

**ESTABILIDADE DO COEFICIENTE BETA E GRAU DE GOVERNANÇA CORPORATIVA. UM ESTUDO COM EMPRESAS BRASILEIRAS LISTADAS NA BM&FBOVESPA NO PERÍODO DE 2005 A 2013**

**RENATO BOTELHO JUNQUEIRA DE ANDRADE**  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS (FACAMP)  
renato.junqueira@facamp.com.br

**EDUARDO POZZI LUCCHESI**  
CENTRO UNIVERSITÁRIO ÁLVARES PENTEADO (FECAP)  
edupozzi@uol.com.br

# ESTABILIDADE DO COEFICIENTE BETA E GRAU DE GOVERNANÇA CORPORATIVA. UM ESTUDO COM EMPRESAS BRASILEIRAS LISTADAS NA BM&FBOVESPA NO PERÍODO DE 2005 A 2013

## 1. INTRODUÇÃO

Para determinar o valor econômico (ou valor justo) de uma empresa por meio da metodologia do fluxo de caixa descontado é necessário projetar os fluxos de caixa futuros da empresa, geralmente por um horizonte indeterminado, e descontar esses fluxos a valor presente utilizando como taxa de desconto o custo médio ponderado de capital. Os fluxos de caixa futuros são projetados por meio da utilização de premissas acerca do comportamento futuro das receitas, custos e despesas bem como dos investimentos planejados (tanto em capital de giro quanto em capital fixo). Geralmente são realizadas projeções detalhadas para um período de cinco a dez anos e após esse horizonte de projeção explícita assume-se uma taxa de crescimento constante para o fluxo de caixa da empresa tendo em vista um horizonte indeterminado (perpétuo). Já a determinação do custo médio ponderado de capital pressupõe o conhecimento do custo de capital de terceiros líquido de impostos, do custo do capital próprio e da estrutura de capital da empresa, ou seja, a proporção de capital de terceiros (dívidas onerosas) e de capital próprio (capital patrimonial) utilizada no *mix* de financiamentos da empresa.

Como se trata de uma projeção de longo prazo (na maioria das vezes com horizonte perpétuo), também são necessárias premissas acerca do comportamento futuro tanto da estrutura de capital quanto do custo de capital da empresa. No caso da estrutura de capital, assume-se a existência de uma estrutura de capital “ótima” que maximiza o valor da empresa. Assim seria razoável supor que a empresa mantenha sempre essa estrutura de capital ótima ao longo de sua existência. No que se refere ao custo do capital, a premissa é que tanto o custo do capital de terceiros quanto o custo do capital próprio permanecerão constantes ao longo do tempo. Na prática, são raros os casos em que se calcula um custo médio ponderado de capital diferente para cada ano.

Em suma, para que as estimativas de valor produzidas pela metodologia do fluxo de caixa descontado sejam válidas é preciso que as variáveis utilizadas na determinação do custo médio ponderado de capital apresentem certa estabilidade. Essa premissa traz uma implicação importante para a estimativa do custo do capital próprio quando ela é realizada por meio da utilização do CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) que assume que o custo do capital próprio é função de uma taxa de retorno livre de risco mais um prêmio pelo risco de mercado ajustado pelo coeficiente beta da empresa. Nesse caso a implicação básica é que o coeficiente beta, que em última análise captura o risco sistemático da empresa, deveria ser estável ao longo do tempo. Segundo Damodaran (2007, p. 33), “o beta de uma empresa é determinado por três variáveis: (1) o tipo de negócio ou negócios em que a empresa está, (2) o grau de alavancagem operacional da empresa e (3) a alavancagem financeira da empresa. Ao longo das últimas duas décadas, diversos estudos procuraram estabelecer uma relação entre o coeficiente beta e a adoção de boas práticas de governança corporativa. Segundo Silveira (2010, p. 7), “existem dois potenciais benefícios que a boa governança pode acarretar as empresas: os benefícios externos, associados à maior facilidade de captação de recursos e à redução do custo de capital; e os benefícios internos, vinculados ao aprimoramento do processo decisório na alta gestão”. Com relação aos benefícios externos, a ideia central é que as empresas com boa governança seriam mais atraentes para os investidores. Essa maior atratividade produziria um aumento na quantidade de interessados na compra dos papéis dessas empresas e uma conseqüente redução no seu custo de capital próprio, “*ceteris paribus*”. Como os resultados dos inúmeros estudos realizados não se mostraram conclusivos, não é possível incluir a governança corporativa como uma quarta variável determinante para o beta das empresas.

Tendo em vista os argumentos apresentados, neste estudo, ao invés de relacionar o nível de governança corporativa com a grandeza do coeficiente beta das empresas, o objetivo é verificar se as empresas que adotam boas práticas de governança possuem betas mais estáveis ao longo do tempo. Trata-se de um tema relevante pois, por um lado, existe uma premissa importante associada à estabilidade das variáveis utilizadas na determinação do custo médio ponderado de capital das empresas em modelos de avaliação de empresas e, por outro lado, é razoável assumir que empresas que adotam práticas que aumentam o grau de transparência, com divulgação de maior volume de informações e ampliação dos direitos societários dos acionistas minoritários apresentem um risco sistemático mais estável e, portanto, mais previsível. Adicionalmente, Treynor e Mazuy (1966) salientam que gestores de fundos de investimento tendem a alocar recursos em carteiras de ações com beta maior quando tem a perspectiva de um mercado em alta e em carteiras com beta menor quando tem a perspectiva de mercados em queda. Para se superar a performance do mercado, a capacidade de previsibilidade de seu movimento é importante, e a previsibilidade do risco sistemático dos ativos também é importante. Diante do exposto, neste estudo o objetivo é verificar se o grau de governança corporativa das empresas é um fator a ser considerado na alocação de recursos, focando a estabilidade e previsibilidade do risco sistemático dos ativos.

## **2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA**

### **2.1. Governança Corporativa**

O tema governança corporativa tem sido uma fonte de estudo e preocupação em vários ambientes econômicos que tem como objetivo um maior desenvolvimento do mercado de capitais, e pode ser definido como “um conjunto de mecanismos que visem a fazer com que as decisões corporativas sejam sempre tomadas com a finalidade de maximizar a perspectiva de geração de valor de longo prazo para o negócio e o retorno de todos os acionistas” (SILVEIRA, 2010, p. 2).

Conceitos relacionados à governança corporativa devem estar presentes no relacionamento entre a cúpula gerencial das empresas e os acionistas, pois podem surgir três problemas: (i) potenciais conflitos de interesses, (ii) eventuais limitações técnicas individuais e (iii) vieses cognitivos. Os conflitos de interesses surgem quando as pessoas que tem poder de decisão optam por medidas que tragam benefícios individuais em detrimento de medidas que beneficiem a empresa. As limitações técnicas individuais, por sua vez, surgem quando a pessoa que vai tomar a decisão não possui toda a informação ou todo o conhecimento para tal. Já os vieses cognitivos se apresentam de várias formas na tomada de decisão, por exemplo, uma visão muito otimista do mercado.

Visando uma maior transparência entre os agentes do mercado financeiro, investidores e reguladores, Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA), no ano de 2000, criou diferentes níveis de governança corporativa (Nível 1, Nível 2 e Novo Mercado) para a classificação das empresas com papéis listados publicamente. Para cada nível foram estabelecidos diferentes graus de exigência em termos de boas práticas de governança, sendo o Nível 1 aquele com um menor grau de exigência e o Novo Mercado aquele com um maior grau de exigência.

Segundo Brealey e Myers (2000), os executivos devem agir objetivando a otimização do valor para os acionistas, tendo como foco a maximização do seu patrimônio, portanto, uma melhor estrutura e mecanismos de governança corporativa pode contribuir para que este objetivo seja alcançado. Silveira (2010) indica dois tipos de vantagens para empresas que possuem boa estrutura de governança corporativa: benefícios internos (melhor processo decisório, separação de funções entre administradores e acionistas, melhor avaliação de desempenho, redução da possibilidade de fraudes e montagem de uma estrutura impessoal) e benefícios externos (maior

número de investidores interessados na empresa, maior facilidade na captação de recursos, menor custo de capital). Baseados nestes conceitos, espera-se que empresas que apresentam boas práticas de governança corporativa tenham uma melhor performance ajustada ao risco. Existem estudos que confirmam este conceito, tais como: Monte, et al. (2010), Lameira (2012), Silveira, Barros e Famá (2003), Malacrida e Yamamoto (2006).

## 2.2. Estabilidade do Coeficiente Beta

Segundo Gujarati e Porter (2011, p. 266) “quando utilizamos um modelo de regressão que envolve o uso de séries temporais, pode acontecer que se verifique uma mudança estrutural na relação entre o regressando e os regressores. Por mudança estrutural entendemos que os valores dos parâmetros do modelo não se mantêm iguais durante todo o período de tempo”. Como o coeficiente beta é um parâmetro estimado pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) a partir de uma série temporal, essa possível mudança estrutural pode prejudicar as estimativas de valor produzidas pela metodologia do fluxo de caixa descontado cuja premissa é que tanto o custo do capital de terceiros quanto o custo do capital próprio da empresa (calculado com base no beta) permanecerão constantes ao longo do tempo.

Ao longo do tempo, diversos estudos procuraram verificar se o coeficiente beta é estável ao longo do tempo e muitos deles apresentaram resultados divergentes. Dentre os principais trabalhos, ressaltam-se os estudos de Levy (1974), Fabozzi e Francis (1977), Fabozzi e Francis (1978), Clinebell, Squires e Stevens (1993), Odabasi (2000) e Ekholm e Wilhelmsson (2004) no mercado internacional e Carareto (2004), Lima, Laurini e Minardi (2009) e Tafarel, Clemente e Panhoca (2010) no mercado brasileiro.

Levy (1974) propõe um estudo para avaliar se o coeficiente beta pode variar em diferentes condições de mercado (altista ou baixista). Essa hipótese também foi testada posteriormente por Fabozzi e Francis (1977) por meio de três definições diferentes para mercados altistas e baixistas. Nesse estudo os autores refutaram a presença de betas diferentes para mercados altistas e baixistas. Um segundo estudo conduzido por Fabozzi e Francis (1978) concluiu que parte significativa dos betas estimados se moviam de forma aleatória ao invés de permanecerem estáveis como presume o método dos mínimos quadrados ordinários.

A exemplo de Fabozzi e Francis (1978), Bos e Newbold (1984) desenvolveram um estudo cujo objetivo era avaliar se os betas estimados pelo modelo de mercado (*market model*) apresentavam um comportamento estocástico e não fixo. Os autores utilizaram dados de 464 ações negociadas na bolsa de valores de Nova York, entre janeiro de 1970 e dezembro de 1979 e as evidências corroboraram a hipótese de um comportamento estocástico para os betas estimados.

Clinebell, Squires e Stevens (1993) reproduziram o estudo de Fabozzi e Francis (1977), porém com uma base maior de dados e uma maior periodicidade para avaliação. Os resultados obtidos mostraram diferenças significativas para os betas estimados em mercados altistas e baixistas, contradizendo estudos originais realizados por Fabozzi e Francis (1977). Os autores verificaram uma instabilidade significativa do coeficiente beta, independentemente dos critérios utilizados na definição de mercados altistas e baixistas, em todos os períodos analisados.

Odabasi (2000) realizou um estudo no mercado acionário de Istambul e concluiu que a estabilidade do beta é sensível ao período de estimação (quanto maior a janela de estimação, maior a estabilidade do beta) e, no caso de betas de carteiras, à quantidade de ações (quanto maior o número de ações na carteira, maior a estabilidade do beta).

Ekholm e Wilhelmsson (2004) estudaram a estabilidade do beta ao longo do tempo utilizando a mesma abordagem de betas assimétricos (que permite que as empresas apresentem diferentes tipos de sensibilidade em mercados altistas e baixistas) adotada por Fabozzi e Francis (1977) e

Clinebell, Squires e Stevens (1993). Os resultados mostraram que os betas assimétricos são menos estáveis que os betas clássicos estimados da forma convencional.

Carareto (2004) analisou o comportamento dos betas de cinco empresas brasileiras: Perdigão, Unibanco, Lojas Americanas, Gerdau e Ambev no período de 1994 a 2001. O autor utilizou o Índice Bovespa como uma *proxy* da carteira de mercado e os resultados não trouxeram evidências de quebras estruturais nos betas das cinco empresas analisadas.

Lima, Laurini e Minardi (2009) também realizaram testes para avaliar a estabilidade do coeficiente beta no mercado acionário brasileiro. Foram estudados o retorno de 92 ações negociadas na BM&FBOVESPA entre janeiro de 1995 e dezembro de 2006, e estas ações foram agrupadas em carteiras de cinco, dez, quinze e vinte e três ativos considerando retornos semanais e mensais. O objetivo deste estudo era avaliar a estabilidade do coeficiente beta através de dois tipos de teste. O Teste de Chow (1960), que avalia a existência de quebra estrutural do coeficiente em datas definidas, sendo que a data escolhida para realização dos testes foi dezembro de 2000; e os Testes de Andrews (1993) e Andrews e Ploberger (1994), que avaliam a existência de quebras estruturais quando não se determinam datas para as mesmas. Os resultados alcançados para o Teste de Chow (1960), indicaram instabilidade significativa dos coeficientes beta. Quando utilizados testes mais sofisticados, como os de Andrews (1993) e Andrews e Ploberger (1994), sem a necessidade de especificar uma data de quebra, os resultados foram diferentes dos resultados obtidos com o Teste de Chow (1960), indicando uma maior estabilidade para os betas analisados.

Tafarel, Clemente e Panhoca (2010) desenvolveram um estudo sobre a estabilidade do coeficiente beta de empresas do setor de energia elétrica brasileiro entre janeiro de 1999 e junho de 2008. Neste estudo foram analisadas ações de 18 empresas as quais foram divididas em quatro grupos: estatais ON, estatais PN, privadas ON e privadas PN. Os resultados alcançados indicaram que os coeficientes das ações ON e PN das empresas estatais apresentaram maiores oscilações, ou seja, são mais instáveis do que os coeficientes das ações ON e PN das empresas privadas.

### 3. METODOLOGIA

Para cumprir o objetivo de avaliar a estabilidade do coeficiente beta de carteiras de ações montadas de acordo com seu nível de governança corporativa será utilizada a mesma metodologia utilizada por Tafarel, Clemente e Panhoca (2010), na qual os autores utilizaram variáveis *dummy* aditivas e variáveis *dummy* multiplicativas.

Para a realização deste estudo foram coletados os preços de fechamento semanal das ações componentes da amostra bem como o valor em pontos do Índice Bovespa. Com base nos preços das ações e no valor em pontos do Ibovespa, foram calculados retornos com base no regime de capitalização contínua. Nesse regime, é extraído o logaritmo natural (ou neperiano) da divisão de  $P_{i,t}$  por  $P_{i,t-1}$ , conforme abaixo:

$$R_{i,t} = \ln \left( \frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}} \right)$$

Em que:

$R_{i,t}$  é a taxa de retorno da ação  $i$  na data  $t$  ou da carteira do Ibovespa no período  $t$ ;

$P_{i,t}$  é o preço de fechamento da ação  $i$  na data  $t$  ou o valor em pontos do Ibovespa no período  $t$  e;

$P_{i,t-1}$  é o preço de fechamento da ação  $i$  na data  $t-1$  ou do valor em pontos do Ibovespa no período  $t-1$ ;

Todos os dados foram coletados da base de dados Economatica, em moeda original com ajuste por proventos, entre setembro de 2005 e setembro de 2013. A opção pela variação dos preços semanais, tem como objetivo garantir a presença de dados suficientes uma vez que ações não negociadas semanalmente serão excluídas da base de dados. Também foram coletados os dados sobre o volume de negociação das ações dentro do período analisado, uma vez o volume negociado será o fator de ponderação das ações nas carteiras.

Os dados coletados foram agrupados em oito séries temporais anuais e as empresas foram distribuídas em quatro carteiras montadas de acordo com seu nível de governança corporativa: CTR (carteira composta pelas empresas do chamado nível tradicional que não aderiram aos níveis diferenciados de governança corporativa), CN1 (carteira composta por ações listadas no Nível 1), CN2 (carteira composta por ações listadas no Nível 2) e CNM (carteira composta por ações listadas no Novo Mercado). O retorno de cada uma das quatro carteiras será o resultado da multiplicação dos retornos individuais de cada ação pelo seu peso relativo. A Tabela 1 mostra a quantidade de ações que compõem cada uma das quatro carteiras (CTR, CN1, CN2 e CNM) nos diferentes períodos anuais.

**Tabela 1 – Quantidade de Ações por Carteira**

Ano	CTR	CN1	CN2	CNM	Total
2006	75	47	12	21	155
2007	88	51	15	35	189
2008	104	57	18	83	262
2009	82	55	24	94	255
2010	99	47	26	94	266
2011	89	48	24	108	269
2012	79	44	26	120	269
2013	65	45	25	124	259

**Fonte:** elaborado pelo autor

Uma vez definida a composição das quatro carteiras foram calculados os retornos semanais de cada uma delas bem como o retorno semanal do Ibovespa. As séries de retornos foram subdivididas em oito períodos anuais, de setembro de 2005 a setembro de 2013. Tanto para o período como um todo (setembro de 2005 a setembro de 2013) quanto para cada um dos oito períodos anuais analisados, foram calculados o retorno médio semanal (RMR), o desvio-padrão dos retornos semanais (DP) e o coeficiente de variação (CV) que mostra a quantidade de risco incorrido para cada unidade de retorno médio obtido.

Os betas das carteiras foram estimados com base no modelo de mercado (*market model*) o qual considera o retorno logarítmico das carteiras ( $R_{ct}$ ) como variável dependente e o retorno logarítmico da carteira do Ibovespa ( $R_{mt}$ ) como variável independente, além de variáveis *dummy* aditivas e multiplicativas. As variáveis aditivas têm o objetivo de avaliar alterações no intercepto da regressão e as variáveis multiplicativas tem o objetivo de avaliar possíveis alterações nos Betas para os diferentes períodos analisados. Dessa forma, a estimação do modelo de mercado (*market model*) apresentado a seguir levou em consideração a série de dados (retornos das carteiras e retornos do Ibovespa) ao longo de todo o período analisado

(setembro de 2005 a setembro de 2013) bem como as variáveis aditivas e multiplicativas para seus respectivos subperíodos anuais, sendo que o ano de 2006 foi considerado o período base.

$$R_{C_t} = \alpha + \sum_{j=1}^k \delta_j \text{Ano} + \beta R_{M_t} + \sum_{j=1}^k \theta_j (\text{Ano} \times R_{M_t}) + \varepsilon_t$$

Em que:

$R_{C_t}$  é o retorno logarítmico da carteira de ações no período  $t$ ;

$\text{Ano}$  variável *dummy* de tempo, que tem seu valor zero ou um, dependendo do seu respectivo ano. No ano base (ano de 2006) ela tem valor zero. Para os períodos seguintes (2007 a 2013) ela tem valor um somente no respectivo ano. No ano de 2007, por exemplo, ela possui valor um para os dados deste ano e valor zero para os demais anos;

$R_{M_t}$  retorno logarítmico da carteira do Ibovespa no período  $t$ ;

$\varepsilon_t$  termo de erro do modelo estimado.

Para a avaliação da estabilidade dos coeficientes  $\alpha$  e  $\beta$  das quatro carteiras em questão, foram criadas variáveis aditivas e multiplicativas. As variáveis aditivas representam alterações no intercepto ( $\alpha$ ) dos diferentes períodos anuais subsequentes em relação ao intercepto do período base (2006), e as variáveis multiplicativas avaliam alterações no coeficiente angular ( $\beta$ ) dos períodos anuais subsequentes em relação ao período base (2006). Dessa forma, foram introduzidas variáveis *dummy* de tempo ( $\text{Ano}$ ), que tem seu valor zero ou um, dependendo do seu respectivo ano. No ano base (2006) todas as variáveis *dummy* assumem valor zero. Já no ano de 2007, a variável *dummy* de tempo assume valor um para o período de 2007 e valor zero para todos os outros anos e assim sucessivamente até o ano de 2013. Simultaneamente são introduzidas variáveis multiplicativas (termos de interação) que são o resultado da multiplicação da variável *dummy* de tempo ( $\text{Ano}$ ) pelo retorno da carteira de mercado ( $R_{M_t}$ ). Como consequência, a variável multiplicativa tem valor zero para o ano base (2006) e a variável multiplicativa do ano de 2007 tem valores diferente de zero para 2007 e igual a zero para os outros períodos anuais. A variável multiplicativa do ano de 2008 tem valores diferente de zero para 2008 e igual a zero para os outros períodos anuais, e assim sucessivamente até o ano de 2013.

Para cada uma das quatro carteiras (CTR, CN1, CN2 e CNM) foram obtidas as estimativas dos coeficientes lineares ( $\alpha$ ) e dos coeficientes angulares ( $\beta$ ) para o período base (ano de 2006), além das alterações em ambos os coeficientes para os períodos seguintes. A alteração no coeficiente linear para o ano de 2007 será representada por ( $\delta_1$ ), a do ano de 2008 será representada por ( $\delta_2$ ), e assim sucessivamente até o ano de 2013. A alteração no coeficiente angular para o ano de 2007 será representada por ( $\theta_1$ ), a do ano de 2008 será representada por ( $\theta_2$ ), e assim sucessivamente até o ano de 2013. A avaliação da significância dos parâmetros  $\theta_j$  (Teta) é que determinará uma estabilidade maior ou menor do coeficiente beta ( $\beta$ ) das carteiras ao longo do período analisado.

#### 4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

A tabela 2 mostra os resultados obtidos para as quatro carteiras (CTR, CN1, CN2, CNM) e também para o Ibovespa dos seguintes indicadores: retorno médio semanal (RMS), desvio padrão dos retornos semanais (DP), coeficiente de variação (CV) e coeficiente beta (Beta), referentes ao horizonte analisado (setembro de 2005 a setembro de 2013).

**Tabela 2 – Estatística Descritiva para as Carteiras e Ibovespa**

	<b>CTR</b>	<b>CN1</b>	<b>CN2</b>	<b>CNM</b>	<b>IBOVESPA</b>
RMS	0,0016	0,0017	0,0014	0,0061	0,0013
DP	0,0413	0,0401	0,0397	0,0476	0,0378
CV	26,3976	23,7010	28,5254	7,8662	28,5473
Beta	0,9719	1,0167	0,8304	0,9977	1,0000

**Fonte:** elaborado pelo autor

O desvio-padrão dos retornos semanais de todas as quatro carteiras são mais elevados que o desvio-padrão da carteira do Ibovespa. A carteira composta por ações listadas no Novo Mercado (CNM), que é a carteira com maior nível de governança corporativa, foi aquela que apresentou a volatilidade (DP) mais elevada. Ao se observar o retorno médio semanal (RMS), percebe-se que todas as quatro carteiras têm uma melhor performance que o Ibovespa, com destaque para a CNM que tem um RMS aproximadamente 4,5 vezes maior que o RMS do Ibovespa.

Para mensurar a relação risco *versus* retorno foi utilizado o coeficiente de variação (CV) que é um indicador que divide o desvio-padrão dos retornos semanais (DP) pelo retorno médio semanal (RMS) de cada carteira e evidencia a quantidade de risco assumido por unidade de retorno obtido. Nesse caso, nota-se que a CNM é a carteira que apresenta a melhor relação risco *versus* retorno no horizonte estudado uma vez que apresenta menor risco assumido para cada unidade de retorno obtido. Com relação às demais carteiras é possível perceber uma coerência entre a relação risco *versus* retorno (ou seja, quanto maior o nível de governança corporativa menor o coeficiente de variação) com exceção da CN2, cujo CV é praticamente igual ao IBOVESPA e superior ao das outras três carteiras. Quanto ao Beta, os resultados não mostram tendência uma vez que a CN1 tem um Beta superior ao da CTR e a CNM tem um Beta superior ao da CN2. As tabelas 3, 4 e 5 apresentam o RMS, o CV e o coeficiente Beta das quatro carteiras, para cada período anual.

Na Tabela 3 observa-se que comparativamente ao Ibovespa existe um certo equilíbrio no RMS das carteiras: a CTR, a CN2 e a CNM têm um resultado superior ao RMS do Ibovespa em cinco períodos anuais e inferior em três, a CN1 tem quatro resultados superiores ao Ibovespa e quatro resultados inferiores. Ao se analisar as carteiras individualmente, a CNM tem seis períodos com RMS positivo, e supera o resultado do Ibovespa em cinco deles, porém nos dois períodos com RMS negativo, apresenta números piores que o Ibovespa. A CN2 tem cinco períodos com RMS negativo e apenas três com RMS positivo, sendo que nestes três períodos há apenas um RMS superior ao Ibovespa. A CN1 e a CTR têm cinco períodos com RMS positivo, e superam o Ibovespa em três destes cinco períodos. Ao se observar os dados do Ibovespa, em cinco períodos, ele é superado em seu RMS por pelo menos três carteiras em 2006, 2010, 2011, 2012 e 2013, sendo que em 2011 o RMS do Ibovespa foi superado por todas elas.

**Tabela 3 – Retorno Médio Semanal (RMS) das Carteiras e do Ibovespa em Cada Período**

<b>Ano</b>	<b>CTR</b>	<b>CN1</b>	<b>CN2</b>	<b>CNM</b>	<b>IBOV</b>
2006	0,0030	0,0026	0,0117	0,0101	0,0028
2007	0,0086	0,0113	- 0,0002	0,0058	0,0089

2008	0,0011	- 0,0031	- 0,0073	- 0,0051	- 0,0019
2009	0,0009	0,0004	- 0,0002	0,0045	0,0019
2010	- 0,0005	0,0028	0,0056	0,0042	0,0019
2011	- 0,0026	- 0,0019	- 0,0026	0,0222	- 0,0034
2012	0,0041	0,0020	0,0052	0,0117	0,0030
2013	- 0,0021	- 0,0005	- 0,0010	- 0,0049	- 0,0026

**Fonte:** elaborado pelo autor

A tabela 4 mostra que em quatro dos oito períodos analisados, a CNM apresentou o CV mais favorável (2006, 2009, 2011 e 2012), pois foi a carteira que apresentou menor quantidade de risco para cada unidade de RMS, tendo sido o segundo melhor em 2010.

**Tabela 4 – Coeficiente de Variação (CV) das Carteiras e do Ibovespa em Cada Período**

Ano	CTR	CN1	CN2	CNM	IBOV
2006	11,1733	13,5213	3,2837	3,1109	10,8334
2007	3,9241	3,0947	-150,6729	5,4912	3,6948
2008	42,7016	- 12,9612	- 5,8367	- 7,7646	- 19,4524
2009	80,8403	178,3781	-315,1654	16,1291	37,0815
2010	- 64,8239	11,9367	5,1279	6,9850	15,1160
2011	- 11,4994	- 14,6623	- 12,0219	2,6603	- 7,8442
2012	7,5512	15,7993	5,4541	5,3307	10,2594
2013	- 14,6202	-55,4176	- 23,8663	- 6,2315	- 10,7015

**Fonte:** elaborado pelo autor

A tabela 5 mostra que o beta como média para as quatro diferentes carteiras é diferente do beta mostrado anteriormente na Tabela 2. A razão desta diferença é que o coeficiente indicado na Tabela 5 é a média aritmética dos betas dos oito períodos anuais, resultando em um valor diferente quando comparado ao coeficiente angular de uma regressão única englobando estes oito períodos. Observando-se os resultados obtidos na Tabela 5, abaixo, nota-se que o beta médio mais baixo é o da CN2, enquanto que a CNM tem o beta médio mais alto. Este resultado não confirma o resultado esperado, indicando que a carteira com maior nível de governança corporativa tem o risco sistemático, em média mais alto.

**Tabela 5 – Coeficiente Beta das Carteiras e do Ibovespa em Cada Período**

Ano	CTR	CN1	CN2	CNM
2006	1,0363	1,0983	0,9099	0,8024
2007	0,9751	1,0412	0,8123	0,8482
2008	1,0113	1,0385	0,8038	0,9021
2009	1,0224	1,0329	0,8509	1,0128
2010	0,9234	1,0752	0,7820	0,8813
2011	0,8645	0,9844	0,9576	1,4401
2012	0,8155	0,9334	0,7636	1,2831
2013	0,8696	0,8025	0,7245	1,0095
Média	0,9397	1,0008	0,8256	1,0224
D. Padrão	0,0835	0,0951	0,0773	0,2255

**Fonte:** elaborado pelo autor

As Tabelas 6, 7, 8 e 9 mostram os resultados da regressão para as respectivas carteiras nos diferentes períodos anuais. As variáveis aditivas (*Ano*) mostram as alterações no intercepto da regressão ( $\alpha$ ), para cada período anual em comparação ao período base (2006), além de seu

grau de significância estatística. As variáveis multiplicativas ( $Ano \times Rm_t$ ) mostram as alterações no coeficiente beta ( $\beta$ ), para cada período anual em comparação ao período base (2006), além de seu grau de significância estatística.

Como pode ser observado na Tabela 6, o coeficiente beta da CTR é significativo ao nível de 1%. No entanto, os coeficientes associados às *dummies* aditivas bem como os coeficientes associados às *dummies* multiplicativas não apresentaram significância estatística a 1% nem a 5%. Apenas a variável multiplicativa do ano de 2012 se mostrou significativa ao nível de 10%. Esse resultado mostra indícios de estabilidade para o beta da carteira tradicional.

**Tabela 6 – Resultados da Carteira Tradicional (CTR)**

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	razão-t	P-valor	
Constante ( $\alpha$ )	2,8168e-05	0,0027	0,0105	0,9916	
$Rm_t$	1,0363	0,0876	11,8313	<0,00001	***
$Ano2007$	-2,44168e-05	0,0038	-0,0063	0,9949	
$Ano2007 \times Rm_t$	-0,0612	0,1202	-0,5092	0,6109	
$Ano2008$	0,0030	0,0038	0,8006	0,4239	
$Ano2008 \times Rm_t$	-0,0250	0,1133	-0,2205	0,8256	
$Ano2009$	-0,0010	0,0038	-0,2697	0,7875	
$Ano2009 \times Rm_t$	-0,0139	0,0958	-0,1455	0,8844	
$Ano2010$	-0,0023	0,0038	-0,6068	0,5443	
$Ano2010 \times Rm_t$	-0,1129	0,1268	-0,8902	0,3739	
$Ano2011$	0,0004	0,0038	0,0957	0,9238	
$Ano2011 \times Rm_t$	-0,1718	0,1327	-1,2943	0,1963	
$Ano2012$	0,0016	0,0038	0,4272	0,6695	
$Ano2012 \times Rm_t$	-0,2208	0,1233	-1,7903	0,0742	*
$Ano2013$	8,1316e-05	0,0038	0,0215	0,9829	
$Ano2013 \times Rm_t$	-0,1667	0,1315	-1,2680	0,2056	

Média var. dependente	0,001566	D.P. var. dependente	0,041328
Soma resíd. quadrados	0,142575	E.P. da regressão	0,019047
R-quadrado	0,795402	R-quadradoajustado	0,787593
F(15, 393)	101,8561	P-valor(F)	4,3e-125
Log da verossimilhança	1047,802	Critério de Akaike	-2063,603
Critério de Schwarz	-1999,384	CritérioHannan-Quinn	-2038,194
rô	-0,054815	Durbin-Watson	2,103992

Os resultados para a carteira CN1 apresentados na Tabela 7, abaixo, mostram que as alterações do coeficiente alfa ( $\alpha$ ) não apresentam significância estatística. Em relação às alterações do coeficiente beta ( $\beta$ ), nota-se que as variáveis multiplicativas dos anos de 2012 e 2013 apresentam significância estatística ao nível de 5% e 1%, respectivamente. Esse resultado mostra indícios de mudança estrutural do beta da carteira CN1, particularmente nos dois últimos anos do horizonte de análise.

**Tabela 7 – Resultados da Carteira Nível 1 (CN1)**

	Coefficiente	Erro Padrão	razão-t	P-valor	
Constante ( $\alpha$ )	-0,0005	0,0016	-0,3410	0,7333	
$Rm_t$	1,0982	0,0523	20,9848	<0,00001	***
$Ano2007$	0,0026	0,0023	1,1419	0,2542	
$Ano2007 \times Rm_t$	-0,0571	0,0718	-0,7951	0,4270	

<i>Ano2008</i>	-0,0006	0,0023	-0,2653	0,7909	
<i>Ano2008 x R<sub>m<sub>t</sub></sub></i>	-0,0597	0,0677	-0,8823	0,3782	
<i>Ano2009</i>	-0,0010	0,0023	-0,4327	0,6655	
<i>Ano2009 x R<sub>m<sub>t</sub></sub></i>	-0,0653	0,0572	-1,1408	0,2546	
<i>Ano2010</i>	0,0012	0,0023	0,5506	0,5822	
<i>Ano2010 x R<sub>m<sub>t</sub></sub></i>	-0,0231	0,0758	-0,3044	0,7610	
<i>Ano2011</i>	0,0020	0,0023	0,8804	0,3792	
<i>Ano2011 x R<sub>m<sub>t</sub></sub></i>	-0,1138	0,0793	-1,4353	0,1520	
<i>Ano2012</i>	-0,0003	0,0023	-0,1147	0,9087	
<i>Ano2012 x R<sub>m<sub>t</sub></sub></i>	-0,1648	0,0737	-2,2362	0,0259	**
<i>Ano2013</i>	0,0021	0,0023	0,9490	0,3432	
<i>Ano2013 x R<sub>m<sub>t</sub></sub></i>	-0,2958	0,0786	-3,7646	0,0002	***

Média var. dependente	0,001693	D.P. var. dependente	0,040122
Soma resíd. quadrados	0,050902	E.P. da regressão	0,011381
R-quadrado	0,922498	R-quadradoajustado	0,919540
F(15, 393)	311,8555	P-valor(F)	1,6e-207
Log da verossimilhança	1258,428	Critério de Akaike	-2484,856
Critério de Schwarz	-2420,637	CritérioHannan-Quinn	-2459,447
rô	-0,201776	Durbin-Watson	2,384857

Os resultados para a carteira CN2 apresentados na Tabela 8, abaixo, mostram que as alterações do coeficiente alfa ( $\alpha$ ), representadas pelas variáveis aditivas apresentaram significância estatística ao nível de 1% nos anos de 2007 e 2008 e significância estatística de 5% no ano de 2009. Já em relação às alterações no coeficiente beta ( $\beta$ ), representadas pelas variáveis multiplicativas, nota-se que as mesmas não apresentam significância estatística no período analisado. Esse resultado mostra indícios de estabilidade para o beta da carteira tradicional.

**Tabela 8 – Resultados da Carteira Nível 2 (CN2)**

	Coeficiente	Erro Padrão	razão-t	P-valor	
Constante ( $\alpha$ )	0,0091	0,0034	2,6894	0,0075	***
<i>R<sub>m<sub>t</sub></sub></i>	0,9099	0,1110	8,1978	<0,00001	***
<i>Ano2007</i>	-0,0166	0,0049	-3,3939	0,0008	***
<i>Ano2007 x R<sub>m<sub>t</sub></sub></i>	-0,0975	0,1523	-0,6403	0,5223	
<i>Ano2008</i>	-0,0149	0,0048	-3,1134	0,0020	***
<i>Ano2008 x R<sub>m<sub>t</sub></sub></i>	-0,1061	0,1436	-0,7389	0,4604	
<i>Ano2009</i>	-0,0109	0,0048	-2,2838	0,0229	**
<i>Ano2009 x R<sub>m<sub>t</sub></sub></i>	-0,0590	0,1214	-0,4860	0,6273	
<i>Ano2010</i>	-0,0050	0,0048	-1,0549	0,2921	
<i>Ano2010 x R<sub>m<sub>t</sub></sub></i>	-0,1278	0,1607	-0,7955	0,4268	
<i>Ano2011</i>	-0,0084	0,0048	-1,7559	0,0799	*
<i>Ano2011 x R<sub>m<sub>t</sub></sub></i>	0,0477	0,1682	0,2839	0,7766	
<i>Ano2012</i>	-0,0062	0,0048	-1,3011	0,1940	
<i>Ano2012 x R<sub>m<sub>t</sub></sub></i>	-0,14625	0,1563	-0,9358	0,3500	
<i>Ano2013</i>	-0,0083	0,0048	-1,7312	0,0842	*
<i>Ano2013 x R<sub>m<sub>t</sub></sub></i>	-0,1854	0,1666	-1,1125	0,2666	

  

Média var. dependente	0,001392	D.P. var. dependente	0,039698
Soma resíd. quadrados	0,228928	E.P. da regressão	0,024135

R-quadrado	0,643953	R-quadradoajustado	0,630364
F(15, 393)	47,38585	P-valor(F)	2,11e-78
Log da verossimilhança	950,9634	Critério de Akaike	-1869,927
Critério de Schwarz	-1805,707	CritérioHannan-Quinn	-1844,517
rô	-0,060576	Durbin-Watson	2,118010

Com relação à carteira CNM, os resultados da Tabela 9 mostram que as alterações do coeficiente alfa ( $\alpha$ ), apresentam significância estatística para os anos de 2008 e 2011, a 5% e a 1%, respectivamente. Em relação às alterações no coeficiente beta ( $\beta$ ), nota-se que as mesmas apresentam significância estatística para os anos de 2011 e 2012, ambos ao nível de significância de 1%. Neste caso, temos instabilidade do coeficiente beta ( $\beta$ ), com alterações de valores, positivo em 0,6377 e positivo em 0,4807 para 2011 e 2012, o que não confirma a relação direta entre maior grau de governança corporativa e estabilidade do beta.

**Tabela 9 – Resultados da Carteira Novo Mercado (CNM)**

	Coefficiente	Erro Padrão	razão-t	P-valor	
Constante ( $\alpha$ )	0,0079	0,0039	2,0279	0,0432	**
$Rm_t$	0,8024	0,1266	6,3390	<0,00001	***
Ano2007	-0,0096	0,0056	-1,7260	0,0851	*
Ano2007 x $Rm_t$	0,0458	0,1737	0,2637	0,7921	
Ano2008	-0,0112	0,0055	-2,0490	0,0411	**
Ano2008 x $Rm_t$	0,0997	0,1638	0,6088	0,5430	
Ano2009	-0,0053	0,0055	-0,9616	0,3368	
Ano2009 x $Rm_t$	0,2104	0,1385	1,5195	0,1294	
Ano2010	-0,0054	0,0054	-0,9889	0,3233	
Ano2010 x $Rm_t$	0,0789	0,1833	0,4305	0,6671	
Ano2011	0,0193	0,0055	3,5163	0,0005	***
Ano2011 x $Rm_t$	0,6377	0,1918	3,3249	0,0010	***
Ano2012	-2,74717e-05	0,0055	-0,0050	0,9960	
Ano2012 x $Rm_t$	0,4807	0,1782	2,6970	0,0073	***
Ano2013	-0,0101	0,0055	-1,8468	0,0655	*
Ano2013 x $Rm_t$	0,2071	0,1900	1,0897	0,2765	

  

Média var. dependente	0,006056	D.P. var. dependente	0,047637
Soma resíd. quadrados	0,297766	E.P. da regressão	0,027526
R-quadrado	0,678395	R-quadradoajustado	0,666120
F(15, 393)	55,26647	P-valor(F)	6,14e-87
Log da verossimilhança	897,1997	Critério de Akaike	-1762,399
Critério de Schwarz	-1698,180	CritérioHannan-Quinn	-1736,990
rô	-0,028457	Durbin-Watson	2,056275

Os resultados alcançados não confirmam uma relação direta entre o aumento do nível de governança corporativa e uma maior estabilidade do coeficiente beta ( $\beta$ ) das carteiras para os períodos anuais analisados. Foram obtidos resultados significantes para a alteração do beta na CN1 para os períodos de 2012 e 2013, e na CNM, para os períodos de 2011 e 2012, indicando uma menor estabilidade do Beta na CNM, seguido pela CN1 e sem alterações significantes no beta para a CTR e para a CN2, o que não confirma a relação direta entre governança corporativa e estabilidade do beta.

Com estes resultados obtidos para a CN1 nos períodos de 2012 e 2013 e para a CNM nos períodos de 2011 e 2012, as duas carteiras tiveram sua composição e base de dados revisitada,

com o objetivo de se encontrar alguma possível explicação para estes resultados inesperados. Com este intuito, ao ser analisada, foram levantadas junto à base de dados, algumas variações de ações que poderiam ser classificadas como *outliers*.

Ao se observar a Tabela 5, na coluna referente à CN1, percebe-se uma queda dos coeficientes beta ( $\beta$ ) ao longo dos anos, porém, como mostra a Tabela 7, existe significância estatística ao nível de 5% para o ano de 2012, e ao nível de 1% para o ano de 2013.

A Tabela 10 indica que a quantidade de ativos da CN1 é pequena para os períodos anuais entre 2010 e 2013. Isto reflete uma migração de empresas para graus mais altos de governança corporativa. A despeito da quantidade de ativos que fazem parte da CN1, observa-se, principalmente de 2011 a 2013, uma redução percentual da quantidade de ações que tem o beta maior que um, ou seja, uma redução das ações que tem um maior risco sistemático que o Ibovespa, reduzindo o risco sistemático da CN1 como um todo, entre os anos de 2011 e 2012, porém gerando um aumento da instabilidade do seu risco sistemático.

**Tabela 10 – Ativos com Beta maior e menor do que 1 na CN1**

Ano	Quantidade de ativos	Percentual de ativos com $\beta > 1$	Percentual de ativos com $\beta < 1$
2010	47	31,91%	68,09%
2011	48	35,42%	64,58%
2012	44	31,82%	68,18%
2013	45	17,78%	82,22%

**Fonte:** elaborado pelo autor

Ao se observar a Tabela 5 na coluna referente à CNM, percebe-se uma forte alta do beta de 2010 para 2011, atingindo um valor de 1,44, e nos períodos subsequentes, 2012 e 2013, o beta da CNM retoma uma tendência de queda. Estes resultados, indicam uma instabilidade do beta da CNM superior aos betas da CN2 e da CTR, mesmo sendo a CNM a carteira composta por ações com maior grau de governança corporativa.

Na tabela 11, percebe-se um aumento da quantidade de ações na CNM ao longo dos anos. Isto se deve ao fato de ter ocorrido uma migração de empresas com capital aberto para níveis mais altos de governança corporativa, além das aberturas de capital no período estudado.

**Tabela 11 – Ativos com Beta Maior e Menor que 1 na CNM**

Ano	Quantidade de ativos	Percentual de ativos com $\beta > 1$	Percentual de ativos com $\beta < 1$
2010	94	20,21 %	79,79 %
2011	108	26,85 %	73,15 %
2012	120	20,83 %	79,17 %
2013	124	13,71 %	86,29 %

**Fonte:** elaborado pelo autor

Percebe-se um aumento percentual de ações com beta superior a um, de 2010 para 2011, além do aumento na quantidade de ativos (94 para 108). Nos períodos subsequentes (2012 e 2013), o percentual de ações com coeficiente beta ( $\beta$ ) superior a um regride substancialmente, sendo este um dos fatores que contribuem para uma oscilação do risco sistemático da CNM, gerando, conseqüentemente instabilidade do Beta.

Um segundo aspecto a ser considerado é a indústria à qual estas ações pertencem. Ao se tomar os ativos nos períodos onde a alteração no Beta de 2011 e de 2012 são significantes a 1 %, entre as dez ações com beta mais alto, cinco (50%) são empresas relacionadas ao setor imobiliário, sendo quatro incorporadoras e uma fornecedora de compensado de madeira. Em 2011 e 2012,

estas cinco ações representavam respectivamente 13,60 % e 12,70 % da CNM, e todas elas, nos dois períodos, têm um coeficiente beta ( $\beta$ ) superior a 1,33.

## 5. CONCLUSÕES

O objetivo neste estudo foi avaliar se o grau de governança corporativa tem impacto na estabilidade do risco sistemático das empresas, medido por seu coeficiente beta. Empresas com maior grau de governança corporativa teriam risco sistemático mais estável que empresas com menor grau de governança corporativa. Para cumprir esse objetivo, foram construídas quatro carteiras de ações com diferentes níveis de governança corporativa (Nível Tradicional, Nível 1, Nível 2 e Novo Mercado) seguindo os critérios definidos pela BM&FBOVESPA entre 2005 e 2013 e, com base nos retornos semanais dessas carteiras, foram estimados os coeficientes beta ( $\beta$ ) de cada uma delas com base no modelo de mercado (*market model*).

A avaliação da estabilidade dos betas das quatro carteiras foi realizada por meio da inclusão de variáveis aditivas, que indicariam alterações no intercepto das regressões para cada período, e variáveis multiplicativas, resultado da multiplicação da variação da carteira de mercado ( $Rm_t$ ) pela variável *dummy* de tempo (*Ano*). As variáveis multiplicativas indicariam alterações no risco sistemático das carteiras.

Os resultados não confirmaram a ideia de que carteiras compostas por ativos com maior nível de governança corporativa tem o beta mais estável dentro do período analisado. A CNM, que é a carteira composta por ativos com maior nível de governança corporativa obteve o beta menos estável dentre todas as carteiras analisadas.

Tais resultados fornecem suporte à ideia de que a decisão de alocação de recursos de longo prazo objetivando a montagem de carteiras de ações que tenham seu risco sistemático mais estável, conseqüentemente com um maior grau de previsibilidade no que diz respeito ao seu coeficiente beta, baseando-se exclusivamente pelo critério de um maior ou menor nível de governança corporativa, não se provou adequada no período analisado, abrindo oportunidade para estudos futuros com a inclusão de novas variáveis de controle.

Buscando-se aprimorar o estudo de estabilidade do risco sistemático, medido pelo Beta, poder-se-ia utilizar novos fatores de controle, tais como aqueles mencionado e analisados por Fama e French (1992): o tamanho da empresa, seu grau de alavancagem e seu índice *book to market* (relação de seu valor contábil e seu valor de mercado).

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDREWS, D. W. Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica*, Oxford, v. 61, n. 4, p. 1383-1414, Jul. 1993.
- \_\_\_\_\_; PLOBERGER, W. Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Econometrica*, Oxford, v. 62, n. 6, p. 1383-1414, Nov. 1994.
- BREALEY, R. A.; MYERS, S. C. *Principles of corporate finance*. 2nd ed. New York: Irwin-McGraw Hill, 2000.
- CARARETO, E. S. Estimando e avaliando a estabilidade do beta em cinco empresas brasileiras após o Plano Real (1994-2001). *Revista Administração*, Anápolis, n.1, p. 8- 66, 2004.
- CHOW, G. C. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica*, Oxford, v. 28, n. 3, p. 591-605, Jul. 1960.
- CLINEBELL, J. M.; SQUIRES, J. R.; STEVENS, J. L. Investment performance over bull and bear markets: Fabozzi and Francis revisited. *Quarterly Journal of Business and Economics*, Lincoln, v. 32, n. 4, p. 14-25, Autumn, 1993.
- DAMODARAN, A. *Finanças corporativas aplicadas: manual do usuário*. Tradução Jorge Ritter. Porto Alegre: Bookman, 2002.

EKHOLM, A. G.; WILHELMSSON, A. The stability of asymmetric betas. Jan. 2004. SSRN (Social Science Research Network). Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=488624>>. Acesso: 12 out. 2014.

FABOZZI, F. J.; FRANCIS, J. C. Stability Tests for Alphas and Betas over bull and bear markets conditions. *Journal of Finance*, Malden, v. 32, n. 4, p. 1093-1099, Sep. 1977.

\_\_\_\_\_. Beta as a random coefficient. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Seattle, v. 13, n. 1, p. 101-116, Mar. 1978.

FAMÁ, E. F.; FRENCH, K. R. The Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*, Malden, v. 47, n. 2, p. 427-465, June, 1992.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D.C. *Econometria Básica*. Porto Alegre: AMGH, 2011.

LAMEIRA, V. J. As Relações entre governança e risco nas companhias abertas brasileiras. *Revista brasileira de gestão de negócios*, São Paulo, v. 14, n. 42, p. 7-25, jan./mar. 2012.

LEVY, R. A. Beta Coefficients as Predictors of Returns. *Financial Analysts Journal*, Charlottesville, v. 30, n. 1, p. 61-69, Jan./Feb. 1974.

LIMA, R. G. D.; LAURINI, M. P.; MINARDI, A. M. A. F. Teste de estabilidades dos coeficientes betas do mercado acionário brasileiro. 2009. Insper Working Paper WPE: 183/2009.

MALACRIDA, M. J. C.; YAMAMOTO, M. M. Governança corporativa: nível de evidenciação das informações e sua relação com a volatilidade das ações do Ibovespa. *Revista de Contabilidade e Finanças da Universidade de São Paulo*. São Paulo, p. 65-79, Set. 2006. Edição comemorativa.

MONTE, P.A. et al. Existe relação entre Governança Corporativa e volatilidade? Um estudo a partir da formação de carteiras. *Revista Contabilidade Vista & Revista*, Belo Horizonte, v. 21, n. 2, p. 15-44, abr./jun. 2010.

ODABASI, A. Evidence on the stationarity of beta coefficients: the case of Turkey. Bogazici University, Bebek, Istanbul, Turkey. Draft 2000.

SILVEIRA, A. D. M. *Governança corporativa no Brasil e no mundo: teoria e prática*. São Paulo: Elsevier, 2010.

\_\_\_\_\_; BARROS, L. A.; FAMÁ, R. Estrutura de governança e valor nas companhias abertas brasileiras: um estudo empírico. *RAE - Revista de Administração de Empresas*, Rio de Janeiro, v. 43, n. 3, p. 50-64, jul./ago./set. 2003.

TAFAREL, M.; CLEMENTE, A.; PANHOCA, L. Estabilidade do coeficiente beta do setor de energia elétrica. *BASE-Revista de Administração e Contabilidade da UNISINOS*, São Leopoldo, v. 7, n. 3, p. 194-207, jul./set.2010.

TREYNOR, J. L.; MAZUY, K. K. Can Mutual Funds Outguess the Market? *HBR-Mutual Funds*, [S.l.], p.131-136, July-August 1966.