UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ

FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA E CONTABILIDADE

DEPARTAMENTO DE FINANÇAS

BACHARELADO EM FINANÇAS

AURILÊDO ROCHA DE ALMEIDA FILHO

EFEITOS DOS *JUMPS* NAS ESTIMATIVAS DO MODELO CAPM

FORTALEZA

2016

AURILÊDO ROCHA DE ALMEIDA FILHO

EFEITOS DOS *JUMPS* NAS ESTIMATIVAS DO MODELO CAPM

Monografia apresentada ao Curso de Finanças do Departamento de Finanças da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Finanças.

Orientador: Prof. Dr. Roberto Tatiwa.

FORTALEZA

2016

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca Universitária
Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

A444e Almeida Filho, Aurilêdo Rocha de.
Efeitos dos Jumps nas Estimativas do Modelo CAPM / Aurilêdo Rocha de Almeida Filho. – 2016.
35 f. : il.

Trabalho de Conclusão de Curso (graduação) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Curso de Finanças, Fortaleza, 2016.
Orientação: Prof. Dr. Roberto Tatiwa.

1. Capital Asset Price Market. 2. CAPM. 3. Jumps. 4. Beta. I. Título.

CDD 332

AURILEDO ROCHA DE ALMEIDA FILHO

EFEITOS DOS *JUMPS* NAS ESTIMATIVAS DO MODELO CAPM

Monografia apresentada ao Curso de Finanças do Departamento de Finanças da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Finanças.

Aprovada em: ___/___/______.

BANCA EXAMINADORA

____

Prof. Dr. Roberto Tatiwa (Orientador)

Universidade Federal do Ceará (UFC)

____

Prof. Dr. Leandro de Almeida Rocco

Universidade Federal do Ceará (UFC)

____

Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda

Universidade Federal do Ceará (UFC)

Aos meus pais, Maria Marylane eAuriledo Rocha.

AGRADECIMENTOS

Ao Prof. Dr. Roberto Tatiwa, pela excelente orientação.

Aos professores participantes da banca examinadora Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda e Prof. Dr. Leandro de Almeida Rocco pelo tempo, pelas valiosas colaborações e sugestões.

Aos colegas da turma de graduação, pelas reflexões, críticas e sugestões recebidas.

RESUMO

Nesse estudo foram estimadas versões do Modelo do *Capital Asset Price Market* (CAPM) em sua forma clássica e sob a presença de movimentos descontínuos, os saltos, nos preços das ações como fator explicativo para o retorno das mesmas. Foram utilizados dados financeiros de alta frequência (diária), de 12 ações que compõem os sete índices setoriais do BM&FBOVESPA.Esses modelos, modelo CAPM clássico e outro que incorpora os saltos e incorpora efeito GARCH, foram estimados a partir de diferentes métodos de estimação: MQO com correção de Newey-West; com correção de White e com efeitos GARCH (1,1). Dentre os principais resultados, verifica-se que todos os betas estimados foram menores após a introdução dos *jumps,* os quais também melhoraram de forma significativa o ajustamento dos modelos CAPM estimados.

Palavras-chave: CAPM 1. jumps 2. Beta 3.

LISTA DE TABELAS

SUMÁRIO

1 Introdução

A partir de Markowitz (1952) muitos modelos têm sido desenvolvidos com o objetivo de medir e minimizar o risco em carteiras de ativos. O próprio Markowitz formaliza o uso de modelos matemáticos e estatísticos em um modelo na forma de uma fronteira eficiente composta por carteiras eficientes de ativos com riscos, na qual se minimiza as variações no retorno da carteira através da diversificação dos ativos que a compõem.Treynor, Sharpe, Litner e Mossin entre 1964 a 1966 desenvolvem de forma independente e correlata o *Capital Asset Pricing Market* (CAPM)um modelo de fator único amplamente utilizado para estimar o retorno esperado e o risco sistemático. De acordo com Martin e Simin (2003), apesar das críticas ao modelo CAPM, grandes plataformas e provedores de serviços de informação financeira, inclusive *Bloomberg*, Dow Jones e *Standard and Poor* divulgam o beta do CAPM,uma estimativa do risco sistemático, calculado através de uma estimação simples de mínimos quadrados ordinários (MQO).

Entretanto, as séries de retorno de ativos usualmente apresentam valores muito distantes da sua média, os quais são denominados de saltos (*jumps*). Desta forma, vários estudos propõem formas de mensurar e testar a presença deste processo, como por exemplo Barndoff-Nielsen e Shephard (2004 e 2006) e o de Lee e Mykland (2008), os quais propõem testes não-paramétricos baseados na comparação entre a variância realizada e a variação denominada de *Bi-power*, *Variance Realized* e *Bi-power Variance* respectivamente.

Outro problema sobre este tema consiste em analisar os efeitos deste tipo de processo nas estimativas do beta do CAPM, obtidas de forma tradicional, bem como na formulação de novos estimadores robustos aos *jumps*. Nesse sentido, Martin e Smith (2004) propõem um estimador baseado nos Mínimos Quadrados Ponderados robusto aos efeitos de *outliers*. Todorov e Bollerslev (2008) fornecem um novo procedimento para estimar a sensibilidade do risco sistêmico aos *jumps* como um fator em modelos de precificação. Bollerslev, Tauchen, Sun (2011) e Sun e Tauchen (2012) introduzem as medidas *Variance Realized* e *Bi-power Variance*, para medir a volatilidade das ações, como uma nova forma de medir o beta do modelo CAPM com dados em alta frequência.

Com o objetivo de contribuir para essa temática, o presente estudo propõe pela primeira vez uma forma alternativa de estimação do beta do CAPM robusta empregando os efeitos dos processos tipo *jump*. Como aplicação, estimam-se modelos CAPM para dados diários de um conjunto de ações negociadas no mercado brasileiro, através de formas tradicionais como Mínimo Quadrados Ordinários e modelos GARCH sem considerar a presença dos saltos nos ativos e considerando os mesmos, para comparar as principais diferenças obtidas as quais indicam os efeitos sobre a mensuração do risco sistêmico deste modelo caso os *jumps* não sejam considerados.

Além desta introdução, este trabalho apresenta mais seis seções. Na próxima seção desde trabalho, será abordado os mecanismos teóricos necessários para a análise desde trabalho: primeiramente o *Capital Asset Pricing Market* (CAPM) e o modelo de precificação subjacente. Na terceira seção, descreveremos os métodos estatísticos e econométricos utilizados no estudo, em particular o estimador do beta do CAPM com *jumps* e os efeitos da introdução dos *jumps* como fator. Em seguida, na quarta seção, esclareceremos a fonte e tratamento dos dados utilizados nesse estudo. E finalmente, os resultados empíricos serão relacionados e, consequentemente, as conclusões na sexta seção.

2 Revisão Bibliográfica

2.1 Capital Asset Price Market (CAPM)

O artigo de Markowitz (1952) é considerado como o precursor da Moderna Teoria de Finanças, ao apresentar pela primeira vez os conceitos de risco e retorno, representados pela variância e a média, respectivamente. O seu modelo auxilia na composição eficiente de uma carteira de ativos, baseado na minimização da variação de retornos da carteira através da diversificação dos ativos que a compõem.

Após o trabalho seminal de Markowitz (1952), várias contribuições e desdobramentos de seu modelo foram propostos. Autores como Sharpe, Litner, Treynor e Mossin desenvolvem no período de 1964 a 1966, o arcabouço do *Capital Asset Princing Market* (CAPM) derivado dos trabalhos anteriores de seleção de carteiras. Nesta abordagem, o retorno esperado do ativo pode ser descrito como função linear do retorno excedente de mercado sobre um ativo livre de risco. De acordo com os estudos de Martin e Simin (2003), apesar das críticas ao modelo CAPM, grandes plataformas e provedores de serviços de informação financeira, inclusive *Bloomberg*[1], Dow Jones e Standard and Poor utilizam-se do beta do CAPM calculado através de uma estimação simples de mínimos quadrados ordinários (MQO).

[1] Plataforma da qual os dados utilizados neste trabalho foram retirados.

Há vários estudos realizados no Brasil que utilizam a estrutura teórica do CAPM como ,por exemplo, Alcântra (1980) que faz um enfoque em toda metodologia de avaliação de ativos através do CAPM, abordando formação de portfólios, seleção de ativos individuais e defendendo a aplicação da metodologia em análise de projetos, contudo seu maior objetivo é trabalhar o *trade-off* retorno – risco. O autor reporta a importância do estudo e incorporação do Beta como medida de risco eficiente ao mercado. Em Ribenboim (2002) discute-se a validade do modelo teórico do CAPM para a economia brasileira, tomando como base os resultados empíricos do modelo de CAPM proveniente da economia americana. A partir de dados de ações brasileiras, o trabalho apresenta derivações do CAPM para o modelo convencional em que assume-se a hipótese de distribuição normal e independentes e identicamente distribuídos para os retornos das ações. Para isso, deriva um modelo em que não se assume tais hipóteses e um modelo de CAPM condicional, no qual o beta varia em função do tempo. Dada as derivações, os resultados são confrontados com o da economia americana.

Em Reed (2006) testou-se a validade do modelo CAPM zero-beta estimado por máxima verossimilhança supondo que os retornos são processos Gaussianos independentes e identicamente distribuídos, e por GMM no qual não se pressupõe retornos iid e nem uma distribuição específica a priori. O CAPM condicionado zero-beta também incluiu efeitos ARCH, e apresentou resultados robustos, com maior aderência aos dados e capturando a melhor dinâmica nas medidas de risco e retornos esperados do que o tradicional.

O trabalho de Tambosi (2006), apresenta as vantagens dos modelos condicionais do CAPM com beta variando ao longo do tempo, em relação ao modelo estático. Dentre os testes de modelos condicionais destacou-se o de Jagannathan e Wang (1996), o qual apresentou explicações satisfatórias para a variação *cross-section* dos retornos do mercado brasileiro e norte-americano, propiciando a análise de características comuns e próprias de cada mercado, tornando assim uma importante ferramenta de análise das economias estudadas.

A maior vantagem do *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) está no fato dele considerar a incerteza diretamente, permitindo portanto, estudar o impacto duplo e simultâneo da lucratividade e do risco sobre o valor da ação. O modelo também pressupõe que os investidores possuem níveis diferenciados de aversão ao risco, apesar de preferir em grande maioria níveis de risco mais baixos, e se utiliza dos conceitos de média e desvio padrão nas escolhas das alternativas.

Em geral, no mercado de capital, a maior parte das ações movem-se na mesma direção, embora em proporções diferentes. Ou seja, se o mercado como um todo sobe, as ações tendem a subir, porém com intensidades diferentes. Como consequência, a sensibilidade do preço de uma ação às mudanças no mercado é de importância crucial, na medida em que ela constitui o maior componente de contribuição do título, ao risco da carteira como um todo. A visão de um analista a respeito da relação entre os retornos de uma ação e os retornos da carteira do mercado (ou do índice de mercado), pode ser sintetizada pela reta característica, onde (r_j-r_f) representa os retornos obtidos da ação além do retorno mínimo (de títulos com risco zero) e onde (r_M-r_f) representa os retornos obtidos pela carteira do mercado, também em excesso aos retornos do título sem risco (r_f). Sendo assim, o retorno em excesso da ação j é igual a (r_j-r_f) e o retorno em excesso de mercado é igual a (r_M-r_f). A reta característica pode ser expressa da seguinte forma:

$$\left(\boldsymbol{r_j} - \boldsymbol{r_f}\right) = \boldsymbol{\alpha_j} + \boldsymbol{\beta}_{\substack{\boldsymbol{j}\\ \boldsymbol{M}}}\left(\boldsymbol{r_M} - \boldsymbol{r_f}\right) + \boldsymbol{\varepsilon_j} \qquad (\mathbf{1})$$

Onde,

$$\boldsymbol{R}_j = \boldsymbol{\alpha}_j + \boldsymbol{\beta}_j \boldsymbol{R}_M + \boldsymbol{\varepsilon}_j \qquad (2)$$

É interessante notar que a expressão que representa a linha (ou reta) característica considera fatos já ocorridos, e não valores esperados. Ela indica o comportamento de uma ação ao longo da série temporal, nos permitindo estabelecer uma tendência através de uma regressão linear.

Pode-se entender o valor de alfa (α_j) como o retorno adicional de uma ação quando o retorno em excesso do mercado, prêmio ao risco, é zero. Obviamente, qualquer investidor preferirá um valor de positivo de alfa a um valor negativo. Significa, que quando o mercado (r_M) apresenta comportamento com retornos iguais ao título livre de risco (r_f), a ação também obtém um adicional em relação aos títulos de risco zero.

O valor de beta (β_j) mede a sensibilidade ou a capacidade de reação, ou resposta do ativo, do excesso de retorno da ação ao excesso de retorno do mercado sobre o ativo livre de risco. Ou seja, se temos um valor de beta>1 representa uma resposta em valor superior ao excesso de retorno do mercado, já com beta<1 representa uma resposta com valor inferior ao excesso de retorno do mercado. Em termos gráficos, é a inclinação da reta característica.

O termo finalε_j é o risco idiossincrático da ação, o qual não está correlacionada com (R_M) ou o risco idiossincrático de qualquer outra ação sob suposições do CAPM[2]. Representa a incerteza do componente extra mercado, do excesso de retorno do ativo j. De outra forma,$\alpha_j$representa a parcela do excesso de retorno esperado, extra mercado, enquanto ε_j representa os desvios dessa expectativa. Desta forma, o risco total de uma ação, através do CAPM, pode ser dividido em dois componentes principais: "1.Risco diversificável – é o risco que independe da economia e está relacionado com o título em si. Pode ser evitado pela combinação com outros títulos dentro de um portfólio. 2. Risco não-diversificável – é a parte do risco que não pode ser eliminada pela diversificação e está relacionado com o comportamento da economia."(Alcantra, José C.G. 1980).

Essa definição se faz importante para o entendimento desse trabalho pois o que passa a nos interessar é o componente de risco relacionado com o mercado. Ou seja, o risco da ação passa a ser definido como a covariância dos retornos desse título j com os retornos de mercado.

2.2 Jumps em Retornos de Ativos

A disponibilidade de dados com intervalos cada vez menores trouxe novas discussões em modelos de volatilidade e apreçamento de ativos, que dispõe de dados com intervalos semanais, diários e intra-diários. Segundo Anderson e Bollerslev (1999), a incorporação de informações contidas em dados de alta frequência melhora significativamente as projeções de volatilidade de retornos diários de ativos, tanto na teoria quanto na prática.

Contudo, Bandi e Russel (2003) alertam que dados de alta frequência do mercado financeiro em intervalos muito pequenos podem ser enviesados por correlação serial espúria causada por vários efeitos de microestrutura do mercado como *jumps*, preços obsoletos e erros de medição. Merton (1976) expande o modelo de tempo contínuo para explicação do comportamento dos preços de ativos com risco, proposto inicialmente por Black e Scholes (1973), com a introdução da possibilidade de movimentos abruptos, *jumps*, no preço dos ativos.

A possibilidade de viés por conta de saltos no preço de um ativo gera a necessidade empírica de se estimar esses movimentos. Baseado nisso, Barndoff-Nielsen e Shephard (2004

[2]Ou seja, $Cov(\varepsilon_j, R_m) = Cov(\varepsilon_j, r_m - r_f) = Cov(\varepsilon_j, r_m)$; logo $Cov(\varepsilon_j, \varepsilon_i) = 0$, quando $j \neq i$.

e 2006) propõem uma metodologia através de um teste não-paramétrico baseado na comparação entre a variância realizada e a variação denominada de *Bi-power, Variance Realized* e *Bi-power Variance* respectivamente, para identificação de saltos caso eles ocorram. Para testar a existência de *jumps* nas series de preços das ações utilizadas neste trabalho, utiliza-se o teste não-paramétrico desenvolvido por Lee e Mykland (2008). Este teste apresenta vantagens com relações aos demais testes, por detectar o momento exato da quebra, ser robusto à seleção do modelo, assim como também é robusto para dados não-estacionários.

Autores como Ferreira, RT e Zachis, Melo (2012), utilizam essa técnica para estimar os movimentos abruptos, *jumps*, das séries de retornos diários do índice Ibovespa, Dow Jones, taxa SELIC, taxa de câmbio e no spread do C-Bond, como também a presença co-saltos em tais séries. Dentre os resultados encontrados, destacam a resposta assimétrica dos saltos do índice Ibovespa em relação a notícias/acontecimentos bons ou ruins e que os possíveis co-movimentos entre as séries Dow Jones e Ibovespa são menos frequentes do que quando relacionados com os do spread do C-Bond.

Pontes e Thaíse (2014), utilizam os testes de detecção de saltos de Barndoff-Nielsen e Shephard (2004 e 2006) e o modelo de Andersen, Bollerslev e Diebold (2007)[3] para previsão da volatilidade realizada na série de retornos intra-diários do índice Ibovespa. Os resultados mostraram pequenas diferenças entre os modelos utilizados[4], contudo, o modelo HAR-RV-CJ apresentou a opção mais robusta na previsão da volatilidade da série, dado a sua capacidade de captar os saltos independente de seu tamanho.

2.3 Relevância da presença de *Jumps* no Beta CAPM

Martin e Simin (2004) analisam a influência da presença de *outliers*, saltos, nos retornos para a estimação do Beta do CAPM. Propõem um estimador alternativo para este parâmetro que considera a presença de *outliers*, chamado de resistente beta, através de um Mínimo Quadrado Ponderado, no qual os pesos são dependentes dos dados. Neste caso a ponderação através dos pesos foi feita em função de resíduos padronizados (erros nos ajustes) dos dados. Eles mostram que esse estimador é robusto aos efeitos de *outliers* e que o mesmo

[3] Este arcabouço será discutido na próxima subseção, relevante a presença de *Jumps* no Beta do CAPM, da Revisão de Literatura.
[4] São métodos de estimação de volatilidade realizada HAR-RV, HAR-RV-J e HAR-RV-CJ.

gera melhores predições do risco futuro e do retorno na presença de saltos. A análise também revela que os betas de empresas pequenas são mais suscetíveis a *outliers*.

Em seguida, Todorov e Bollerslev (2010) fornecem um novo procedimento para estimar a sensibilidade do risco sistêmico aos *jumps* como um fator em modelos de precificação. Através de modelos de fatores estima-se a sensibilidade dos riscos sistêmicos, contínuos e discretos, para 40 ações em intervalos de tempo fixo. Os autores observam que o nível de risco não é proporcional ao prêmio de risco associado a riscos contínuos. Carteiras que são formadas sem levar em consideração os saltos no mercado, tendem a ter uma pior relação prêmio-risco se comparadas aos prêmios para riscos discretos. Em conclusão os autores sugerem estender formalmente tais resultados teóricos do modelo de *one-factor* para modelos de multi-fatores, a fim de comparar estimativas de betas contínuos com saltos aos modelos clássicos, como por exemplo o de Fama-French.

Bollerslev, Tauchen, Sun (2011) e Sun e Tauchen (2012) introduzem *Variance Realized* e *Bi-power Variance*, modelos utilizados para medir a volatilidade das ações, como uma nova forma de medir o beta do modelo CAPM com dados em alta frequência. Motivando-se na pesquisa de Andersen, Bollerslev, Diebold e Wu (2005), onde alegam que um beta mais realista seria variável no tempo, procurou-se um estimador robusto a fim de avaliar os efeitos de *jumps* nos preços das ações no beta do CAPM. Em outras palavras, verificam se os *jumps* não criam quaisquer risco além dos riscos sistemáticos determinados pela volatilidade do mercado e, concluem que *jumps* de ações individuais devido a diversas razões não possuem riscos adicionais ou riscos potenciais além do sistêmico. Portanto, dada a capacidade de diversificação do risco idiossincrático através da escolha do portfólio, é possível dizer que o único risco que os investidores enfrentam são puramente os riscos sistemáticos.

O trabalho de Alexeev, Dungey, Yao (2014) mostra que preços descontínuos, ou *jumps*, são características importantes para o processo de precificação. Através do teste estatístico de Barndorff-Nielsen e Shephard (2006) detecta-se os *jumps* no portfólio de mercado, e com o teste de Todorov e Bollerslev (2010) separa-se os componentes contínuos dos saltos no risco sistêmico das carteiras de mercado, e capturam a variação de tempo nos betas estimados em intervalos relativamente curtos. Estimando o beta do CAPM para ambos os componentes contínuos e com saltos para ações que constituem o índice S & P500, em uma frequência *intra-day* de 5 minutos, verificou-se estimativas de betas maiores e menores em diferentes setores, contudo também foram analisadas a relação das características da empresa e as estimativas betas. Concluem que ações menores são mais sensíveis a saltos do que ações maiores, as quais apresentam maiores discrepâncias entre betas contínuos e descontínuos. Ademais, reportam que ações mais alavancadas são mais sensíveis a notícias inesperadas em períodos de crise e as ações com maior liquidez costumam ser mais agressivas em períodos pré-crise, entretanto em períodos de crise, estas ações estão entre as que possuem menor sensibilidade as oscilações de mercado.

3 Metodologia

3.1 Detecção de *Jumps*(saltos individuais)

Lee e Mykland(2008) propuseram um teste para identificar, datar e quantificar saltos significantes estatisticamente. Segundo os autores esse teste pode ser aplicado a todos os tipos de séries financeiras, incluindo os retornos das ações, das taxas de juros e das taxas de câmbio.As simulações apresentadas por Lee e Mykland (2008), mostram que esse teste estima os saltos de forma mais acurada que os testes não paramétricos desenvolvidos por Barndorff-Nielsen e Shephard (2006) e Jiang e Oomen (2005). Para a apresentação deste teste, considere inicialmente a representação usual para o retorno contínuo de um ativo, dada por:

$$d \log S(t) = \mu(t)dt + \sigma(t)dW(t) \tag{3}$$

Nessa equação, S(t) é o preço do ativo, μ(t) mede a variação esperada em S(t) e σ(t) mede a incerteza quanto a variação de S(t). Considerando a existência de saltos significativos tem-se que:

$$d \log S(t) = \mu(t)dt + \sigma(t)dW(t) + Y(t)dJ(t) \tag{4}$$

Na qual, J(t) é um processo de contagem independente de W(t) e Y(t), e mede o tamanho do salto. Os autores assumem que J(t) é previsível, bem como μ(t) e σ(t) e Y(t) são distribuídos identicamente e independentes entre si e de outros componentes aleatórios W(t) e J(t), que também são independentes entre si. J(t) pode ser um processo de salto de Poisson do tipo não-homogênea. Isso implica segundo os autores que eventos programados (determinísticos), tais como anúncios de lucros e anúncios macroeconômicos afetam a intensidade dos saltos.

Intuitivamente, pode-se pensar que um salto ocorre num mercado em algum tempo (t_i). Seria de esperar que os retornos de ativos realizados naquele tempo sejam muito maior do que os retornos contínuos habituais. Porém, como perceber se a volatilidade é alta e se só podemos observar preços em tempo discreto? A volatilidade de um retorno é elevada, ou há um processo de salto que enviesa sua mensuração?.

Para distinguir esses dois casos, utiliza-se uma padronização para o retorno por uma medida que explica a variação local apenas a partir da parte contínua do processo. Esta medida é chamada de volatilidade instantânea. A estatística de teste para saltos surge da relação entre retorno realizado e a volatilidade instantânea estimada. Segundo Lee e Mykland (2008) um estimador de variância não paramétrico bastante usado na literatura é o *realized power (quadratic) variation*, trata-se da soma dos quadrados retornos:

$$p \lim_{n\to\infty} \sum_{i=2}^{n} (\log S(t_i) - \log S(t_{i-1}))^2 \tag{5}$$

No entanto, este estimador da variância é inconsistente na presença de saltos. Alternativamente, uma versão ligeiramente modificada chamada de *realized bipower variation*, definido como a soma dos produtos de retorno absolutos consecutivos, é um estimador consistente da volatilidade integrada, não importando a presença de saltos misturados com a parte difusa do processo formador da série. Esse estimador pode ser expresso como:

$$\lim_{n\to\infty} \textstyle\sum_{i=3}^{n} |\log S(t_i) - \log S(t_{i-1})||\log S(t_{i-1}) - \log S(t_{i-2})| \tag{6}$$

A equação (6) é utilizada para estimar a volatilidade instantânea em um dado momento t_i, baseada nas k observações anteriores. Esse estimador tem se mostrado consistente para a volatilidade integrada, mesmo quando há saltos[5]. Conforme destaca Barndoff-Nielsen e Shephard (2004) a utilização do valor absoluto dos retornos busca

[5]Ver Barndorff-Nielsen e Shephard, 2004; e AIT-Sahalia, 2004

diminuir a sensibilidade da estatística aos possíveis movimentos de grande magnitude encontrados em dados de alta frequência.[6]

O teste é baseado na idéia de que apesar da intuição de que salto pode impactar sua estimativa de volatilidade, o processo permanece consistente não importa como grandes ou pequenos saltos são misturados com a parte difusa de modelos de preços.

Seja um período de tempo fixo T e o número de observações em $[0, T]$ representado por *n*. A distância entre duas observações sucessivas é $\Delta t = \frac{T}{n}$. O teste também considera divisões da série em janelas de tempo com tamanho K, de forma que se minimize algum viés estabelecido pelo salto na volatilidade do ativo.[7]

De acordo com Ferreira e Zachis(2012), com o retorno realizado na janela anterior, ou seja $K-1$, a volatilidade instantânea é estimada com base na variação *bipower* . Depois, toma-se a proporção desta volatilidade estimada para o próximo retorno realizado a fim de determinar se houve um salto e o seu tamanho. Desta forma, a estatística de teste para identificar a existência de um salto entre t_i et_{i-1}é dada por:

$$\Psi(i) = \frac{\log[\mathrm{S}(t_i)/S(t_{i-1})] - \widehat{m}_i}{\hat{\sigma}(t_i)} \qquad (7)^8$$

Onde:

$$\hat{\sigma}(t_i)^2 = \frac{1}{k-2} \sum_{j=i-k+2}^{i-1} \left|\log S(t_j) - \log S(t_{j-1})\right| \left|\log S\left(t_{j-1}\right) - \log S\left(t_{j-2}\right)\right| \qquad (8)$$

Observa-se ainda na equação (7), a presença de uma média de retorno dos períodos anteriores sendo subtraída do retorno em t_i. Essa média é definida como,

$$\widehat{m}_i = \frac{1}{k-1} \sum_{j=i-k+1}^{i-1} (\log S(t_j) - \log \mathrm{S}(t_{j-1})) \qquad (9)$$

Na ausência de salto em t_i, a estatística de teste segue aproximadamente uma distribuição normal. Se há um salto, no entanto, a estatística de teste torna-se muito grande. Para determinar a região de rejeição, ou o valor crítico para essa estatística de teste, levanta-se a questão de quão grande a estatística de teste pode ser quando não há salto.

Inicialmente, estuda-se a distribuição assintótica de máximos das estatísticas de teste sob a ausência de saltos, dado qualquer período de tempo $[t_{i-1}, t_i]$. Essa distribuição nos

[6]Tatiwa e Zachis (2012)
[7] Lee e Mykland (2007)
[8] Essa equação, além de identificar a presença de um salto, também fornece seu tamanho e sinal.

direciona na escolha de um limiar (*threshold*) relevante para o teste de maneira a distinguir a presença de saltos em um período de tempo. No limite Δt→0, a distribuição limitar os máximos segue a seguinte forma,

$$\frac{\max|\Psi(i)| - C_n}{S_n} \rightarrow \xi \quad (10)$$

Onde ξ tem uma função de distribuição cumulativa $P(\xi \leq x) = \exp(-e^{-x})$, $C_n = \frac{(2\log n)^{1/2}}{c} - \frac{\log \pi + \log(\log n)]}{2c(2\log n)^{1/2}}$ e $S_n = \frac{1}{c\,(\log n)^{\,1/2}}$, onde n é o número de observações. O objetivo principal em estabelecer uma região de rejeição é que se o valor observado na estatística de teste não estão na região habitual de máximos, é improvável que o retorno realizado a partir da parte contínua da difusão de saltos do modelo.

Por exemplo, para um nível de significância de 1% e considerando β^*o valor limiar para a equação (10), tem-se que $P(\xi \leq x) = \exp\left(-e^{-\beta^*}\right)$ = 0,99. Portanto, $\beta^* = -\log\left(-\log(0{,}99)\right)$ =4,6001. Ou seja, caso$\frac{\max|\Psi(i)| - C_n}{S_n}$>4,6001 então a hipótese nula de inexistência de saltos é rejeitada, isto significa que existe um salto significativo para esse período.

3.2 Modelo CAPM modificado

Levando em consideração a presença de *jumps* nas series de preços das ações, reformula-se o modelo CAPM a partir das sugestões de Todorov e Bollerslev (2010), incorporando o retorno acumulado de intervalos com saltos, ou o retorno dos saldos. Em primeiro lugar, definimos o retorno sobre a ação, r_i, como uma composição do retorno acumulado de intervalos sem saltos, a qual podemos denominar r^C e do retorno dos saltos r^J.

$$R_i = R^C + R^J \quad (11)$$

Em seguida, definimos o retorno modificado no ativo i como se segue:

$$R_i = \alpha + \beta_m R_m + \beta_j R_i^j + \varepsilon \quad (12)$$

Onde R é o retorno sobre o estoque i, β_m é a sensibilidade do R para com o retorno de mercado (R_m) e β_j é a sensibilidade do R para com o retorno do ativo j (R_j). Uma vez que nem o Beta de mercado (β_m) nem o beta do salto observado no ativo (β_j) é observado, é necessário separar cada um para estudar como as ações recompensam de forma diferente ou do mesmo modo em intervalos de tempo com ou sem saltos.

Em geral os modelos CAPM são estimados através de métodos estatísticos clássicos, baseados no método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), utilizando algum estimador robusto para heterocedasticidade e/ou autoregressividade como os sugeridos por White (1980) e Newey e West (1987). Como as séries de retorno de ativos tendem a apresentar erros com heterocedasticidade condicional, o presente trabalho também estima os modelos CAPM com seus erros seguindo um processo GARCH(1,1). De acordo com adotado como sugestão diante as contribuições de Reed (2006) onde modelos ARCH apresentaram resultados robustos, introduzimos um processo GARCH(1,1).

4 Dados

As séries utilizadas nesse trabalho são referentes às variáveis de taxa de retorno da poupança, índice IBOVESPA e de 12 ações negociadas no BM&FBOVESPA. Tais séries foram coletadas a partir da plataforma Bloomberg e estão na frequência diária, compreendendo o período que vai do dia 02 de Janeiro de 1998 à 10 de Janeiro de 2015, perfazendo 4456 observações coletadas com base no preço de fechamento diário.

A escolha de ações alinhou-se com Sun, Bollerslev e Tauchen(2011), seguindo uma raciocínio de filtragem com o intuito de melhor representar a diversidade setorial e alta negociação no mercado. Desta forma,as características utilizadas para a seleção das ações deste trabalho foram:

1- Estar entre as 5 primeiras ações com maiores pesos na composição de cada índice

2- Cada ação deve ter no mínimo 5% de participação na composição de seu respectivo índice.

3- As ações devem possuir cotações em todo o período amostral.

4- As ações selecionadas não devem conter em seu histórico períodos sem negociação superior a 7 dias seguidos.

TABELA 01 – As 12 ações selecionadas nos Índices Setoriais BM&FBovespa

Índice BM&FBOVESPA Consumo (ICON)			
Código	Ação	Tipo	Part (%)
ABEV3	**AMBEV S/A**	**ON EJ**	**20,000**
BRFS3	**BRF SA**	**ON EDJ NM**	**20,000**
KROT3	KROTON	ON NM	8,142
JBSS3	JBS	ON NM	7,118
PCAR4	**P.ACUCAR-CBD**	**PN N1**	**5,932**

Índice BM&FBOVESPA Industrial (INDX)			
Código	Ação	Tipo	Part (%)
ABEV3	**AMBEV S/A**	**ON EJ**	**20,000**
BRFS3	**BRF SA**	**ON EDJ NM**	**20,000**
EMBR3	EMBRAER	ON NM	7,869
JBSS3	JBS	ON NM	7,560
WEGE3	WEG	ON NM	3,818

Índice BM&FBOVESPA Financeiro (IFNC)			
Código	Ação	Tipo	Part (%)
ITUB4	**ITAUUNIBANCO**	**PN ED N1**	**18.359**
BBDC4	**BRADESCO**	**PN EJ N1**	**15.722**
ITSA4	**ITAUSA**	**PN EJ N1**	**12.794**
CIEL3	CIELO	ON NM	11.830
BBSE3	BBSEGURIDADE	ON NM	9.211

Índice BM&FBOVESPA Energia Elétrica (IEE)			
Código	Ação	Tipo	Part (%)
COCE5	**COELCE**	**PNA**	**6.748**
TBLE3	TRACTEBEL	ON NM	6.736
CPFE3	CPFL ENERGIA	ON NM	6.709
ELPL4	ELETROPAULO	PN N2	6.702
TAEE11	TAESA	UNT N2	6.691

Índice BM&FBOVESPA Imobiliário (IMOB)			
Código	Ação	Tipo	Part (%)
BRML3	BR MALLS PAR	ON NM	20.000
MULT3	MULTIPLAN	ON EJ N2	12.764
BRPR3	BR PROPERT	ON NM	11.400
CYRE3	CYRELA REALT	ON NM	10.005
IGTA3	IGUATEMI	ON NM	7.710

Índice BM&FBOVESPA Materiais Básicos (IMAT)			
Código	Ação	Tipo	Part (%)
GGBR4	**GERDAU**	**PN N1**	**14,739**
FIBR3	**FIBRIA**	**ON NM**	**13,261**
VALE5	**VALE**	**PNA N1**	**11,340**
KLBN11	KLABIN S/A	UNT N2	10,106
SUZB5	SUZANO PAPEL	PNA N1	9,351

Índice BM&FBOVESPA Utilidade Pública (UTIL)			
Código	Ação	Tipo	Part (%)
CMIG4	**CEMIG**	**PN EJ N1**	**16.713**
TBLE3	TRACTEBEL	ON NM	11.440
SBSP3	**SABESP**	**ON NM**	**9.827**
CPFE3	CPFL ENERGIA	ON NM	8.895
CESP6	CESP	PNB N1	7.953

Além disso,definimos a Poupança como ativo mais adequado para representar o ativo livre de risco dado a suas particularidades que o caracterizam de acordo com as especificações do modelo CAPM, menor taxa de retorno e menor volatilidade. E como proxy de carteira de mercado do CAPM utilizou-se o índice IBOVESPA devido ao fato de retratar o comportamento dos principais papéis negociados na BM&FBOVESPA.

5 Resultados

Os modelos de CAPM apresentados nas seções3.1e3.3,são estimados através do método dos mínimos quadrados com desvios padrões com correção de a) White e b) Newey-West, bem como com efeitos GARCH (1,1). Os modelos foram estimados sem e com os processos de saltos, para evidenciar os efeitos desse processo nas estimativas do modelo CAPM nesses três métodos de estimação. Ademais esses modelos foram estimados em três períodos diferentes denominados de curto prazo, três meses, (30/10/2014 á 30/01/2015); médio prazo, 1 ano, (03/01/2014 á 30/01/2015); e longo prazo, (01/05/1998 á 30/01/2015). Em seguida os resultados são apresentados para cada sub amostra.

5.1 Curto Prazo

Os resultados da Tabela 02, mostram que nesse período analisado os valores estimados do coeficiente beta do CAPM são menores nos modelos que incluem os processos *jumps* para todas as ações analisadas nesse estudo. Em geral, a maioria das 12 ações apresentaram parâmetros betas significantes a 5% nos modelos com e sem saltos. No caso do retorno da ação FIBR3 estimada com as correções de NW e White, esse coeficiente não foi significante no modelo sem saltos e após a estimação com os *jumps* tornam-se significantes a nível de 5%. Um processo contrário acontece com COCE5 a qual apresenta um coeficiente beta estatisticamente significante apenas no modelo sem saltos.

Percebe-se também que para a maioria das as ações estimadas, as variáveis de *jump* são significantes ao nível de 5% para todos os tipos de estimação, há exceções como as ações ITSA4 e ITUB4 que apresentam variáveis *jump* significantes ao nível de 10%, e a ação BRFS3 estimada através do GARCH(1,1) que possui a variável *jump* estatisticamente insignificante. Praticamente todas as regressões apresentaram uma melhora no seu ajustamento, representado pelo maior R^2 ajustado após a inclusão de jumps do preço das ações, com exceção da ação ITSA4 estimada através do GARCH onde seu R^2 ajustado reduziu-se em 0.78%. Vale ressaltar que em vários casos a melhora no ajustamento após a introdução das variáveis de *jump* é considerável. Por exemplo, nos casos de FIBR3 e COCE5 estimados por meio do GARCH a variação percentual no R^2 ajustado do modelo sem saltos em relação ao modelo com saltos foram, respectivamente, 662.34% e 528.88%. Em várias outras ações, essa medida também apresentou uma elevada variação ao se considerar o processo em análise. Essa variação foi bem menor, e alguns casos praticamente inexistentes, nas ações do setor financeiro. O modelo CAPM estimado com desvios padrões corrigidos pelo procedimento de White são semelhantes aos obtidos anteriormente.

Na maioria das ações, os interceptos dos modelos CAPM estimados com efeitos GARC com e sem saltos são insignificantes. Entretanto, todos os parâmetros beta estimados são significantes estatisticamente. Com exceção da variável de jumps da ação BRFS3 (que se apresentou insignificante), todos os jumps das demais ações apresentaram-se significantes a nível de 5%. Apesar do já citado ITSA4, em todos os casos, os modelos estimados com *jumps* apresentam menores valores do parâmetro beta e maior R^2 ajustado. Vale ressaltar que os valores dos betas obtidos pelos três métodos de estimação não são muito diferentes nessa amostra. Essa diferença surge se o modelo considera saltos ou não.

5.2 Médio Prazo

A Tabela 02 revela que, assim como na amostra anterior, a maioria dos betas estimados são significantes em 5% nessa amostra quando estimados por MQO com correção de White ou de Newey-West. Exceto no caso de FIBR3 cujas estimativas das medidas de riscos em questão são insignificantes. Em relação ao intercepto dos modelos CAPM, em sua grande maioria as ações permaneceram com os mesmos níveis de significância nos modelos sem e com saltos, exceto nos casos das ações ITUB4, VALE5 e SBSP3 nos quais esses parâmetros são significantes apenas no modelo sem saltos e COCE5, a qual apresenta intercepto significante apenas quando os movimentos abruptos são considerados. Nessa amostra, os coeficientes das variáveis de saltos são significantes em 5%. Assim como na amostra anterior os betas do CAPM são menores e os R^2 ajustados são maiores nos modelos com saltos. Em geral, a estimação por MQO com correção de White, apresentou resultado praticamente idênticos com a correção de Newey-West.

Assim como os demais métodos de estimação, os betas são todos significantes nos modelos estimados com efeitos GARCH, exceto no FIBR3. Os modelos com saltos apresentam estimativas menores desse parâmetro e maiores R^2 ajustados. Também há alguma mudança na significância do intercepto ao se estimar o modelo com e sem os *jumps*. Nessa amostra, também se observa diferenças maiores na comparação entre os valores dos betas estimados nos modelos com ou sem saltos, mas os três métodos de estimação geram valores similares para este parâmetro.

5.3 Longo Prazo

Os resultados da Tabela 03, mostram que nesse período analisado os valores estimados do coeficiente beta do CAPM são menores nos modelos que incluem os processos *jumps* para todas as ações analisadas nesse estudo. Todas as 12 ações apresentaram parâmetros betas significantes a 5% nos modelos com e sem saltos. Percebe-se também que todas as ações estimadas, as variáveis de *jump* são significantes ao nível de 5% para todos os tipos de estimação. Todas as regressões apresentaram uma melhora no seu ajustamento, representado pelo maior R^2 ajustado após a inclusão das variáveis de saltos. Por exemplo, nos casos de BRFS3, FIBR3 e COCE5 estimados por meio de um dos três métodos utilizados nesse estudo, percebe-se uma elevada variação percentual no R^2 ajustado do modelo sem saltos em relação ao modelo com saltos. Todavia, observou-se uma menor variação de R^2 ajustado nas ações do setor financeiro. O modelo CAPM estimado com desvios padrões corrigidos pelo procedimento de White são semelhantes aos obtidos através da correção de Newey-West.

Na maioria das ações, os interceptos dos modelos CAPM estimados com efeitos de qualquer método utilizado nesse trabalho, com e sem saltos são insignificantes, entretanto na ação COCE5 onde os interceptos foi significante a nível de 10% no primeiro momento quando estimado sob o efeito de um GARCH(1,1). Entretanto, todos os parâmetros beta estimados são significantes estatisticamente, quando estimados sob efeito GARCH. Neste período amostral também se repete a conclusão de que os valores dos betas obtidos pelos três métodos de estimação não são muito diferentes nessa amostra. Essa diferença surge se o modelo considera saltos ou não.

6 Conclusão

Trabalhos econométricos recentes apresentam evidências que os saltos nos preços das ações são importantes fatores da correta precificação das mesmas. Foi possível utilizando técnicas para separar os componentes de saltos nos preços das ações, conseguimos quantificar em valores estes componentes descontínuos com o objetivo de introduzi-los como um fator explicativo de precificação de ações.

Este trabalho estima o CAPM para ambos os modelos contendo ou não os componentes de salto para as principais ações constituintes dos sete índices setoriais da BM&FBovespa, em três diferentes amostras de tempo entre 1998 e 2015, sob frequência de dados diária. Relevante ressaltar que o alfa apresentou variação positiva apenas quando estimado por um GARCH (1,1), independente do período amostral.

Todos os betas sem exceção por método de estimação ou *sample*, variou negativamente após a introdução dos *jumps* das ações no modelo de precificação do CAPM, contudo, quando estimado através do método de GARCH(1,1)percebe-se a maior variação negativa de valor de parâmetro em todos as amostras de tempo.

Ressaltando que a COCE5, única ação que repetiu-se entre as que apresentaram maiores variações percentuais negativas em seus Betas após a estimação dos três métodos para o modelo de CAM modificado, as demais como: CMIG4 e VALE5 (nas amostras de curto e médio prazo); PCAR4, BRSF3 e ABEV3 (na amostra de longo prazo). Todas as ações citadas apresentaram variações negativas acima da média em seus respectivos *samples* caracterizando uma diferenciação marcantes das demais. Este fato atrai a observação, pois caracteriza uma variação considerável na sensibilidade dos respectivos ativos ao comportamento da carteira de mercado, representada pelo Ibovespa.

Houve um aumento de poder de explicação indicado por variações positivas no valor do R^2 ajustado após a introdução dos saltos, em todas as estimações e em todos os *samples*. É notável que em todos os períodos amostrais e sob todos os métodos de estimação, as ações que apresentam maior valor de R^2 ajustado são as correspondentes ao setor financeiro: ITSA4, ITUB4 e BBDC4. Contudo, apesar do poder de explicação ser objeto de observação e caracterizar uma melhor adequação da estimação, outra perspectiva chama-nos a atenção, está é a variação percentual do R^2 ajustado após a equação ser estimada pelo CAPM modificado. Olhando por este ângulo concluímos que em suma as ações FIBR3, COCE5 e SBSP3 apresentam as maiores variações nos períodos de curto e médio prazo, sobretudo quando estas são estimadas através de um GARH(1,1). Todavia, quando analisamos o cenário de longo prazo, notamos que nesta situação as ações com maiores variações percentuais após serem estimados no modelo de CAPM modificado são: COCE5, BRFS3 e FIBR3. Concluímos que a introdução de saltos nos preços das ações são fatores relevantes para uma melhor estimação dos retornos excedentes da mesma através do método do CAPM com modificação.

O fato de as médias gerais de variações do Beta independentes dos *samples* estarem em torno de -18% a -20%, aliados a maiores valores de R^2 ajustados nos fornecem embasamento para caracterizar um melhor ajustamento das estimações, e uma perda de sensibilidade considerável do retorno das ações para com o índice Ibovespa.

Está conclusão é importante para consolidar resultados no ambiente acionário brasileiro, em que podemos notar a relevância dos saltos dos preços das ações para a melhor precificação da mesma e afirmarmos que o modelo estimado através de um GARCH (1,1) apresentou melhores resultados comparativos. Tais resultados conclusivos permeiam maiores discussões que podem ser levadas a futuros trabalhos, a exemplo da introdução dos saltos do índice de mercado nas estimativas do CAPM, introdução dos saltos das ações e dos índices, comparando as respostas para delinear sobe qual cenário apresenta melhores ajustamentos e respostas a explicação do retorno da ação.

REFERÊNCIAS

ALCÂNTRA, C. G. **O modelo de avaliação de ativos (capital assetpricingmodel) – aplicações.** Rev. Adm. Empres. vol.20 no.3 São Paulo Julho/Setembro 1980.

ALEXEEY, Vitali e DUNGEY,Mardi.**"Equityportfoliodiversificationwith high frequency data,"**QuantitativeFinance, nov 2014, 15 (7), 1205–1215.

ALEXEEY, Vitali e DUNGEY, Mardi, eYAO,Wenying. **Time-varying continuous and jump betas: The role of firm characteristics and periods of stress.** Technical Report, University of Tasmania Working Paper series 2015.

ANDERSEN, T. e T. BOLLERSLEV(1998).**Answering the Skeptics: Yes, Standard Volatility Models Do Provide Accurate Forecasts.** International Economic Review, 39, 885-905.

ANDERSEN, T. G.,BOLLERSLEV, T. e DIEBOLD, F. X. (2007), '**Roughing It Up: Including Jump Components in the Measurement, Modeling, and Forecasting of Return Volatility**', The Review of Economics and Statistics **89**(4), 701–720.

ANDERSEN, T., T. BOLLERSLEV, F. DIEBOLD, e G. WU (2005). **A Framework for Exploring the Macroeconomic Determinants of Systematic Risk**. American Economic Review 95, 398-404.

AÏT-SAHALIA, Y. (2004). **Disentangling diffusion from jumps**. Journal of Financial Economics, 74:487–528.

BANDI, F.M., e J.R. RUSSEL (2003). **Microstructure noise, realized volatility, and optimal sampling**. Workingpaper

BARNDORFF-NIELSEN, O. e N. SHEPARD (2004a). **Econometric Analysis of Realized Covariation: High- Frequency Covariance, Regression and Correlation in Financial Economics**. Econometrica 72, 885-925.

BARNDORFF-NIELSEN, O. e N. SHEPARD (2004b). **Power and Bipower Variation with Stochastic Volatility and Jumps**. Journal of Financial Econometrics 2, 1-37.

BARNDORFF-NIELSEN, O. e N. SHEPARD (2006). **Econometrics of Testing for Jumps in Financial Economics using Bipower Variation**. Journal of Financial Econometrics 4, 1-30.

BARNDORFF-NIELSEN, O.; N. SHEPARD, e M.WINKEL (2006). **Limit Theorems for Multipower Variation in the Presence of Jumps in Financial Econometrics**. Stochastic Processes and Their Applications 116, 796-806.

BARNDORFF-NIELSEN, O. e N. SHEPARD (2006), '**Econometrics of Testing for Jumps in Financial Economics Using Bipower Variation**', Journal of Financial Econometrics **4**(1), 1 –30.

BLACK, F. e SCHOLES, M. **The Pricing of Options and Corporate Liabilities**. The Journal of Political Economy, Vol. 81, No. 3 (Mai - Jun., 1973), pp. 637-654

BOLLERSLEV, T., LAW, T. H. e TAUCHEN, G. (2008), '**Risk, Jumps, and Diversification**', Journal of Econometrics 144(1), 234–256.

FAMA, E. and K. FRENCH (1992). **The Cross-Section of Expected Stock Returns**. JournalofFinance 47, 427-465.

FERREIRA, Roberto Tatiwa; ZACHIS, Sávio de Melo. **Análises dos Saltos e Co-saltos nas séries do Ibovespa, Dow Jones, Taxa de Juros, Taxa de Câmbio e no Spread do C-Bond**. Revista Economia, Janeiro/ Abril, 2012.

GUJARATI, Damodar. N. (2000). **Econometria Básica**. São Paulo: Makron Books.

JAGANNATHAN, Ravi e WANG, Zhenyu. **The Conditional CAPM and the Cross-Section of Stock Returns**. Journal of Finance, Março 1996, 51(1), pp.3-53.

JIANG, G. J. e OOMEN, R. C. (2005). **A new test for jumps in asset prices**. Working paper, Eller College of Management, University of Arizona.

LEE, S. e P. MYKLAND (2008). **Jumps in Financial Markets: A New Nonparametric Test and Jump Dynamics**. Review of Financial Studies 20, forthcoming.

MARKOWITZ, H. M. (1952). **Portfolio Selection**. Journal of Finance**.** vol VII, p. 77-91.

MARTIN, R. D. e SIMIN, T. 2003. **Robust Estimation of Beta**, Technical Report No. 350, Dept. of Statistics, Univ. of Washington, (Março).

MERTON, R. (1976). **Option Pricing when Underlying Asset Returns are Discontinuous**. Journal of Financial Economics 3, 125-144.

MOSSIN J. (1966), **Equilibrium in Capital Asset Market**, Econometrica, Vol. 34, No. 4, 768-83.

NEWEY, W. K. e WEST, K. D. (1987), **A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix**, Econometrica**55**(3), 703–08.

REED, Bergmann. 2006. **Avaliação empírica do modelo CAPM no Mercado de capitais brasileiro via métodos dos momentos generalizados**.

RIBENBOIM, G. **Testes de versões do modelo CAPM no Brasil**. In: BONOMO, Marco. Finanças aplicadas ao Brasil.São Paulo: FGV Editora, 2002. p. 18-40.

SHARPE, N. F. (1964). **Capital Asset Prices: A Theory of market Equilibrium under conditions of risk**. The Journal of Finance, vol. XIX, n. 3, p. 425-442.

WHITE, H. (1980). **A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity**. Econometrica 48, 817–838.

Elmo TAMBOSI Filho, NEWTON C. A. da Costa Júnior e ROSSETTO, José Roberto.2006. **Testando o CAPM condicional nos mercados brasileiro e nort-americano**. RAC, v. 10, n. 4, Out./Dez. 2006: 153-168.

TREYNOR, J. L. (1991). **Toward a Theory of Market Value of Risky Asset,** 1961. In:CLARK, Francis J. Investments.5 ed. McGraw Hill.

TODOROV, V. e BOLLERSLEV, T. (2010), **Jumps and Betas: A New Framework for Disentangling and Estimating Systematic Risks**, Journal of Econometrics **157**(2), 220–235.

THAÍSE, Tricia e PONTES, Silva. 2014, **PREVISÃO DA VOLATILIDADE REALIZADA: o impacto dos saltos na série do IBOVESPA**, XXXVIII Encontro ANPAD. Rio de Janeiro.2014

TABELA 02 – Estimações do CAPM com e sem saltos na amostra temporal de Curto Prazo (3 meses)

		Consumo			Consumo/Industria						Financeiro								
		PCAR4			ABEV			BRSF3			ITSA4			ITUB4			BBDC4		
	Variable	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%
MQO com NW	α	-0.000953	-0.001123	-	0.002394 **	0.002302 **	-3.84%	0.001834	0.000328	-	0.002245 **	0.002037 *	-9.25%	0.001708	0.001316	-	0.001917	0.001545	-
	β	0.667531 **	0.513270 **	-23.11%	0.692142 **	0.573655 **	-17.12%	0.698264 **	0.560148 **	-19.78%	1.208441 **	1.149541 **	-4.87%	1.166725 **	1.102274 **	-5.52%	1.247936 **	1.163420 **	-6.77
	Jump	-	0.006807 **	-		0.004800 **	-		0.008045 **	-		0.002050 **	-		0.002598 **	-		0.003159 **	-
	R² ajust.	0.461173	0.600544	30.22%	0.610125	0.703245	15.26%	0.442148	0.507673	14.82%	0.825219	0.829519	0.52%	0.801937	0.808225	0.78%	0.785982	0.795535	1.22
	DW	2.187300	2.223660		2.007392	2.078348		2.199085	2.257553		1.998008	1.934181		1.845083	1.786741		2.019833	2.109568	
MQO com White	α	-0.000953	-0.001123	-	0.002394 *	0.002302 **	-3.84%	0.001834	0.000328	-	0.002245 *	0.002037	-	0.001708	0.001316	-	0.001917	0.001545	-
	β	0.667531 **	0.513270 **	-23.11%	0.692142 **	0.573655 **	-17.12%	0.698264 **	0.560148 **	-19.78%	1.208441 **	1.149541 **	-4.87%	1.166725 **	1.102274 **	-5.52%	1.247936 **	1.163420 **	-6.77
	Jump		0.006807 **	-		0.004800 **	-		0.008045 **	-		0.002050 *	-		0.002598 *	-		0.003159 **	-
	R² ajust.	0.461173	0.600544	30.22%	0.610125	0.703245	15.26%	0.442148	0.507673	14.82%	0.825219	0.829519	0.52%	0.801937	0.808225	0.78%	0.785982	0.795535	1.22
	DW	2.187300	2.223660		2.007392	2.078348		2.199085	2.257553		1.998008	1.934181		1.845083	1.786741		2.019833	2.109568	
GARCH (1,1)	α	0.000348 **	0.000255	-	0.001647 **	0.001982 **	20.33%	0.001385	0.001581	-	0.001330	0.001106	-	0.000976	0.000521	-	0.001182	0.000667	-
	β	0.676113 **	0.596382 **	-11.79%	0.660516 **	0.593587 **	-10.13%	0.704201 **	0.630867 **	-10.41%	1.176908 **	0.987419 **	-16.10%	1.130614 **	1.026338 **	-9.22%	1.212366 **	1.103243 **	-9.00
	Jump		0.006283 **	-		0.003761 **	-		0.006441	-		0.003164 **	-		0.003147 **	-		0.003360 **	-
	C	0.000007	0.000011	-	0.000068 **	0.000059 **	-14.12%	0.000090	0.000070	-	0.000025 *	0.000013 **	-49.94%	0.000031 **	0.000026 **	-17.04%	0.000094 **	0.000074 **	-20.78
	RESID(-1)^2	-0.136736 **	-0.148417 **	-8.54%	0.447537 **	0.447171	-	-0.137778 **	-0.114162 **	-17.14%	-0.073138	-0.226835 **		-0.044430	-0.069655	-	0.564367 **	0.590477 **	4.63
	GARCH(-1)	1.119345 **	1.073094 **	-4.13%	-0.214272	-0.214852	-	0.685887 **	0.704323 **	2.69%	0.701627 **	1.027231 **	46.41%	0.592137 **	0.649242 **	9.64%	-0.274661 **	-0.195752 *	-28.73
	R² ajust.	0.455824	0.589329	29.29%	0.607004	0.698126	15.01%	0.441518	0.500817	13.43%	0.823401	0.817013	-0.78%	0.800376	0.804816	0.55%	0.784656	0.793052	1.07
	DW	2.165592	2.167617		2.019575	2.061894		2.197729	2.239016		1.984036	1.886938		1.817926	1.737343		2.006160	2.095396	

		Materiais Básicos									Utilidade Pública						Energia Eletrica		
		VALE5			GGBR4			FIBR3			CMIG4			SBSP3			COCE5		
	Variable	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%
MQO com NW	α	-0.002693	-0.003169	-	-0.000621	-0.001015	-	0.001631	0.000226	-	-0.001608	-0.00276	-	-0.004073 *	-0.000950	-	-0.000064	-0.000778	-
	β	0.839654 **	0.604088 **	-28.06%	1.209772 **	0.956230 **	-20.96%	0.281082	0.205019 *	-	0.781297 **	0.52738 **	-32.50%	0.853716 **	0.682924 **	-20.01%	0.310433 **	0.062531	-
	Jump		0.011750 **	-		0.016849 **	-		0.012426 **	-		0.01223 **	-		0.012291 **	-		0.005584 **	-
	R² ajust.	0.275578	0.470759	70.83%	0.398798	0.552393	38.51%	0.052570	0.284862	441.87%	0.315851	0.477213	51.09%	0.336525	0.627857	86.57%	0.115949	0.693782	498.35
	DW	1.707108	1.747609		1.708161	1.629944		2.254944	1.976584		1.891395	1.709916		1.923063	2.176861		2.076501	2.056994	
MQO com White	α	-0.002693	-0.003169	-	-0.000621	-0.001015	-	0.001631	0.000226	-	-0.001608	-0.002759	-	-0.004073	-0.000950	-	-0.000064	-0.000778	-
	β	0.839654 **	0.604088 **	-28.06%	1.209772 **	0.956230 **	-20.96%	0.281082	0.205019 *	-	0.781297 **	0.527382 **	-32.50%	0.853716 **	0.682924 **	-20.01%	0.310433 **	0.062531	-
	Jump		0.011750 **	-		0.016849 **	-		0.012426 **	-		0.012234 **	-		0.012291 **	-		0.005584 **	-
	R² ajust.	0.275578	0.470759	70.83%	0.398798	0.552393	38.51%	0.052570	0.284862	441.87%	0.315851	0.477213	51.09%	0.336525	0.627857	86.57%	0.115949	0.693782	498.35
	DW	1.707108	1.747609		1.708161	1.629944		2.254944	1.976584		1.891395	1.709916		1.923063	2.176861		2.076501	2.056994	
GARCH (1,1)	α	-0.000135	-0.003271	-	-0.000142	-0.001268	-	-0.000075	-0.000023	-	-0.002251	-0.002880	-	-0.003376 **	-0.000993	-	0.001129	-0.000635 **	-
	β	0.847107 **	0.517773 **	-38.88%	1.263278 **	0.864734 **	-31.55%	0.366699 **	0.236520 **	-35.50%	0.773797 **	0.404154 **	-47.77%	0.766235 **	0.660853 **	-13.75%	0.303806 **	0.100954 **	-66.77
	Jump		0.012429 **	-		0.016894 **	-		0.011835 **	-		0.012838 **	-		0.012143 **	-		0.005320 **	-
	C	0.000380 *	0.000072 **	-80.99%	0.000314	0.000288	-	0.000023 **	0.000047	-	0.000402	0.000265 *	-	-0.000006	0.000009	-	0.000060	0.000009 **	-
	RESID(-1)^2	-0.134588 **	-0.159668 **	18.63%	-0.008352	0.437306	-	-0.206132 **	0.128474	-	0.115091	0.436715	-	-0.109179 **	-0.124977 **	14.47%	-0.046025	-0.266392 **	-
	GARCH(-1)	0.446415	0.953419 **	-	0.548441	0.067141	-	1.124723 **	0.699176 **	-37.84%	-0.067998	-0.238371	-	1.156948 **	1.104711 **	-4.52%	0.755637 **	1.125273 **	48.92
	R² ajust.	0.267569	0.467848	74.85%	0.397872	0.550018	38.24%	0.037157	0.283261	662.34%	0.315180	0.469998	49.12%	0.331721	0.627525	89.17%	0.109950	0.691458	528.88
	DW	1.688914	1.743059		1.706458	1.648781		2.208759	1.976771		1.892941	1.762809		1.955679	2.190591		2.063570	2.052812	

TABELA 03 - Estimações do CAPM com e sem saltos na amostra temporal de Médio Prazo (1 ano)

		Consumo			Consumo/Industria						Financeiro								
		PCAR			ABEV			BRFS			ITSA			ITUB			BBDC		
	Variable	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)
MQO com NW	α	-0.000690	-0.000875	-	-0.000127	-0.000236	-	0.000820	0.000599	-	0.001022 **	0.000828 *	-18.95%	0.001037 *	0.000616	-	0.001247 **	0.001101 **	-11.72%
	β	0.631972 **	0.561275 **	-11.19%	0.602604 **	0.497568 **	-17.43%	0.585679 **	0.469084 **	-19.91%	1.177694 **	1.108281 **	-5.89%	1.187641 **	1.109164 **	-6.61%	1.299165 **	1.219139 **	-6.16%
	Jump		0.005291 **	-		0.006107 **	-		0.006390 **	-		0.002542 **	-		0.002971 **	-		0.003504 **	-
	R^2 ajust.	0.445338	0.577443	29.66%	0.378904	0.595279	57.11%	0.333161	0.542995	62.98%	0.808662	0.824097	1.91%	0.787975	0.808931	2.66%	0.797826	0.814491	2.09%
	DW	2.189016	2.219373		1.948780	1.950089		2.080788	2.203020		2.109504	2.104869		2.025530	2.012592		2.237861	2.276851	
MQO com White	α	-0.000690	-0.000875	-	-0.000127	-0.000236	-	0.000820	0.000599	-	0.001022 *	0.000828	-	0.001037 *	0.000616	-	0.001247 **	0.001101 *	-11.72%
	β	0.631972 **	0.561275 **	-11.19%	0.602604 **	0.497568 **	-17.43%	0.585679 **	0.469084 **	-19.91%	1.177694 **	1.108281 **	-5.89%	1.187641 **	1.109164 **	-6.61%	1.299165 **	1.219139 **	-6.16%
	Jump		0.005291 **			0.006107 **			0.006390 **			0.002542 **			0.002971 **			0.003504 **	
	R^2 ajust.	0.445338	0.577443	29.66%	0.378904	0.595279	57.11%	0.333161	0.542995	62.98%	0.808662	0.824097	1.91%	0.787975	0.808931	2.66%	0.797826	0.814491	2.09%
	DW	2.189016	2.219373		1.948780	1.950089		2.080788	2.203020		2.109504	2.104869		2.025530	2.012592		2.237861	2.276851	
GARCH (1,1)	α	-0.000555	-0.000994 *	-	0.000029	-0.000269	-	0.001023	0.000064 **	-	0.001018 *	0.000627	-	0.001003 *	0.000502	-	0.001376 **	0.001255 **	-8.82%
	β	0.637730 **	0.517702 **	-18.82%	0.620325 **	0.495204 **	-20.17%	0.589439 **	0.458424 **	-22.23%	1.184547 **	1.114230 **	-5.94%	1.194293 **	1.104294 **	-7.54%	1.313824 **	1.217384 **	-7.34%
	Jump		0.005312 **	-		0.006098 **	-		0.006885 **	-		0.002214 **	-		0.002901 **	-		0.003385 **	-
	C	0.000064	0.000033 *	-	0.000035	0.000038	-	0.000028	0.000000	-	0.000022	0.000001	-	0.000040	0.000025	-	0.000071 **	0.000055 **	-22.09%
	RESID(-1)^2	-0.022453	0.122426 *	-	0.053375	0.036091	-	0.014908	-0.020414	-	0.018331	-0.029877 **	-	0.070769	0.073320	-	0.209638 **	0.175673	-
	GARCH(-1)	0.472803	0.521984 **	-	0.689199 **	0.555638	-	0.802384 **	1.029616 **	28.32%	0.708000	1.021523 **	-	0.487019	0.620974 *	-	0.105391	0.229931	-
	R^2 ajust.	0.445224	0.575303	29.22%	0.378492	0.595268	57.27%	0.332985	0.540638	62.36%	0.808634	0.823703	1.86%	0.787946	0.808861	2.65%	0.797698	0.814415	2.10%
	DW	2.188317	2.231253		1.943485	1.951430		2.079969	2.197404		2.108260	2.104124		2.024622	2.013663		2.234724	2.277203	

		Materiais Básicos									Utilidade Pública						Energia Eletrica		
		VALE			GGBR			FIBR			CMIG			SBSP			COCE		
	Variable	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)
MQO com NW	α	-0.002358 **	-0.001479	-	-0.002375 **	-0.002275 **	-4.22%	-0.000078	-0.000280	-	-0.000145	-0.000107	-	-0.002162 **	-0.000728	-	-0.000962	-0.001147 **	-
	β	0.657165 **	0.481231 **	-26.77%	0.726682 **	0.607882 **	-16.35%	0.109698	0.111731	-	0.927255 **	0.778928 **	-16.00%	0.827965 **	0.691286 **	-16.51%	0.321773 **	0.142504 **	-55.71%
	Jump		0.007697 **	-		0.009345 **	-		0.010913 **	-		0.009961 **	-		0.011521 **	-		0.005443 **	-
	R^2 ajust.	0.246703	0.426485	72.87%	0.250193	0.408859	63.42%	0.004311	0.369478	8470.11%	0.326099	0.544255	66.90%	0.311098	0.565887	81.90%	0.066071	0.681765	931.86%
	DW	1.739394	1.749582		1.842021	1.834872		2.085155	2.083486		2.056663	1.992919		2.001708	2.075538		2.032747	2.098488	
MQO com White	α	-0.002358 **	-0.001479	-	-0.002375 **	-0.002275 **	-4.22%	-0.000078	-0.000280	-	-0.000145	-0.000107	-	-0.002162 *	-0.000728	-	-0.000962	-0.001147 *	-
	β	0.657165 **	0.481231 **	-26.77%	0.726682 **	0.607882 **	-16.35%	0.109698	0.111731	-	0.927255 **	0.778928 **	-16.00%	0.827965 **	0.691286 **	-16.51%	0.321773 **	0.142504 **	-55.71%
	Jump		0.007697 **			0.009345 **			0.010913 **			0.009961 **			0.011521 **			0.005443 **	
	R^2 ajust.	0.246703	0.426485	72.87%	0.250193	0.408859	63.42%	0.004311	0.369478	8470.11%	0.326099	0.544255	66.90%	0.311098	0.565887	81.90%	0.066071	0.681765	931.86%
	DW	1.739394	1.749582		1.842021	1.834872		2.085155	2.083486		2.056663	1.992919		2.001708	2.075538		2.032747	2.098488	
GARCH (1,1)	α	-0.002430 **	-0.001038	-	-0.002007 **	-0.002396 **	19.35%	-0.000551	-0.000160	-	-0.000178	0.000896	-	-0.002053 *	-0.000748	-	-0.000246	-0.001252 *	-
	β	0.700335 **	0.493134 **	-29.59%	0.770718 **	0.478622 **	-37.90%	0.182895 **	0.137583 **	-24.77%	0.929330 **	0.809948 **	-12.85%	0.767465 **	0.661764 **	-13.77%	0.387540 **	0.142917 **	-63.12%
	Jump		0.006755 **	-		0.007169 **	-		0.010481 **	-		0.009908 **	-		0.010763 **	-		0.005416 **	-
	C	0.000000	0.000002	-	0.000000	0.000005	-	0.000051	0.000046	-	0.000362	0.000007	-	0.000008	0.000028	-	0.000246 **	0.000011	-
	RESID(-1)^2	0.029316 **	0.064002 **	118.32%	-0.018734 **	0.078377 **	318.37%	0.046433	0.062998	-	0.010907	0.068609 **	-	0.043199 **	0.057439	-	0.498022 **	0.004627	-
	GARCH(-1)	0.977039 **	0.933312 **	-4.48%	1.031428 **	0.912660 **	-11.51%	0.818221 **	0.740182 **	-9.54%	0.137038	0.912457 **	-	0.941206 **	0.824002 **	-12.45%	-0.013009	0.899280 **	-
	R^2 ajust.	0.245589	0.422946	72.22%	0.249056	0.388223	55.88%	-0.000029	0.368440	1288970%	0.326096	0.542400	66.33%	0.309362	0.564064	82.33%	0.061998	0.681720	999.58%
	DW	1.741791	1.738827		1.847021	1.816618		2.082204	2.084991	-	2.056369	1.978918		2.008288	2.077766		2.038967	2.098984	-

TABELA 04 - Estimações do CAPM com e sem saltos na amostra temporal de Longo Prazo (17 anos)

		Consumo			Consumo/Industria						Financeiro								
			PCAR			ABEV			BRFS			ITSA			ITUB			BBDC	
	Variable	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)
MQO com NW	α	0.000023	-0.000422	-1964.63%	0.000222	0.000073	-67.22%	0.000467	0.000003	-99.36%	0.000342	0.000066	-80.61%	0.000311	0.000094	-69.81%	0.000206	-0.000021	-110.10%
	β	0.618209 **	0.475257 **	-23.12%	0.537078 **	0.411213 **	-23.44%	0.556282 **	0.419392 **	-24.61%	0.859045 **	0.746180 **	-13.14%	0.852856 **	0.744012 **	-12.76%	0.859094 **	0.734816 **	-14.47%
	Jump		0.009790 **	-		0.008175 **	-		0.007124 **	-		0.006861 **	-		0.006249 **	-		0.006462 **	-
	R^2 ajust.	0.262104	0.473235	80.55%	0.266393	0.455778	71.09%	0.185249	0.361144	94.95%	0.535351	0.608332	13.63%	0.519993	0.583237	12.16%	0.534895	0.601424	12.44%
	DW	2.012245	1.966692		2.007482	1.972219		2.012579	1.958773		2.102370	2.065953		1.972512	1.931419		1.901446	1.902013	
MQO com White	α	0.000023	-0.000422	-1964.63%	0.000222	0.000073	-67.22%	0.000467	0.000003	-99.36%	0.000342	0.000066	-80.61%	0.000311	0.000094	-69.81%	0.000206	-0.000021	-110.10%
	β	0.618209 **	0.475257 **	-23.12%	0.537078 **	0.411213 **	-23.44%	0.556282 **	0.419392 **	-24.61%	0.859045 **	0.746180 **	-13.14%	0.852856 **	0.744012 **	-12.76%	0.859094 **	0.734816 **	-14.47%
	Jump		0.009790 **	-		0.008175 **	-		0.007124 **	-		0.006861 **	-		0.006249 **	-		0.006462 **	-
	R^2 ajust.	0.262104	0.473235	80.55%	0.266393	0.455778	71.09%	0.185249	0.361144	94.95%	0.535351	0.608332	13.63%	0.519993	0.583237	12.16%	0.534895	0.601424	12.44%
	DW	2.012245	1.966692		2.007482	1.972219		2.012579	1.958773		2.102370	2.065953		1.972512	1.931419		1.901446	1.902013	
GARCH (1,1)	α	0.000084	-0.000347	-515.72%	0.000235	0.000031	-86.77%	0.000594 **	0.000232	-60.98%	0.000440 **	0.000155	-64.90%	0.000329	0.000056	-83.08%	0.000226	0.000046	-79.48%
	β	0.569367 **	0.399434 **	-29.85%	0.516770 **	0.372579 **	-27.90%	0.548085 **	0.413783 **	-24.50%	0.901144 **	0.740836 **	-17.79%	0.908481 **	0.761735 **	-16.15%	0.916598 **	0.763693 **	-16.68%
	Jump		0.008366 **	-		0.006717 **	-		0.005932 **	-		0.005854 **	-		0.005540 **	-		0.005798 **	-
	C	0.000004 **	0.000005 **	51.83%	0.000003 **	0.000005 **	92.29%	0.000004 **	0.000002 **	-53.53%	0.000002 **	0.000003 **	62.79%	0.000001 **	0.000002 **	21.87%	0.000001 **	0.000002 **	34.86%
	RESID(-1)^2	0.043079 **	0.074407 **	72.72%	0.048426 **	0.102788 **	112.26%	0.052278 **	0.054863 **	4.95%	0.037698 **	0.065852 **	74.69%	0.040654 **	0.059497 **	46.35%	0.036458 **	0.060105 **	64.86%
	GARCH(-1)	0.948570 **	0.907212 **	-4.36%	0.943917 **	0.875803 **	-7.22%	0.942062 **	0.943328 **	0.13%	0.955798 **	0.922297 **	-3.51%	0.954139 **	0.933617 **	-2.15%	0.958865 **	0.933538 **	-2.64%
	R^2 ajust.	0.260454	0.462347	77.52%	0.266011	0.446295	67.77%	0.185184	0.355651	92.05%	0.534055	0.606402	13.55%	0.517780	0.582394	12.48%	0.532497	0.600531	12.78%
	DW	2.006863	1.961836		2.006892	1.973435		2.012797	1.972277		2.109898	2.067485		1.991369	1.937600		1.911342	1.904476	

		Materiais Básicos									Utilidade Pública						Energia Eletrica		
			VALE			GGBR			FIBR			CMIG			SBSP			COCE	
	Variable	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)	s/JUMP	c/JUMP	Var(%)
MQO com NW	α	0.000159	-0.000023	-114.55%	0.000399	0.000176	-55.84%	0.000039	-0.000429	-1199.84%	-0.000048	-0.000103	113.52%	-0.000233	-0.000315	35.41%	-0.000185	-0.000076	-59.18%
	β	0.841535 **	0.705985 **	-16.11%	0.911399 **	0.773358 **	-15.15%	0.590086 **	0.521880 **	-11.56%	0.896809 **	0.771400 **	-13.98%	0.812880 **	0.676917 **	-16.73%	0.404686 **	0.312309 **	-22.83%
	Jump		0.007688 **	-		0.009222 **	-		0.006059 **	-		0.008878 **	-		0.009225 **	-		0.004872 **	-
	R^2 ajust.	0.475493	0.572101	20.32%	0.444684	0.536708	20.69%	0.191776	0.348988	81.98%	0.457816	0.562926	22.96%	0.367449	0.499941	36.06%	0.110884	0.408073	268.02%
	DW	1.910089	1.928694		1.897774	1.894741		1.866828	1.826939		1.931344	1.898083		1.973595	1.989156		2.056651	2.067827	
MQO com White	α	0.000159	-0.000023	-114.55%	0.000399	0.000176	-55.84%	0.000039	-0.000429	-1199.84%	-0.000048	-0.000103	113.52%	-0.000233	-0.000315	35.41%	-0.000185	-0.000076	-59.18%
	β	0.841535 **	0.705985 **	-16.11%	0.911399 **	0.773358 **	-15.15%	0.590086 **	0.521880 **	-11.56%	0.896809 **	0.771400 **	-13.98%	0.812880 **	0.676917 **	-16.73%	0.404686 **	0.312309 **	-22.83%
	Jump		0.007688 **	-		0.009222 **	-		0.006059 **	-		0.008878 **	-		0.009225 **	-		0.004872 **	-
	R^2 ajust.	0.475493	0.572101	20.32%	0.444684	0.536708	20.69%	0.191776	0.348988	81.98%	0.457816	0.562926	22.96%	0.367449	0.499941	36.06%	0.110884	0.408073	268.02%
	DW	1.910089	1.928694		1.897774	1.894741		1.866828	1.826939		1.931344	1.898083		1.973595	1.989156		2.056651	2.067827	
GARCH (1,1)	α	0.000234	0.000028	-87.85%	0.000265	0.000132	-50.39%	-0.000008	-0.000422	5490.36%	-0.000161	-0.000030	-81.31%	0.000177	0.000019	-89.35%	-0.000534 *	-0.000222	-58.44%
	β	0.953837 **	0.765961 **	-19.70%	1.062579 **	0.888595 **	-16.37%	0.643240 **	0.518524 **	-19.39%	0.860818 **	0.688850 **	-19.98%	0.788060 **	0.620525 **	-21.26%	0.333696 **	0.256811 **	-23.04%
	Jump		0.005591 **	-		0.007110 **	-		0.006850 **	-		0.008173 **	-		0.008103 **	-		0.004589 **	-
	C	0.000001 **	0.000002 **	80.50%	0.000001 **	0.000002 **	48.83%	0.000004 **	0.000006 **	51.56%	0.000012 **	0.000008 **	-31.81%	0.000013 **	0.000006 **	-52.32%	0.000003 **	0.000003 **	32.21%
	RESID(-1)^2	0.042973 **	0.072176 **	67.96%	0.033634 **	0.041650 **	23.83%	0.041492 **	0.086866 **	109.36%	0.071235 **	0.080675 **	13.25%	0.049559 **	0.064875 **	30.90%	0.012318 **	0.055410 **	349.84%
	GARCH(-1)	0.954435 **	0.921894 **	-3.41%	0.963340 **	0.952916 **	-1.08%	0.951698 **	0.902656 **	-5.15%	0.900034 **	0.893977 **	-0.67%	0.921030 **	0.917443 **	-0.39%	0.982035 **	0.935078 **	-4.78%
	R^2 ajust.	0.467020	0.564548	20.88%	0.432383	0.528103	22.14%	0.190211	0.346130	81.97%	0.457066	0.557369	21.94%	0.366866	0.494841	34.88%	0.107307	0.403560	276.08%
	DW	1.894754	1.914072		1.934917	1.916286		1.869515	1.856610		1.929310	1.895946		1.971526	1.978097		2.057810	2.060972	