modelos CAPM e seus Betas estimados novamente. Os Betas estatisticamente significantes são escolhidos e seus resultados comparados ao Beta de Mercado por setor da economia. Os resultados mostram que os Betas estimados se assemelham ao Beta de Mercado em mais de 78% dos setores das economias brasileira e americana.

**Palavras Chave:** Modelos CAPM, Beta, quebras estruturais, mercado de ativos.

**JEL Codes:** G12, G17.

---

Submetido em 12 de setembro de 2016. Reformulado em 6 de junho de 2017.

Aceito em 2 de agosto de 2017. Publicado on-line em 22 de junho de 2018. O artigo foi avaliado segundo o processo de duplo anonimato além de ser avaliado pelo editor. Editor responsável: Márcio Laurini.

\* Banco Central do Brasil e IBMEC-RJ, RJ, Brasil. E-mail:  
fernando.nascimento@bcb.gov.br

\*\* IBMEC-RJ, Rio de Janeiro, RJ, Brasil. E-mail: fcscunha@yahoo.com.br

*Rev. Bras. Finanças (Online), Rio de Janeiro, Vol. 15, No. 2, June 2017, pp. 251-286*  
ISSN 1679-0731, ISSN online 1984-5146

©2017 Sociedade Brasileira de Finanças, under a Creative Commons Attribution 3.0 license -  
<http://creativecommons.org/licenses/by/3.0>

## Abstract

This study verifies the contribution of a structural break (if any) to CAPM models. Therefore, we used all the assets listed in Bovespa and New York Stock Exchange in monthly frequencies. Three famous structural breaks tests were used. The results show that structural breaks are relevant in most models for most sectors of the economy. Then, the identified structural breaks are inserted in the models and the betas of CAPM models were re-estimated. The Betas that were statistically significant were chosen and their results compared to Market Beta for each sector of the economy. The results show that the estimated Betas resemble Market Beta in more than 78% of the economic sectors of the Brazilian and North-American markets.

**Keywords:** CAPM Models, Beta, structural breaks, asset market.

## 1. Introdução

O modelo CAPM proposto por Markowitz (1959), Sharpe (1964) e Lintner (1965), tem sido um importante objeto de estudo das finanças teórica e empírica durante décadas devido a sua simplicidade e aplicabilidade no mundo acadêmico e corporativo. O coeficiente Beta, em particular, é alvo constante de investigação, fornecendo informações sobre como medir os riscos de investimentos no mercado de ações. A estimativa do Beta é calculada através de regressão linear, sendo estimada como a covariância do retorno do ativo de uma empresa e o retorno em excesso do mercado.

A literatura mostra que existem algumas suposições acerca do Beta que o tornam restritivo. Dentre elas, destaca-se o pressuposto de que ele seja constante ao longo do tempo. Os primeiros estudos de Black, Jensen e Scholes (1972), Blume e Friend (1973), e Fama e MacBeth (1973) mostraram a existência de uma relação linear quase estável entre retorno e risco. No entanto, estudos recentes mostraram a existência de variações significativas dos Betas ao longo tempo. Os estudos de Blume (1971), Francis Fabozzi, (1978), Chen (1981), Fama e French (1992), Ferson e Harvey (1991, 1993), Ferson e Korajczyk (1995), Ghysels (1998) e Garcia e Ghysels (1998) e Huang (2003) verificam que os betas de risco de mercado estimados tendem a variar significativamente ao longo do tempo, concluindo que o CAPM estático deva ser substituído por um CAPM que apresente um Beta condicionado ao tempo.

Segundo Garcia e Ghysels (1998), a variação temporal no Beta pode ocorrer devido a existência de alguma crise econômica mundial ou até

mesmo de mudanças na gestão corporativa das empresas. Esses fenômenos geram mudanças estruturais na série temporal de retornos. Caso tais fenômenos não sejam incorporados na estimativa, Betas viesados do coeficiente podem ser gerados.

O objetivo deste estudo é verificar a existência de mudanças na estimativa do Beta quando quebras estruturais são incorporadas ao modelo CAPM<sup>1</sup>. Ou seja, primeiramente será avaliada a existência de uma mudança estrutural na estimativa do Beta através de testes de quebra estrutural bastante difundidos na literatura<sup>2</sup>. Caso as quebras estruturais sejam verificadas, variáveis binárias serão introduzidas a fim de capturar estes fenômenos e o modelo novamente reestimado.

Neste trabalho, serão avaliadas todas as ações ativas negociadas nas bolsas de Nova Iorque (NYSE – New York Stock Exchange) e da BOVESPA na periodicidade mensal. Os dados foram coletados da Económica e estão disponíveis entre o período de janeiro de 1999 a dezembro de 2014, gerando uma amostra de 192 observações para cada ativo, respectivamente.

Os resultados mostram que a incorporação de quebras estruturais (quando existentes) na estimativa do Beta do CAPM apresentam mudanças significativas. Assim, a inclusão de variáveis binárias que capturem desvios significativos deve ser incorporada para que se tenha um Beta estatisticamente robusto.

Com o intuito de verificar a robustez de tal conclusão, o mesmo exercício foi realizado para outros 6 modelos similares ao CAPM apresentados em Kihanda & Fletcher (2005): Modelo de Mercado, Modelo CAPM com uma

<sup>1</sup> Neste trabalho buscamos avaliar as quebras estruturais na média utilizando a teoria de estabilidade do Beta no CAPM. Para isso, os retornos dos ativos estão distribuídos mensalmente a fim de evitar quebras estruturais na variância. Caso utilizássemos periodicidades com menor grau de dispersão do que os dados mensais, modelos da família GARCH deveriam ser utilizados.

<sup>2</sup> De fato, nem todas as séries de retorno dos ativos apresentam algum tipo de quebra estrutural. Para tanto, foram utilizados testes estatísticos voltados para sua existência e identificação. Neste estudo foram utilizados três testes bastante difundidos na literatura, quais sejam: Chow, Quandt-Andrews e Bai-Perron. No primeiro teste, é necessário informar a data da quebra a ser testada. Já nos demais testes, eles são avaliados de forma endógena, informando a data da quebra estrutural a ser estudada.

medida de renda da atividade econômica (LCAPM), Modelo CAPM de Três Momentos (SCAPM), CAPM de Três Momentos com um fator de capital humano (LSCAPM), Modelo CAPM de Quatro Momentos (KCAPM) e Modelo CAPM de Quatro Momentos com um fator de capital humano (LKCAPM).

Em todos os 6 modelos verifica-se a mesma conclusão. Caso necessário a inclusão do fenômeno da quebra estrutural na estimação do Beta, sua relevância estatística para estimar um Beta estatisticamente robusto é novamente verificada.

Os resultados são apresentados por cada setor da economia e a conclusão sobre os Betas estimados é avaliada através do Beta de Mercado. Os Betas estimados mostram que, para a maioria dos setores, apresentam-se bastante robustos para os setores da BOVESPA e NYSE.

A contribuição deste trabalho é mostrar que uma mudança significativa na regressão que estima retornos pode enviesar o coeficiente Beta. A incorporação desta informação acarreta estimativas mais significativas, trazendo uma melhoria para esta medida de risco. Ou seja, ao estimar Betas corretamente, valores das ações das empresas em modelos de avaliação fundamentalista tendem a ser mais críveis.

O restante do artigo divide-se em mais cinco capítulos, além desta introdução. No capítulo 2, é apresentada a revisão da literatura dos modelos CAPM e seus variantes, além do Modelo de Mercado. O capítulo 3 apresenta com detalhes os testes de quebra estrutural utilizados neste trabalho. No capítulo 4, é apresentada a base de dados. No capítulo 5 são apresentados os resultados da análise empírica. No capítulo 6, encontram-se a conclusão e as considerações finais deste trabalho.

## **2. Revisão de literatura:**

### **2.1 O Modelo CAPM**

Desenvolvido Sharpe (1964) e Lintner (1965) baseando-se nos princípios de diversificação de carteiras de Markowitz (1952), o modelo CAPM (Capital Asset Pricing Model) estabelece uma relação linear entre risco e retorno. O modelo tem como principal característica a sua simplicidade, sendo até hoje o modelo mais utilizado no mundo das finanças teórica e

empírica, com bastante aplicabilidade no mundo acadêmico e corporativo. Ele é tradicionalmente apresentado através da a seguir:

$$E[r_{it}] = \beta_1 r_{mt} \quad (1)$$

Onde o retorno em excesso de retorno do ativo  $i$  ( $r_{it}$ ) é definido como o retorno do ativo  $i$  subtraído da taxa livre de risco ( $R_f$ ). Já o excesso de retorno do mercado é avaliado como o retorno do mercado ( $R_m$ ) subtraído também por  $R_f$ . O risco sistemático é representado por  $\beta_i$  e é medido pela covariância do retorno do ativo de uma empresa e o retorno em excesso do mercado.

$$\beta_i = \frac{Cov(r_i \times r_m)}{Var(r_m)} \quad (2)$$

Empiricamente, o Beta é estimado utilizando essa correlação temporal através do Métodos dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Logo, o modelo é estimado através de um único fator, representado da seguinte maneira:

$$r_{it} = a + \beta_1 r_{mt} + e_t \quad (3)$$

O CAPM, apesar da simplicidade da sua representação, foi construído sob rígidos pressupostos os quais são objeto de estudo há décadas. Segundo Copeland (1988), o modelo baseia-se na ideia de uma economia com informação perfeita, sem impostos e com ativos infinitamente divisíveis.

Na prática, o modelo possui algumas imperfeições, especialmente em relação ao Beta. Diversos estudos foram motivados a entender e corrigi-las nas últimas quatro décadas. Os primeiros estudos de Black, Jensen e Scholes (1972), Blume e Friend (1973), e Fama e MacBeth (1973) se

mostraram a favor do modelo, apresentando evidências de que a relação linear entre retorno e risco é quase estável.

Entretanto, diversos trabalhos apontam para variações significativas no Beta. Os trabalhos de Banz (1981) e Fama e French (1993), por exemplo, mostram que este coeficiente não é uma medida completa do risco e procuraram inserir outros fatores que pudessem agregar ao modelo CAPM clássico. É possível encontrar diversos desses modelos na literatura denominados CAPM Multifatoriais. Dentre o rol destes modelos, destacam-se o Arbitrage Pricing Theory (APT) de Ross (1976), o CAPM Inter-temporal de Merton (1973) e o Modelo de 3 Fatores de Fama e French (1993).

Paralelamente, surgiram modelos baseados nos fundamentos microeconômicos da escolha do consumidor. Esses modelos, conhecidos por Modelos Baseados no Consumo, consideram que as características dos preços e retornos são consequência da escolha do consumidor, partindo da função de utilidade da Microeconomia. Esses modelos possuem a característica peculiar de inserir o conceito de fator estocástico de desconto na sua estimação, adaptando a ideia do fator de desconto da matemática financeira.

Dentre esses modelos, destacam-se aqueles que permitem que o investidor tenha preferência com momentos superiores à média e variância na distribuição de retorno. Kraus e Litzenberger (1976) desenvolvem o CAPM de Três Momentos (SCAPM) em que os investidores estão preocupados com a assimetria. Dittmar (2002) desenvolve o CAPM de Quatro Momentos (KCAPM) argumentando que os investidores estão preocupados não somente com a assimetria mas também com a curtose. Ademais, o autor incorpora ainda um fator de capital humano nos dois modelos anteriores, denominando-os de CAPM de Três Momentos com fator de capital humano (LSCAPM) e o CAPM de Quatro Momentos com fator de capital humano (LKCAPM). Ele mostra que todos os modelos apresentam uma performance melhor do que o CAPM tradicional para o mercado norte americano, sendo o LKCAPM o que apresenta melhor resultado.

Ademais, existe ainda estudos que avaliam a existência de variações no Betas ao longo do tempo. Yu (2003) afirma que a natureza do beta pode ser dividida em duas categorias: variação no tempo e mudança estrutural. Quando há variação do tempo, considera-se que o Beta do CAPM seja

condicionado a uma função que varie no tempo. Em contrapartida, quando há a presença de mudanças estruturais, o parâmetro Beta muda durante um período de tempo fixo.

Os estudos de Blume (1971), Francis Fabozzi, (1978), Chen (1981), Ferson e Harvey (1991, 1993), Ferson e Korajczyk (1995), Ghysels (1998) e Garcia e Ghysels (1998), Huang (2003) e Jagannathan e Wang (1996) concluem que um modelo que apresente um Beta condicionado ao tempo deva substituir o CAPM estático. Mais recentemente, o modelo proposto por Korkas (2010) atribui ao coeficiente um componente autoregressivo de ordem 1.

Garcia e Ghysels (1998) argumentam que a variação temporal no Beta pode ocorrer devido a existência de algum componente externo da economia ou até mesmo da gestão corporativa das empresas. Esses fenômenos geram mudanças estruturais na série temporal de retornos. Caso tais fenômenos não sejam incorporados na estimação, Betas viesados podem ser gerados. Akdeniz, Salih e Caner (2003) propõem um modelo denominado CAPM Threshold concluindo que as mudanças nos betas ocorrem devido a mudanças no ambiente econômico. Eles concluem que o modelo proposto apresenta menores erros estimados do que os modelos CAPM estático e condicional no tempo. Yu (2003) testa dois modelos com variação no tempo e outro modelo com quebra estrutural para 50 empresas representativas das Filipinas. O autor mostra que os modelos não apresentam variação significativa no tempo. No entanto, ele identifica fortemente a quebra estrutural ocorrida em julho de 1997 (crise da Ásia).

Verifica-se, portanto, a existência de diversos modelos acerca do modelo CAPM ao longo das últimas 4 décadas. Neste trabalho, objetiva-se inserir e testar a quebra estrutural no modelo clássico. Serão utilizados, além do modelo clássico, o modelo de Mercado, SCAPM, KCAPM, LCAPM, LSCAPM e LKCAPM. Na seção 2.2, esses modelos serão apresentados mais detalhadamente.

## **2.2 Extensões do modelo CAPM**

Neste capítulo serão apresentados os modelos derivados do CAPM que serão utilizados neste trabalho. Eles foram propostos por Dittmar (2002) e foram explorados por Kihanda e Fletcher (2005).



### 2.2.1 Modelo de Mercado (MM)

Esse modelo é um caso particular do CAPM onde o excesso de retorno do ativo é correlacionado com o retorno de mercado. Ele é representado pela :

$$y_t = \alpha + \beta_1 r_{mt} \quad (4)$$

### 2.2.2 Modelo SCAPM (Skewness CAPM)

Este modelo considera que os investidores se importam com o terceiro momento da distribuição do retorno. O fator de desconto deste modelo é apresentado pela **Erro! Fonte de referência não encontrada.**:

$$y_t = \alpha + \beta_1 r_{mt} + \beta_2 r_{mt}^2 \quad (5)$$

### 2.2.3 Modelo KAPM (Kurtosis CAPM)

Este modelo considera que os investidores se importam com o terceiro e quarto momento da distribuição do retorno. Sua representação é dada pela **Erro! Fonte de referência não encontrada.**:

$$y_t = \alpha + \beta_1 r_{mt} + \beta_2 r_{mt}^2 + \beta_3 r_{mt}^3 \quad (6)$$

### 2.2.3 Modelo LCAPM (Labor Income with CAPM)

O modelo considera o modelo CAPM clássico adicionando uma medida de capital humano ao modelo. Sua representação é dada pela **Erro! Fonte de referência não encontrada.**:

$$y_t = \alpha + \beta_1 r_{mt} + \beta_2 r_{labt} \quad (7)$$

#### 2.2.4 Modelo LSCAPM (Labor Income with Skewness CAPM)

O modelo considera o SCAPM adicionando uma medida de capital humano ao modelo. Sua representação é dada pela **Erro! Fonte de referência não encontrada.**:

$$y_t = a + \beta_1 r_{mt} + \beta_2 r_{labt} + \beta_3 r_{mt}^2 + \beta_4 r_{labt}^2 \quad (8)$$

#### 2.2.5 Modelo LKCAPM (Labor Income with Kurtosis CAPM)

O modelo considera o KCAPM adicionando uma medida de capital humano ao modelo. Sua representação é dada pela **Erro! Fonte de referência não encontrada.**:

$$y_t = a + \beta_1 r_{mt} + \beta_2 r_{labt} + \beta_3 r_{mt}^2 + \beta_4 r_{labt}^2 + \beta_5 r_{mt}^3 + \beta_6 r_{labt}^3 \quad (9)$$

### 3. Testes de Quebra Estrutural

Este capítulo discutirá os testes de quebra estrutural utilizados no Beta dos modelos apresentados no capítulo 0. Será apresentada também uma introdução do conceito deste fenômeno e sua importância para a modelagem estatística.

#### 3.1 Definição

O estudo da quebra estrutural está associado com a econometria que utiliza dados no tempo. Segundo Hansen (2001), o estudo prático e aplicado das séries de tempo é baseado na premissa de que ela é estacionária, sendo seus parâmetros, como a média e variância, estáveis no período analisado.

Entende-se como quebra estrutural quando há algum tipo de mudança nesses parâmetros, ocorrendo uma ou mais mudanças no nível da série, na dispersão e/ou inclinação. Segundo Stock & Watson (2004) essas

mudanças podem surgir em uma data precisa ou de uma evolução ao longo de um período.

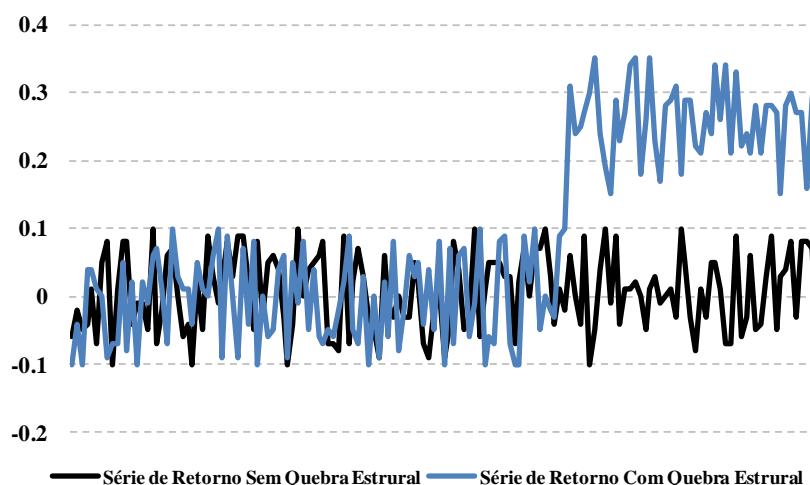
Uma série temporal com presença de uma quebra estrutural na média é identificada quando a média de sua distribuição é alterada permanentemente ou por um determinado período de tempo. Ela se refere a uma mudança exógena ao comportamento da série.

No contexto de uma série de retornos, essas mudanças podem ser atribuídas às crises econômicas que venham a influenciar na demanda por ativos de renda variável, causando uma maior volatilidade na série.

A Figura 1 mostra o comportamento de duas séries temporais de retorno com e sem a presença do fenômeno da quebra estrutural. Pode-se perceber que a série que não apresenta uma quebra estrutural, apresenta um comportamento homocedástico em torno da média 0.

A outra série temporal também vinha com um comportamento com média em torno de 0. No entanto, a partir de um determinado momento, ela recebe uma influência externa mudando sua estrutura e seu comportamento. Essa mudança faz com que passe a variar em torno de uma média de 0,25.

**Figura 1** – Comportamento de uma série de retorno com e sem a presença de quebra estrutural.



Em um modelo econométrico, quando há a presença de uma quebra estrutural em uma determinada série, os parâmetros estimados podem ser enviesados. Por exemplo, quando correlacionar uma série de retorno com quebra estrutural (por exemplo, na Figura 1), o coeficiente apresentará um valor não confiável devido a uma mudança no comportamento da série ao longo do tempo. Ou seja, não há uma garantia de estabilidade do coeficiente ajustado pela regressão linear.

Uma possível solução para captação dessa quebra é por meio da introdução de variáveis binárias no modelo. Essas variáveis assumem valor 0, antes da quebra estrutural e, 1, depois da quebra estrutural. Empiricamente, o modelo interpreta a presença desta série da seguinte maneira:

$$r_{it} = a + \beta_1 r_{mt} + \delta_1 r_{mt} + \varepsilon_t \quad (10)$$

O modelo considera antes da quebra  $D = 0$ , sendo portanto:

$$r_{it} = a + \beta_1 r_{mt} + \varepsilon_t \quad (11)$$

E, no período da quebra,

$$r_{it} = a + (\beta_1 + \delta) r_{mt} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Assim, verifica-se uma mudança no modelo estimado. Logo, a verificação e a existência desse fenômeno é de significativa relevância para a composição de um modelo econométrico.

Os testes estatísticos a seguir são bastante utilizados na literatura de identificação de uma quebra estrutural. Basicamente, a ideia é avaliar se os parâmetros do modelo são estáveis ao longo do tempo.

Neste estudo foram utilizados três testes bastante difundidos na literatura, quais sejam: Chow, Quandt-Andrews e Bai-Perron. No primeiro teste, é necessário informar a data da quebra a ser testada. Já nos demais testes,

eles são avaliados de forma endógena, informando a data da quebra estrutural a ser estudada.

### 3.2 Teste de Chow

Este teste verifica a estabilidade dos parâmetros a partir da divisão da amostra em duas partes, a partir de uma data específica. Esta data específica é informada de forma exógena pelo analista.

Para cada sub-amostra, o modelo é novamente estimado. O teste compara a soma dos quadrados dos resíduos das regressões feitas a partir das sub-amostras com a do modelo original. A **Erro! Fonte de referência não encontrada.** a seguir, mostra a estatística de teste:

$$F = \frac{[SQR - (SQR_1 + SQR_2)][n - 2(k + 1)]}{SQR_1 + SQR_2} \quad (13)$$

Onde  $SQR$ ,  $SQR_1$  e  $SQR_2$ , representam a soma dos quadrados dos resíduos do modelo original, da primeira sub-amostra e da segunda sub-amostra, respectivamente. O tamanho da amostra é representado por  $n$  e o número de parâmetros do modelo por  $k$ .

Caso haja uma diferença significativa, a hipótese nula de que o valor dos parâmetros é igual nos dois períodos é rejeitada. Logo, pode-se concluir que houve uma mudança estrutural na correlação entre as variáveis do modelo.

### 3.3 Teste de Quandt-Andrews

Este teste verifica a presença de uma ou mais quebras estruturais desconhecidas. Nele, não é necessário informar de forma exógena qual a data de quebra a ser testada.

Basicamente este teste identifica as quebras estruturais a partir da geração de diversos testes de Chow ao longo da série. Para tanto, deve-se pré-

especificar o tamanho mínimo de cada sub-amostra através do parâmetro de fracionamento (*trimming*)<sup>3</sup>.

Assim, a partir de cada sub-amostra, calculam-se as estatísticas de teste apresentadas na **Erro! Fonte de referência não encontrada.**. Estas estatísticas de teste formam uma distribuição na qual as conclusões sobre as quebras estruturais são tomadas.

Existem diversas maneiras de escolher a quantidade e a(s) data(s) de quebra(s) a serem selecionadas. Neste trabalho, foi utilizada a Estatística de teste do Valor Máximo<sup>4</sup> desta distribuição (havendo, portanto, somente uma quebra estrutural), conforme a **Erro! Fonte de referência não encontrada.:**

$$\text{Max}F = \text{Max}_{t_1 \leq t \leq t_n} (F_t) \quad (14)$$

Onde  $t_1$  e  $t_n$  são os instantes de tempo em que o teste é realizado.

### 3.4 Teste de Bai-Perron

O teste de Bai-Perron é uma evolução dos testes de Chow e Quandt-Andrews. Ele é um procedimento que pode identificar várias quebras estruturais ao longo do tempo na regressão testada.

A diferença deste teste em relação aos anteriores se dá já nas hipóteses nula e alternativa. Neste teste, a hipótese nula é de que há  $L$  quebras estruturais versus a hipótese nula de que há  $L + 1$ . Assim, pode-se, testar sequencialmente o número de quebras de estruturais até um número

<sup>3</sup> Neste trabalho foi utilizado um *trimming* de 5% devido ao tamanho das séries temporais.

<sup>4</sup> Existem ainda duas outras estatísticas de teste além do Valor Máximo quais sejam:

a)  $\text{Exp}F = \ln \left( \frac{1}{k} \sum_{t=t_1}^{t_n} \exp \left( \frac{1}{2} F_t \right) \right)$

b)  $\text{Ave}F = \frac{1}{k} \sum_{t=t_1}^{t_n} F_t$

máximo<sup>5</sup> pré-especificado<sup>6</sup>. Por exemplo, quando  $l = 3$ , testa-se primeiramente hipótese nula de  $l = 0$  versus  $l = 1$ . Caso a hipótese nula seja rejeitada, testa-se, a seguir,  $l = 1$  versus  $l = 2$ . Caso a hipótese nula seja novamente rejeitada, testa-se, finalmente,  $l = 2$  versus  $l = 3$ .

Assim como no teste de Quandt-Andrews na seção 0, este teste também é realizado de forma endógena. Para tanto, deve-se pré-especificar o tamanho mínimo de cada sub-amostra através do parâmetro de fracionamento da amostra (*trimming*)<sup>7</sup>.

Existem vários tipos de testes apresentados em Bai (1997), Bai e Perron (1998) e Bai e Perron (2003b). Neste trabalho iremos utilizar o Teste Sequencial de ponto a ponto. Nele, cada ponto é estimado de maneira que se possa identificar a quebra estrutural. As quebras são identificadas quando cada novo ponto testado aumenta significativamente a soma dos quadrados dos resíduos (segundo a estatística F apresentada na **Erro! Fonte de referência não encontrada.**).

É possível de se encontrar diversas quebras nos coeficientes testados. Este teste possibilita especificar previamente o número máximo de quebras.

#### 4. Base de Dados

Neste capítulo serão discutidos a construção da base de dados e os critérios de seleção da amostra. Serão apresentadas ainda as estatísticas descritivas resultantes da amostra selecionada.

Para a construção da base de dados foram inicialmente selecionadas, por meio da base ECONOMÁTICA, todas as empresas ativas listadas na Bolsa de Valores de São Paulo<sup>8</sup> e de Nova Iorque (NYSE). Os dados foram agrupados na periodicidade mensal<sup>9</sup>, compreendo num período de análise

<sup>5</sup>Neste trabalho foram testadas até, no máximo, 5 quebras estruturais.

<sup>6</sup>No caso particular de  $l = 0$ , testa-se a hipótese de que não há quebras estruturais contra o caso de que há uma única quebra estrutural, equiparando-se à hipótese nula dos testes de Chow e Quandt-Andrews, verificados nas seções 0 e 0, respectivamente.

<sup>7</sup> Neste trabalho foi utilizado um *trimming* de 5% devido ao tamanho das séries temporais.

<sup>8</sup> Não houve segregação entre ações do tipo ON e PN.

<sup>9</sup> Neste trabalho buscamos avaliar as quebras estruturais na média utilizando a teoria de estabilidade do Beta no CAPM. Para isso, os retornos dos ativos estão distribuídos mensalmente a fim de evitar quebras estruturais na variância. Caso

de janeiro de 1999 a dezembro de 2014, resultando numa amostra de 192 observações.

A Tabela 1 mostra a distribuição das empresas por setores da economia<sup>10</sup>.

**Tabela 1** – Empresas listadas na BOVESPA e NYSE divididas em por setores

Setores	Brasil	NYSE
Alimentos e Beb	22	26
Comércio	30	80
Construção	31	19
Eletroeletrônicos	11	69
Energia Elétrica	88	27
Finanças e Seguros	70	132
Fundos	1	61
Máquinas Indust	6	35
Mineração	10	34
Minerais não Met	6	3
Outros	148	174
Papel e Celulose	11	9
Petróleo e Gas	11	75
Química	19	51
Siderur & Metalur	41	21
Software e Dados	5	31
Telecomunicações	21	11
Textil	45	10
Transporte Serviç	33	19

---

utilizássemos periodicidades inferiores aos dados mensais, modelos da família GARCH deveriam ser utilizados.

<sup>10</sup> Foi utilizada a classificação Económática presente no do site da própria instituição. Nela, os setores são divididos em até 20 categorias. Existe, ainda, outra classificação de setores no site. Ela é realizada pela NAICS (*North America Industrial Classification*), sendo agrupadas em até 178 categorias.

Veículos e peças	24	33
Total Geral	640	920

Foram selecionadas todas as empresas ativas listadas na BOVESPA e NYSE. Pode-se verificar que no Brasil os ativos pertencentes aos setores de Energia Elétrica e Finanças e Seguros são aqueles que apresentam maior representatividade. Comrelação aos listados na NYSE, destacam-se, além do setor Finanças e Seguros, a quantidade dos setores de Comércio, Petróleo e Gás, Eletroeletrônicos, Fundos e Química.

No entanto, devido a séries muito recentes ou com muitos dados faltantes, algumas empresas tiveram que ser retiradas da amostra pois inviabilizariam a estimação dos modelos devido à falta de observações. Os dados da BOVESPA foram bastante reduzidos devido à alta massa de empresas recentes na amostra ou com pouca informação devido aos dados faltantes. A Tabela 2 mostra a seleção final das empresas divididas por setor nas duas bolsas de valores utilizados no estudo.

A Tabela 3 mostra as estatísticas descritivas das séries de retornos dos ativos da BOVESPA e NYSE por setor. No Painel A, verifica-se que o retorno médio dos ativos do setor de Alimentos e Bebidas (juntamente com Comércio e Papel e Celulose) apresenta o maior resultado para o período mensal. No entanto, este setor apresenta o menor desvio padrão e maior mediana, mostrando uma maior estabilidade nos seus resultados<sup>11</sup>. O setor de Energia Elétrica é aquele que apresenta o maior retorno, sendo, porém, o que apresenta a maior assimetria e a maior curtose dentre todos os setores. Já o de Telecomunicações o de menor retorno.

---

<sup>11</sup> No entanto, de acordo com a Tabela 2, pode estar presente nesse resultado um viés de seleção da amostra pois os setores de Alimentos e Bebidas e Papel e Celulose têm em sua representação 1 e 2 ativos, respectivamente.

**Tabela 2** – Empresas selecionadas para o estudo divididas em por setores em cada bolsa de valores e periodicidade

Setores	Brasil	NYSE
Alimentos e Beb	1	19
Comércio	7	73
Construção	5	17
Eletroeletrônicos	2	72
Energia Elétrica	24	25
Finanças e Seguros	12	114
Fundos		56
Máquinas Indust	2	33
Mineração	2	27
Minerais não Met	2	2
Outros	23	133
Papel e Celulose	2	9
Petróleo e Gas	3	56
Química	5	44
Siderur & Metalur	14	18
Software e Dados		16
Telecomunicações	10	10
Textil	8	10
Transporte Serviç	1	18
Veículos e peças	6	26
Total Geral	129	778

Foram selecionadas todas as empresas ativas listadas na BOVESPA e NYSE. Pode-se verificar que no Brasil os ativos pertencentes aos setores de Energia Elétrica e Finanças e Seguros são aqueles que apresentam maior representatividade. Comrelação aos listados na NYSE, destacam-se, além do setor Finanças e Seguros, a quantidade dos setores de Comércio, Petróleo e Gás, Eletroeletrônicos, Fundos e Química.



**Tabela 3** – Estatísticas descritivas das distribuições de retorno por bolsa e periodicidade**PAINEL A – BOVESPA**

Setores	Desvio						
	Média	Padrão	Mediana	Assimetria	Curtose	Mínimo	Máximo
Alimentos e Beb	0.023	0.081	0.026	-1.345	8.881	-0.499	0.269
Comércio	0.023	0.126	0.013	0.507	5.515	-0.766	0.881
Construção	0.010	0.174	-0.004	1.107	4.456	-0.568	1.108
Eletroeletrônicos	0.011	0.150	0.000	2.226	13.236	-0.451	1.194
Energia Elétrica	0.014	0.127	0.009	2.430	47.966	-0.837	2.629
Finanças e Seguros	0.014	0.113	0.007	0.505	6.692	-0.696	0.897
Máquinas Indust	0.011	0.111	0.001	0.057	1.310	-0.400	0.378
Mineração	0.019	0.102	0.010	1.436	7.843	-0.226	0.693
Minerais não Met	0.017	0.131	0.011	-0.238	1.868	-0.522	0.405
Outros	0.007	0.141	0.000	0.431	11.680	-1.099	1.641
Papel e Celulose	0.023	0.112	0.012	0.628	2.282	-0.361	0.528
Petróleo e Gas	0.015	0.111	0.009	0.585	7.075	-0.501	0.871
Química	0.009	0.137	0.000	0.471	2.229	-0.511	0.658
Siderur & Metalur	0.017	0.130	0.012	-0.224	4.141	-0.940	0.629
Telecomunicações	0.006	0.202	0.000	1.144	16.327	-1.288	2.225
Textil	0.012	0.132	0.001	0.418	5.224	-0.759	0.990
Transporte Serviç	0.020	0.100	0.019	-0.326	1.825	-0.365	0.296
Veículos e peças	0.023	0.120	0.015	0.378	3.827	-0.576	0.741

**PAINEL B – NYSE**

<b>Setores</b>	<b>Média</b>	<b>Desvio Padrão</b>	<b>Mediana</b>	<b>Assimetria</b>	<b>Curtose</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
Alimentos e Beb	0.007	0.074	0.012	-0.646	4.303	-0.537	0.355
Comércio	0.007	0.120	0.012	-0.382	8.028	-1.265	1.206
Construção	0.004	0.139	0.013	-0.919	10.201	-1.642	0.914
Eletroeletrônicos	0.005	0.120	0.012	-1.021	11.594	-1.886	0.912
Energia Elétrica	0.006	0.076	0.012	-1.928	23.015	-0.972	0.556
Finanças e Seguros	0.005	0.110	0.011	-1.540	23.108	-1.855	1.326
Fundos	0.009	0.092	0.017	-1.228	21.669	-1.020	1.283
Máquinas Indust	0.010	0.109	0.015	-0.753	6.673	-1.305	0.599
Mineração	0.006	0.127	0.012	-0.561	2.881	-0.833	0.579
Minerais não Met	0.000	0.157	0.003	0.052	4.055	-0.725	0.683
Outros	0.006	0.119	0.011	-0.600	15.641	-2.014	1.522
Papel e Celulose	0.006	0.094	0.010	-0.416	8.671	-0.634	0.650
Petróleo e Gas	0.009	0.095	0.014	-0.545	5.613	-0.856	0.606
Química	0.009	0.099	0.011	1.728	66.626	-0.999	2.605
Siderur & Metalur	0.006	0.127	0.013	-0.489	5.532	-0.782	0.922
Software e Dados	0.004	0.125	0.010	-0.439	6.576	-0.819	0.863
Telecomunicações	0.006	0.114	0.010	-0.458	11.127	-0.864	1.015
Textil	0.010	0.130	0.016	-0.902	7.098	-1.033	0.652
Transporte Serviç	0.008	0.116	0.011	-0.652	11.343	-1.253	0.831
Veiculos e peças	0.006	0.127	0.012	-0.525	8.677	-1.022	1.033



Foram selecionadas todas as empresas ativas listadas na BOVESPA e NYSE. Pode-se verificar que no Brasil os ativos pertencentes aos setores de Energia Elétrica e Finanças e Seguros são aqueles que apresentam maior representatividade. Com relação aos listados na NYSE, destacam-se, além do setor Finanças e Seguros, a quantidade dos setores de Comércio, Petróleo e Gás, Eletroeletrônicos, Fundos e Química.

O painel B mostra os resultados das estatísticas descritivas da NYSE. Verifica-se que os retornos da NYSE apresentam menor volatilidade quando comparados aos resultados da BOVESPA. Isso mostra a maior estabilidade das empresas da economia americana.

Nele pode-se perceber que, em média, os setores de Máquinas e Industriais e Têxtil foram os que apresentaram os maiores retornos. Já os setores da Construção e Software e Dados são aqueles que apresentaram, em média, os menores retornos.

Para a composição do Prêmio de Risco de Mercado, foram utilizados para representar o retorno de mercado os índices IBOVESPA e DOW JONES, para os dados da BOVESPA e NYSE. Em relação à composição do retorno da taxa livre, foram utilizados o CDI e o GILT com 10 anos de maturidade. As estatísticas descritivas do Prêmio de Risco estão apresentadas na Tabela 4.

**Tabela 4 – Distribuição do Prêmio de Risco de Mercado**

Prêmio de Risco	Média	Desvio Padrão	Mediana	Assimetria	Curtose	Mínimo	Máximo
BOVESPA (Mensal)	0.015	0.286	0.020	0.953	55.373	-2.306	2.570
NYSE (Mensal)	0.007	0.072	0.009	0.266	4.187	-0.255	0.383

Foram selecionadas todas as empresas ativas listadas na BOVESPA e NYSE com periodicidades mensal. Após foram selecionadas 129 empresas da BOVESPA. Para os dados da NYSE, foram selecionados 778 ativos com retornos mensais.

Verifica-se a menor volatilidade do Prêmio de Risco para a NYSE. Com essa maior volatilidade, é fácil de ver que os maiores extremos também recaem para a economia brasileira. Pode-se perceber também o excesso de curtose presente na BOVESPA.

## 5. Análise Empírica

Com base nos resultados das estatísticas descritivas do Capítulo 0, foram estimados os modelos apresentados no Capítulo 0 para cada ativo, sendo seus Betas avaliados na presença de quebra estrutural (Capítulo 0). Caso o teste identifique algum tipo de quebra<sup>12</sup>, variáveis binárias que identifiquem essas datas serão construídas e inseridas no modelo.

O modelo, assim, será estimado e os resultados dos novos Betas serão reavaliados, conforme a **Erro! Fonte de referência não encontrada.**, a **Erro! Fonte de referência não encontrada.** e a **Erro! Fonte de referência não encontrada.**. Para avaliar se o resultado do Beta e da quebra estrutural são conjuntamente significantes, será utilizado o teste de Wald, avaliando a hipótese nula ( $\beta_1 + \delta = 0$ ) contra a hipótese alternativa ( $\beta_1 + \delta \neq 0$ ). O objetivo é verificar a contribuição de uma quebra estrutural (quando existente) aos modelos CAPM. Ou seja, avaliar a relevância da quebra estrutural nestes modelos e sua contribuição ao Beta estimado.

A **Erro! Fonte de referência não encontrada.** mostra a quantidade de ativos que apresentaram ao menos uma quebra estrutural. O Painel A mostra que o teste de Chow consegue identificar, em média, 45% a Crise Lula. Destaca-se que no modelo CAPM, 43% dos ativos apontam quebra estrutural. O Modelo de Mercado acusa relevância deste período em 70% dos casos. Os demais modelos reconhecem em 60% dos casos a relevância desta crise.

Os testes endógenos de Quandt-Andrews e Bai-Perron mantiveram o percentual de identificação de quebra de 45%. Isso se deve à média de acertos dos modelos de curtose KCAPM e LKCAPM serem baixas. No entanto, analisando os resultados dos demais modelos, verifica-se um incremento de identificação de quebras estruturais maiores do que nos verificados no teste de Chow. O CAPM, por exemplo, incrementou 2 p.p. em relação ao anterior e o modelo de mercado, 11 p.p., chegando a 81%. O teste de Bai-Perron apresentou resultados bastante parecidos com os de Quandt-Andrews, inclusive com relação à pequena identificação nos modelos de curtose.

---

<sup>12</sup> Conforme visto no teste de Chow no Capítulo 0, deve-se indicar de forma exógena a data de uma quebra estrutural. As datas indicadas para utilização do teste foram:

Crise Lula: Jan/2003 ----- BOVESPA (recebe valor 1 a partir da data indicada)

Crise Subprime: Jan/2008 ----- NYSE (recebe valor 1 a partir da data indicada)

Com relação aos setores, aqueles que mais se mostraram sensíveis à crise foram os setores de Energia Elétrica, Finanças e Seguros, Siderurgia & Metalurgia e outros.

O painel B mostra a performance dos testes nos modelos CAPM para os dados da NYSE. Nesta simulação o teste de Chow apresentou baixa performance para identificar a crise do Subprime. Em todos os modelos o percentual de acerto foi baixo, variando em torno de 11%.

O único modelo que merece destaque é o de Mercado. Verifica-se que a crise do Subprime é identificada em 39% dos casos. Os setores de Eletroeletrônicos, Finanças e Seguros, Fundos, e Outros apresentaram ocorrência de quebra em mais de 20 ativos.

No entanto, quando avaliamos os testes endógenos, este percentual de identificação sobe para 42%. Ou seja, quando os testes avaliam endogenamente alguma quebra dentro da série, há um aumento significativo de mais de 30% na identificação. Os setores que mais se destacam são de Eletroeletrônicos, Finanças e Seguros, Fundos, Máquinas Industriais, Outros e Química.

**Tabela 5 – Quantidade de quebras estruturais encontradas nas atives**

Os modelos estão divididos de acordo com os testes de Chow, Quandt-Andrews e Bai-Perron, respectivamente. O modelo CAPM é indicado pela sigla CAPM, o modelo de Mercado por MM e o restante dos modelos pelas siglas SCAPM, KCAPM, LCAPM, LSCAPM, LKCAPM.

**PAINEL A – BOVESPA**

Setores	TESTE CHOW						TESTE QUANDT-ANDREWS						TESTE BAI-PERRON					
	CAP M	M	SCAP M	KCAP M	LCAP M	LSCAP M	CAP M	M	SCAP M	KCAP M	LCAP M	LSCAP M	CAP M	M	SCAP M	KCAP M	LCAP M	LSCAP M
Alimentos e Beb	1	1	1	0	1	1	1	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0
Comércio	4	5	4	0	5	4	4	1	6	1	0	3	3	0	1	6	1	0
Construção	2	2	2	0	2	2	1	2	1	1	1	2	1	1	1	2	1	1
Eletroeletrônicos	0	1	0	0	0	0	0	1	2	1	0	1	1	0	1	2	1	0
Energy Elétrica	4	16	4	2	4	4	4	4	21	4	3	7	9	5	4	21	4	3
Finanças e Seguros	8	11	8	0	10	10	5	9	6	1	7	8	3	5	10	6	1	7
Máquinas Indust	1	2	1	0	1	1	1	2	1	0	1	1	0	1	2	1	0	1
Mineração	2	2	2	0	2	2	2	2	2	0	2	2	1	2	2	1	2	1
Minerais não Met	2	2	2	0	2	2	2	1	2	0	2	2	0	2	1	2	0	2
Outros	8	13	8	1	8	8	8	9	12	9	2	8	8	2	9	12	9	2
Papel e Celulose	0	2	0	1	1	1	1	2	2	1	2	2	0	2	2	1	2	0
Petróleo e Gas	2	3	2	0	2	2	1	3	1	0	3	3	1	1	3	1	0	3
Química	2	4	2	1	2	2	3	4	3	1	4	4	3	3	4	3	1	4
Siderur & Metalur	9	13	9	3	9	10	10	9	14	9	0	8	8	1	9	14	9	0
Telecomunicações	0	1	0	3	1	0	0	5	8	5	3	3	2	3	5	8	5	3
Textil	6	7	6	6	6	6	6	8	6	4	6	6	3	6	8	6	4	6
Transporte	1	1	1	0	1	1	1	1	1	0	1	1	0	1	1	1	0	1
Serviç																		
Veículos e peças	4	4	4	3	4	4	4	6	6	6	3	4	4	2	6	6	6	3
Total	56	90	56	20	61	60	59	104	60	19	63	66	25	59	105	60	20	66
(% Total)	43	70	43	16	47	47	46	81	47	15	49	51	19	46	81	47	16	54
																		20

**PAINEL B – NYSE**

Setores	TESTE CHOW						TESTE QUANDT-ANDREWS						TESTE BALPERRON						
	CAP M	M	SCAP M	KCAP M	LCAP M	LSCAP M	CAP M	M	SCAP M	KCAP M	LCAP M	LSCAP M	CAP M	M	SCAP M	KCAP M	LCAP M	LSCAP M	LKCAP M
Alimentos e Beb	1	9	1	1	0	1	1	9	1	1	1	1	1	9	1	1	1	1	1
Comércio	4	23	5	5	4	5	5	29	18	30	25	33	34	30	29	18	30	27	33
Construção	3	8	3	3	3	3	3	11	7	13	11	11	13	11	11	7	13	11	13
Eletrônicos	16	24	16	14	17	14	14	30	25	30	29	31	34	32	31	25	30	29	31
Energia Elétrica	1	5	2	0	1	2	3	9	2	2	3	2	1	3	9	2	2	3	2
Finanças e Seguros	14	61	14	9	13	13	13	66	63	72	67	71	78	70	66	63	72	67	71
Fundos	7	46	16	2	7	14	14	34	50	38	15	36	37	16	34	51	38	15	36
Máquinas Indust	1	16	1	2	1	1	1	21	13	21	20	21	21	13	21	20	21	21	20
Mineração	8	7	8	10	8	8	8	14	6	13	11	14	13	11	14	6	13	11	14
Minerais não Met	1	0	1	1	1	1	1	2	0	2	2	2	2	2	0	2	2	2	2
Outros	11	57	8	8	12	9	9	57	61	58	47	57	61	55	58	61	58	47	57
Papel e Celulose	1	4	0	0	1	0	0	4	4	6	4	6	6	5	4	4	6	4	6
Petróleo e Gas	10	14	6	11	10	7	7	10	12	11	11	10	11	8	10	12	11	11	10
Química	2	13	2	2	3	2	2	19	16	20	22	20	20	21	19	16	21	22	20
Siderur & Metalur	3	5	2	7	3	3	3	12	3	13	12	14	14	12	12	3	14	12	14
Software e Dados	1	2	2	3	2	2	2	7	5	7	7	6	6	7	5	7	7	7	6
Telecomunicações	0	3	0	0	0	0	1	2	1	1	1	1	1	1	2	1	1	1	1
Textil Transporte	1	5	1	0	1	1	1	7	5	9	8	8	9	7	5	7	9	8	9
Serviços	1	7	0	0	0	0	0	7	6	7	6	8	9	7	7	6	7	6	8
Veículos e peças	2	15	0	3	2	0	0	17	16	17	17	18	17	17	16	17	17	18	17
Total (%) Total)	85	302	88	78	87	86	86	328	308	345	296	346	362	311	330	309	347	298	346
	11	39	11	10	11	11	11	42	40	44	38	44	47	40	42	40	45	38	44



A partir desses resultados, os modelos CAPM foram reestimados para cada ativo. A Tabela 5 mostra a média e o desvio padrão dos Betas de todos os modelos estimados por setor. Para composição da distribuição dos Betas, somente foram inseridos aqueles que se mostraram conjuntamente significantes de acordo com a estatística de Wald. Ou seja, uma vez identificada e inserida a quebra estrutural no modelo, os Betas (tanto do prêmio de risco como da quebra) são avaliados via teste de Wald<sup>13</sup>.

Para auxiliar na performance dos Betas estimados, buscou-se o Beta de Mercado<sup>14</sup>, encontrado no site ECONOMATICA, compreendendo informações setoriais das últimas 60 observações. As duas primeiras colunas da Tabela 5 mostram a média e desvio padrão da distribuição desses valores.

Com a distribuição dos Betas estimados e significativos por setor, a tomada de decisão sobre a aderência dos Betas estimados será dada quando a média do Beta de Mercado estiver contido no intervalo da média dos Betas com 2 desvios padrões. Ou seja, será considerado um setor com bom ajuste pelos modelos aquele que conter o Beta de Mercado em seu intervalo de confiança.

---

<sup>13</sup> Pode-se ver na Tabela 5 células vazias. Elas aparecem por dois motivos. O primeiro é quando nenhum Beta estimado é significativo para o determinado setor. Nesse caso, as células de média e desvio padrão aparecerão com dados faltantes. O segundo caso é quando somente um único Beta estimado é significativo. Nesse caso, a célula do desvio padrão aparecerá vazia devido a inexistência de variação de dados.

<sup>14</sup> Informação obtida em 08/06/2015 no site Economática.

**Tabela 5 – Distribuição dos betas resultantes das simulações****PAINEL A**

Setores	$\beta_{\text{Económica}}$		$\beta_{\text{Modelos CAPM}}$	
	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
<b>Alimentos e Beb</b>	<b>0.190</b>		<b>0.174</b>	<b>0.137</b>
<b>Comércio</b>	<b>0.648</b>	<b>0.248</b>	<b>0.317</b>	<b>0.171</b>
<b>Construção</b>	<b>0.173</b>	<b>0.350</b>	<b>0.555</b>	<b>0.375</b>
<b>Eletroeletrônicos</b>	<b>0.360</b>		<b>0.314</b>	<b>0.213</b>
<b>Energia Elétrica</b>	<b>0.454</b>	<b>0.374</b>	<b>0.232</b>	<b>0.124</b>
Finanças e Seguros	0.687	0.479	0.283	0.178
<b>Máquinas Indust</b>	<b>0.405</b>	<b>0.346</b>	<b>0.374</b>	<b>0.280</b>
Mineração	0.820	0.042	0.281	0.227
<b>Minerais não Met</b>	<b>0.335</b>	<b>0.064</b>	<b>0.392</b>	<b>0.166</b>
<b>Outros</b>	<b>0.591</b>	<b>0.316</b>	<b>0.325</b>	<b>0.194</b>
<b>Papel e Celulose</b>	<b>0.525</b>	<b>0.106</b>	<b>0.216</b>	<b>0.174</b>
Petróleo e Gas	1.190	0.704	0.335	0.285
<b>Química</b>	<b>0.394</b>	<b>0.293</b>	<b>0.306</b>	<b>0.165</b>
<b>Siderur &amp; Metalur</b>	<b>0.795</b>	<b>0.680</b>	<b>0.425</b>	<b>0.261</b>
<b>Telecomunicações</b>	<b>0.234</b>	<b>0.276</b>	<b>0.157</b>	<b>0.108</b>
<b>Textil</b>	<b>0.535</b>	<b>0.243</b>	<b>0.519</b>	<b>0.394</b>
Transporte Serviç	0.560		0.174	0.159
<b>Veículos e peças</b>	<b>0.552</b>	<b>0.424</b>	<b>0.385</b>	<b>0.235</b>
<b>Total</b>	<b>0.560</b>	<b>0.432</b>	<b>0.363</b>	<b>0.193</b>

**PAINEL B**

Setores	Média	$\beta_{Económica}$		$\beta_{Modelos CAPM}$	
		Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média
Alimentos e Beb	0.716	0.406	0.577		
<b>Comércio</b>	<b>1.205</b>	<b>0.501</b>	<b>0.714</b>	<b>0.797</b>	
<b>Construção</b>	<b>1.856</b>	<b>0.651</b>	<b>2.389</b>	<b>1.666</b>	
Eletroeletrônicos	1.375	0.444	0.391	0.375	
<b>Energia Elétrica</b>	<b>0.370</b>	<b>0.281</b>	<b>0.372</b>	<b>0.294</b>	
<b>Finanças e Seguros</b>	<b>1.324</b>	<b>0.573</b>	<b>0.740</b>	<b>0.585</b>	
<b>Máquinas Indust</b>	<b>1.727</b>	<b>0.628</b>	<b>1.339</b>	<b>0.983</b>	
<b>Mineração</b>	<b>1.723</b>	<b>0.695</b>	<b>1.603</b>	<b>0.263</b>	
Minerais não Met	1.995	0.304			
<b>Outros</b>	<b>1.329</b>	<b>0.589</b>	<b>0.702</b>	<b>0.567</b>	
<b>Papel e Celulose</b>	<b>1.074</b>	<b>0.429</b>	<b>0.519</b>	<b>0.512</b>	
Petróleo e Gas	1.092	0.697	0.377	0.241	
<b>Química</b>	<b>1.124</b>	<b>0.600</b>	<b>0.451</b>	<b>0.540</b>	
Siderur & Metalur	1.531	0.554	0.626	0.356	
<b>Telecomunicações</b>	<b>0.804</b>	<b>0.500</b>	<b>0.557</b>	<b>0.442</b>	
Textil	1.405	0.677			
<b>Transporte Serviç</b>	<b>1.224</b>	<b>0.427</b>	<b>1.487</b>	<b>1.411</b>	
<b>Veículos e peças</b>	<b>1.565</b>	<b>0.601</b>	<b>1.018</b>	<b>0.906</b>	
<b>Total</b>	<b>1.253</b>	<b>0.626</b>	<b>0.755</b>	<b>0.612</b>	

Foram selecionadas todas as empresas ativas listadas na BOVESPA e NYSE. Pode-se verificar que no Brasil os ativos pertencentes aos setores de Energia Elétrica e Finanças e Seguros são aqueles que apresentam maior representatividade. Com relação aos listados na NYSE, destacam-se, além do setor Finanças e Seguros, a quantidade dos setores de Comércio, Petróleo e Gás, Eletroeletrônicos, Fundos e Química.

O Painel A mostra os resultados dos ativos da BOVESPA na periodicidade mensal. Pode-se perceber que em 78% das distribuições dos betas estimados, o Beta de Mercado está contido em seu intervalo. Além disso, a distribuição do total de Betas também está contida no intervalo. A

exceção se encontra nos setores de Finanças e Seguros, Mineração, Petróleo e Gás e Transportes e Serviços.

O painel B mostram os resultados dos modelos por setor para a NYSE. Neles pode-se verificar que não é possível construir um intervalo para o setor de Alimentos e Bebidas dado que somente um Beta foi considerado significativo dentre a quantidade de modelos testados. O mesmo acontece para o setor de Mineração no Painel D. Situação semelhante acontece no setor Minerais Não Metálicos e Têxtil onde nenhum Beta estimado foi significativo.

Assim como acontece com os resultados da BOVESPA, a distribuição dos Betas estimados é robusta e bastante próxima do valor do Beta de Mercado dos últimos 60 meses, representando 80% e 93% de bom ajuste dos Betas estimados. Ademais, verifica-se também que o total dos Betas estimados também estão contidos no intervalo da distribuição.

## 6. CONCLUSÃO

Este trabalho teve como objetivo verificar a contribuição de uma quebra estrutural (quando existente) aos modelos CAPM. Para tanto, foram utilizados todos os ativos líquidos listados na Bolsa de Valores de São Paulo e na Bolsa de Nova Iorque na periodicidade mensal no período de janeiro de 1999 a dezembro de 2014 extraídos da base de dados ECONOMATICA.

A análise empírica do trabalho buscou primeiramente avaliar a existência de quebras estruturais (a partir de três testes bastante difundidos na literatura) nos Betas estimados em sete modelos variantes do CAPM. Os resultados mostraram que quebras estruturais são relevantes na maioria dos modelos para grande parte dos setores da economia. Os testes endógenos de identificação da quebra estrutural mostraram-se bastante significantes na identificação das quebras estruturais.

A seguir, uma vez identificadas as quebras, elas foram inseridas nos modelos CAPM e os modelos para cada ativo foram então reestimados. Realizou-se então um teste de Wald para avaliar a significância conjunta dos coeficientes (do prêmio de risco e da quebra estrutural). Os Betas estatisticamente significativos pelo teste foram selecionados e setorizados de acordo com a classificação dos ativos na economia.

Para avaliar a robustez dos resultados, os Betas estimados foram confrontados com os Betas de Mercado. A tomada de decisão deste trabalho foi baseada na distribuição dos Betas estimados para cada setor da

economia. Os Betas de Mercado que estivessem contidos no intervalo dos Betas estimados foram selecionados devido a sua proximidade com os valores ajustados pelos modelos.

Os resultados das distribuições dos Betas estimados mostraram que, para a maioria dos setores, os Betas estimados apresentaram bons resultados, representando 78% de robustez para os setores para a BOVESPA e 80% para a NYSE.

Apesar do bom desempenho dos modelos, sabe-se das limitações do modelo CAPM, devido sua forma simplista e suas grandes condições iniciais. Além disso, a utilização de outros modelos bastante usuais na literatura como os modelos de 2 e 3 Fatores de Fama & French seriam interessantes para a tomada de decisão.

Ademais, devido a presença de muitos dados faltantes na amostra, principalmente para os ativos pertencentes à BOVESPA, seria interessante para uma possível extensão ao trabalho o uso do Filtro de Kalman para preenchimento de dados faltantes.

## Referências

- Almeida, C.; Garcia, R. (2009). Robust Economic Implications of Nonlinear Pricing Kernels. Working Paper, Getulio Vargas Foundation.
- Almeida, C.; Garcia, R. (2010). Assessing Misspecified Asset Pricing Models with Empirical Likelihood Estimators. Working Paper, Getulio Vargas Foundation.
- Akdeniz, L.; Salih, A. A.; Carner, M. (2003). Time-varying betas help in asset pricing: The threshold CAPM. Forthcoming in Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics.
- Andrews, D. (1991). Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. *Econometrica*, 59: 817-858.
- Andrews, D. W. K. (1993). Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica* 61: 821-856.

- Bai, J.; Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica* 66: 47-78.
- Bai, J.; Perron, P. (2001). Multiple structural change models: A simulation analysis. Working paper.
- Bai, J.; Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics* 18: 1-22.
- Bai, J.; Lumsdaine, R. L.; Stock, J. H. (1998.). Testing for and dating common breaks in multivariate time series. *Review of Economic Studies* 65; 395-432.
- Banz, R. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9 (1): 3-18.
- Basu, S. (1977). Investment performance of common stocks in relation to their price/earnings ratio: a test of the efficient market hypothesis. *The Journal of Finance*, New York, 32 (3): 663-682.
- Barry, C. B. et alii. (2002). Robustness of size and value in emerging markets, 1985-2000. *Emerging Markets Review*, 3(1), 1-30.
- Bautista, C. (2002a). Boom-bust cycles and crisis periods in the Philippines: A regime switching analysis. *Philippine Review of Economics*, forthcoming.
- Bautista, C. (2002b). Stock market volatility in the Philippines. *Applied Economic Letters*, 10 (5), 315-318.
- Bekaert, G.; Harvey, C. R.; Lumsdaine, R. L. (2002). Dating the integration of world equity markets. *Journal of Financial Economics*, 65(2): 203-247.
- Black, F. (1972). Capital market equilibrium with restricted borrowing. *Journal of Business*, 45(3): 444-455.
- Black, F. (1993). Beta and return. *Journal of Portfolio Management*, 20 (1): 8-18.

- Black, F.; Jensen, M.; Scholes, M. (1972). The capital asset pricing model: Some empirical tests. in Studies in the Theory of Capital Markets edited by Michael Jensen, Praeger, New York.
- Black, F., Scholes, M. (1973). The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*, 81: 637-659.
- Blume, Marshall E. (1991). The assessment of Portfolio Performance : an application of Portfolio Theory. Doctoral dissertation, Chicago, University of Chicago, 1968. In: CLARK, Francis J. Investments. 5 ed. McGraw Hill, p. 290.
- Bodie, Z.; Kane, A; Marcus, A. J. (. 2000). 3 ed. Porto Alegre: Bookman.
- Bonomo, M.; Domingues, G. (2002). Os puzzles invertidos no mercado brasileiro de ativos. Finanças Aplicadas ao Brasil. Rio de Janeiro, R: FGV Editora.
- Braga, C. M. (1999). Estratégias value e growth no mercado acionário brasileiro. 96p. Dissertação (Mestrado em Administração) – UFRJ/COPPEAD, Rio de Janeiro.
- Braga, C. M.; Costa Jr., N. C. A.; Mescolin, A. (1997). Risco e retorno das value e growth stocks no mercado de capitais brasileiro. In: ENCONTRO ANUAL DA ANPAD, 21., 1997, Rio de Janeiro. Anais... Rio de Janeiro: ANPAD.
- Bruni, A. L. (1998). Risco, retorno e equilíbrio: uma análise do modelo de precificação de ativos financeiros na avaliação das ações negociadas na BOVESPA (1988-1996). 150p. Tese (Mestrado em Administração) - UFRJ/COPPEAD, Rio de Janeiro.
- Carhart, M. M. (1997). Persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*, 52: 57-82.
- Campbell, J. Y. and Vuolteenaho, T. (2003). Bad beta, good beta. Working paper.
- Campbell, J. Y. et al. (1997). The econometric of financial markets. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.

- Chan, L.K.C.; Laconishok, J. (1993). Are reports of beta's death premature? *Journal of Portfolio Management*, 22 (9): 1207:1229.
- Chen, S. N. (1981). Beta nonstationarity, portfolio residual risk and diversification. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 16: 95-111.
- Chen, N.; Roll, R.; Ross, S. (1986). Economic forces and the stock market. *Journal of Business*, New York, 59 (3): 383-404.
- Damodaran, A. I (2002). Investment valuation. Tools and techniques for determining the value of any assets. Wiley.
- Dittmar, R., (2002). Nonlinear pricing kernels, kurtosis preference and cross-section of equity returns, *Journal of Finance*, 57: 369-403.
- Economática. (2015). Disponível em <<http://www.economatica.com/pt/>>. Acesso em: jun/2015.
- Elton, E.J.; Gruber, J.M. (1998). Modern portfolio theory, 1950 to date. Nyu-Stern School, Working Paper Series.
- Fama, E.F.; Macbeth, J.D. (1972). Risk, return and equilibrium: empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81(3): 607:636.
- Fama, E.F. (1970). Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2): 28-30.
- Fama, E.F. (1991). Efficient capital markets: II. *The Journal of Finance*, 46 (5):, 1575-1617.
- Fama, E. F., French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, 47: 427-465.
- Fama, E. F.; French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33 (1): 3-56.
- Fama, E. F.; French, K. R. (1996). Multifactor explanation of asset prices anomalies. *Journal of Finance*, 51 (1): 55-84.
- Fama, E. F.; French, K. R. (1998). Value versus Growth: the internatonal evidence. *Journal of Finance*, 53 (6): 1975-1998.

Fama, E. F.; French, K. R. (2004). The capital asset pricing model: Theory and evidence. Working Paper, University of Chicago.

Farnsworth, H.; Ferson, W.E.; Jackson, D.; S. Todd. (2002). Performance evaluation with stochastic discount factors. *Journal of Business* 75: 473-505.

Ferson, W.E.; C.R. Harvey. (1991). *Journal of Political Economy*, 99: 385-415.

Ferson, W.E.; C.R. Harvey. (1993). The risk and predictability of international equity returns. *Review of Financial Studies*, 6: 527-566.

Ferson, W.E.; C.R. Harvey. (1999). Conditioning variables and cross-section of stock returns. *Journal of Finance*, 54: 1325-1360.

Ferson, W.E. (2003). Tests of multifactor pricing models, volatility bounds and portfolio performance. in George M. Constantinides, Milton Harris and Rene M. Stultz, Editors: *Handbook of the Economics of Finance*, Elsevier Science Publishers, North Holland (forthcoming)..

Fabozzi, F. J.; Francis, J. C. (1978). Beta as a random coefficient. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 13: 101-116.

Garcia, R.; Ghysels, E. (1998). Structural change and asset pricing in emerging markets. *Journal of International Money and Finance*, 17: 455-473.

Ghysels, E. (1998). On stable factor structures in the pricing of risk: Do time-varying betas help or hurt? *Journal of Finance*, 53: 549-573.

Gibbons, M. (1982). Multivariate tests of financial models: A new approach. *Journal of Financial Economics*, 10: 3-28.

Gujarati, D. N. (2000). *Econometria Básica*. São Paulo: Makron Books.

Hall, R. E. (1988). *Journal of Political Economy*. 96: 221-273.

Hansen; L. P.; Heaton, J.; Erzo G. J. Luttmer. (1995). Econometric Evaluation of Asset Pricing Models. *The Review of Financial Studies*, 8: 237-274.

Harvey; Campbell R.; Akhtar Siddique. (2000). Conditional Skewness in Asset-Pricing Tests. *Journal of Finance*, 55: 1263-1295.

Huang, C.; Litzenberg, R. (1988). Foundations of financial economics. New York-Amsterdam: North-Holland Publishing Co.

Huang, River H. C. (2000). Tests of regime-switching CAPM. *Applied Financial Economics*, 10: 573-578.

Huang, River H. C. (2001). Tests of CAPM with nonstationary beta. *International Journal of Finance and Economics*, 6: 255-268.

Huang, River H. C (2003).. Tests of regime-switching CAPM under price limits. Forthcoming in *International Review of Economics and Finance*.

Jagannathan, R.; Z. Wang. (1996). The conditional CAPM and the cross-section of expected returns, *Journal of Finance*, 51: 3-53.

Lakonishok, J.; Shleifer, A.; Vishny, R. W. (1994). Contrarian investment, extrapolation, and risk. *Journal of Finance*, 49 (5): 1541-1578.

Kan, R.; G. Zhou. (2003). Working Paper, Washington University, St Louis.

Korkas, K. K. (2010). Asset Pricing Dynamics with CAPM: An Application to 49 US Portfolios. Doctoral Paper. London School of Economics, London.

Kraus, A; R. Litzenberger. (1976). Skewness preference and the valuation of risk assets. *Journal of Finance*, 31: 1085-1100.

Litner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risk investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47 (1): 13-37.

- MacKINLAY, A. C. (1995). Multifactor models do not explain deviations from the CAPM. *Journal of Financial Economics*, 38: 3-28.
- Markowitz, H. M. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance*, 7 (1), : 77-91.
- Merton, R. (1973). Theory of rational option pricing. *Bell Journal of Economics and Management Science*, 4 (4): 141-183.
- Modigliani, F., Miller, M. (1958). The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *American Economic Review*, 48: 13-37.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, 34(4): 768-783.
- Merton, R. (1973). Intertemporal Capital Asset Pricing Model, *Econometrica*, 64: 867-887.
- Mills, T. (1993). Time Series Techniques for Economists. Cambridge University Press.
- Pesaran, H.; A. Timmermann. (2000). A recursive modeling approach to predicting UK stock returns. *Economic Journal*, 110; 159-191.
- Roll, R. (1977). A critique of the asset pricing theory's tests. *Journal of Financial Economics*, New York, v. 4, n. 2, p. 129-176.
- Ross, S. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13: 341-360.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, 19 (3): 425-442.
- Schwert, G.; Seguin, P. (1990). Heteroscedasticity in stock returns. *The Journal of Finance*, 35 (4): 883-896.
- Schwert, G.W. ()2002. Anomalies and market efficiency. Social Science Research Network Electronic Paper Collection.

Wang, J.; Zivot, E. (2000). A Bayesian time series model of multiple structural changes in levels, trend, and variance. *Journal of Business & Economic Statistics* 18; 374-386.

WIKIPEDIA. (2015). Modelo de Precificação de Ativos, 26 abr. 2015. Disponível em: <[http://pt.wikipedia.org/wiki/Modelo\\_de\\_precifica%C3%A7%C3%A3o\\_de\\_ativos\\_financeiros](http://pt.wikipedia.org/wiki/Modelo_de_precifica%C3%A7%C3%A3o_de_ativos_financeiros)>. Acesso em: 26 abr.

Yao, Y. C. (1988). Estimating the number of change-points via Schwarz criterion. *Statistics and Probability Letters*, 6: 181-189.

Yu, J. (2001). A test of CAPM on Philippine common stocks: 1990-2000, Unpublished paper, College of Business Administration, University of the Philippines-Diliman.

Yu, J. (2003). Time Variation and Structural Change in the Beta of Philippine Stocks, Unpublished paper, College of Business Administration, University of the Philippines-Diliman.