

Variabilidade do Beta em ativos de empresas de controle estatal no mercado de capitais brasileiro, em anos de eleições majoritárias

Variability of Beta in assets of state-controlled companies in the brazilian capital market, in years of statewide elections

Diego Zanatta Maria ¹
Edison Luiz Leismann ²

Resumo

A presente pesquisa objetiva identificar a variação no risco de ativos de empresas estatais listadas no Índice Bovespa (Ibovespa) em anos com eleições majoritárias para Presidente da República comparativamente com anos sem eleições, por meio da variabilidade da média do coeficiente beta (β), variável constituinte do *Capital Asset Pricing Model* (CAPM). Compreendendo a amostra, foram considerados os ativos listados no Índice Bovespa da carteira no período de Setembro a Dezembro de 2014, sendo formada por um total de 70 ativos, sendo 10 controlados pelo Estado, resultando em 6 ativos (BBAS3, PETR3, PETR4, ELET3, CMIG4 e SBSP3) para estudo em razão da ausência de informações relativas ao período em análise. Após os testes paramétricos de Kolmogorov-Smirnov e Shapiro-Wilk, verificou-se que a amostra não apresenta normalidade, sendo utilizado o teste não paramétrico de Kruskal-Wallis para testar a hipótese de que os ativos de empresas controladas pelo Estado não sofrem variação no risco em anos com eleições majoritárias para Presidência da República. Os resultados demonstram que os ativos quando testados em conjunto não apresentam diferença entre a média risco nos períodos em análise, e individualmente apenas o ativo BBAS3 apresentou aumento no risco em anos eleitorais.

Palavras Chave: CAPM; risco político; coeficiente beta; risco.

¹ Bacharel em Administração pela Faculdade Educacional de Dois Vizinhos - UNISEP/FAED, Mestrando em Gestão e Desenvolvimento Regional pela Universidade Estadual do Oeste do Paraná - UNIOESTE, Brasil. Contato: diego@unisep.edu.br

² Bacharel em Administração pela Universidade Estadual do Oeste do Paraná - UNIOESTE, Mestrado em Administração pela Universidade Federal da Paraíba - UFPB, Doutorado em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa, UFV, Pós-Doutorado em Administração pela Universidade Federal de Pernambuco - UFPE. Professor Associado da Universidade Estadual do Oeste do Paraná - UNIOESTE, Brasil. Contato: edison.leismann@unioeste.br

Abstract

This study intended to identify the change in risk assets of state-owned enterprises listed on the Bovespa Index (Ibovespa) in years with majority elections for president compared to years without elections, by means of the average variability of beta coefficient (β), variable constituent of the Capital Asset Pricing Model (CAPM). Understanding the sample, were considered assets listed in the portfolio Bovespa Index in the period September to December 2014, being formed by a total of 70 active, 10 controlled by the state, resulting in 6 assets (BBAS3, PETR3, PETR4, ELET3, CMIG4 e SBSP3) to study due to the lack of information the period under review. After the parametric Kolmogorov-Smirnov and Shapiro-Wilk test, it was found that the sample does not present normality, using the nonparametric Kruskal-Wallis test for the hypothesis that the assets of companies controlled by the state do not suffer variation in risk in years with majority elections for the Presidency. The results demonstrate that active when tested together show no difference between the average risk in reporting periods and only the individual active BBAS3 showed increased risk election years.

Key Words: CAPM; political risk; beta coefficient; risk.

1 INTRODUÇÃO

Trabalhos sobre o impacto das eleições majoritárias para Presidência da República do Brasil no risco de ativos de empresas estatais negociadas na BM&FBOVESPA e consequentemente no retorno exigido para o capital investido, inexistem. Partindo do princípio de que investidores possuem aversão ao risco, torna-se imperativo a realização de pesquisa que verse sobre o tema, identificando ou não tal impacto.

Risco pode ser considerado como uma medida de variância condicional dos retornos de ações, motivando seu estudo por parte dos agentes de mercado (BRANCH; EVANS, 2011). Markowitz (1952) afirma que o risco é demonstrado pela variação dos retornos por meio do desvio padrão. Teoricamente, quanto maior o risco assumido em um investimento, maior será o retorno exigido, ambos sendo variáveis determinantes no preço de uma ação (GITMAN, 2012). Estudo realizado por Sharpe (1964) afirma que existe uma relação linear entre o risco e o retorno esperado de um ativo e esta relação foi comprovada por Fama e Macbeth (1973) por meio da realização de testes empíricos fundamentados em diversos modelos de precificação. Destaca-se para este estudo o risco de mercado e o risco de evento, com foco no risco político inculcido em ambos, sendo que o primeiro afeta o mercado como um todo e o segundo apenas uma classe de ações ou setor.

O coeficiente Beta (β), tem sido interpretado como uma medida de risco, comum a todos os ativos, que encontra justificção como ferramenta de estudos sobre o mercado (BLUME, 1971; FABOZZI; FRANCI, 1978; DAMODARAN, 2011). O risco político, em que a possibilidade de mudança do controle poderá afetar o retorno exigido pelos investidores para o mercado ou um setor econômico, é a variável que hipoteticamente afeta o retorno exigido de empresas estatais, sendo assim, o objetivo deste estudo é testar a hipótese de que a variação do coeficiente β em ativos de empresas estatais tende a ser maior em comparação

com o mercado, compreendendo os anos de 2002 à 2014, contemplando e tendo como ênfase quatro eleições majoritárias para a presidência no Brasil.

Estudos sobre as variações do coeficiente β foram realizados no mercado brasileiro, Ribeiro et al (2014) afirmam em seu estudo sobre os impactos da crise financeira de 2008 no mercado acionário brasileiro, que ocorreram variações em comparação aos períodos pré e pós crise, sendo que o coeficiente β diminuiu após 2008, entretanto, indica que outros estudos realizados por Choudhry (2005) e Maroney, Naka, Wansi (2004) nos mercados asiáticos, constataram que houve aumento do risco no período pós crise, exceto em Taiwan. Leismann, Lagioia e Carmona (2010) estudaram os impactos de 11 crises, também no mercado acionário brasileiro, confrontando entre outros o coeficiente β e os indicadores financeiros de aproximadamente 50 ações listadas no Ibovespa, de 2000 a 2008, concluindo que as variações no β resultante das crises foi significativa, indicando ainda que o comportamento dos investidores ao risco sistêmico refletiu uma expectativa negativa não condizente com a saúde financeira das empresas estudadas.

Mesmo a importância de estudos sobre a variação do coeficiente β no mercado acionário brasileiro terem reflexo neste trabalho, são poucas as pesquisas que consideram a variável política como fonte de mudança no retorno de ativos. Taffarel et al (2008) concluem que o retorno exigido para ações de instituições financeiras com controle estatal e componentes do mercado acionário brasileiro é superior às instituições públicas, ainda que os resultados mostrassem com clareza a conclusão apenas nas ações ordinárias, entretanto, não considera a mudança de governo como fator determinante para alterações no risco de empresas estatais.

No presente estudo, busca-se a existência de diferenças nos níveis de risco medido pelo coeficiente β , que poderia explicar a existência de influência do risco político na tomada de decisão investidores quanto aos ativos de empresas estatais brasileiras, durante os anos em que ocorreram eleições majoritárias para a presidência, através da estimação e variabilidade do coeficiente β anual para o período de 2002 a 2014, utilizando-se de dados obtidos através do *software GrapherOC*, considerando os valores ajustados para dividendos e desdobramento, através da cotação de fechamento diária para cálculo de retorno. Como os testes de normalidade não indicaram que a amostra referente ao período eleitoral fosse normal, optou-se pela realização do teste de Kruskal-Wallis para amostras não paramétricas, quando considerados no todo, indicam a não alteração no risco dos ativos estatais em relação ao período não eleitoral, e quando analisados isoladamente, apenas os ativos ordinários do Banco do Brasil SA apresentaram variabilidade significativa do coeficiente β .

O restante deste trabalho está estruturado da seguinte forma: (ii) revisão bibliográfica sobre as teorias descritivas de risco e retorno, o modelo CAPM e coeficiente β ; (iii) metodologia utilizada na pesquisa; (iv) apresentação e análise dos dados e; (v) considerações finais.

2 REVISÃO DE LITERATURA

O capítulo deste referencial teórico tem por finalidade a transcrição e descrição de conceitos, por meio da revisão de estudos e obras, perquirindo e deslindando sobre a importância da disposição conceitual de risco e retorno na percepção dos investidores, epilogando a pesquisa bibliográfica na declaração do coeficiente β incorporado ao modelo CAPM.

2.1 Risco e Retorno

Os mercados, e principalmente o de capitais, exercem forte influência sobre o desenvolvimento econômico, possibilitando que organizações captem novas fontes de financiamento a um custo reduzido, e possibilitando ainda que poupadores maximizem a rentabilidade de suas aplicações que, devido à sua importância, refletem na decisão do investidor na seleção de ativos em uma carteira (ASSAF NETO, 2010).

A tomada de decisão do investidor está fundamentada, basicamente, em uma expectativa de ganho sobre o montante aplicado em determinado negócio, almejando o maior retorno possível diante de um risco menor (BRUNI; FUENTES; FAMÁ, 1998; GITMAN, 2012). Determinado como avesso ao risco e racional, o investidor vislumbrado pela teoria de eficiência dos mercados tem sido contestado em estudos contemporâneos em razão da assimetria informacional e diferente percepção de risco, porém, a importância dos estudos de Markowitz, Sharpe e Fama são válidos academicamente e essenciais para os estudos sobre finanças e investimentos (CASTRO JÚNIOR; FAMÁ, 2002).

A estimação do retorno é calculada, conforme descrevem Leismann, Lagioia e Carmona (2010), por meio da soma dos fluxos de caixa (dividendos, bonificações, juros sobre capital) recebidos pelo investidor, com a variação do preço dos ativos investidos, podendo existir variação entre os retornos considerando as variáveis de marcação a mercado, (FAMA; FRENCH, 1993). Ressalta-se que não se pode considerar fluxos passados como garantia de fluxos futuros, e à esta variação denomina-se risco (GITMAN, 2012; SANVICENTE E MINARDI, 1999), que pode ser afetado por fatores internos e externos à organização, influenciando o preço do ativo correspondente (MELLAGI FILHO E ISHIKAWA, 2007).

Damodaran (2011) e Markowitz (1952) classificam os riscos em dois grandes grupos, o primeiro é o risco específico, ou seja, variáveis que podem afetar apenas a empresa em análise, sendo este irrelevante para os investidores, considerando que os ativos fazem parte de um portfólio e portanto o risco específico é reduzido quando o capital está alocado em uma carteira diversificada. O segundo grupo representa o risco sistêmico, que afeta todos os ativos de um determinado setor ou mesmo o mercado como um todo, não sendo possível a sua diversificação, como o aumento da taxa de juros, a inflação ou outros riscos macroeconômicos. Dentro do proposto, o risco político é definido como tendo sua origem em fatos como novas eleições, novas políticas econômicas ou até mesmo tomada de poder, refletindo em restrições ao livre fluxo de capitais (DUARTE Jr., 1996).

A mensuração do risco, como citado anteriormente, decorre de um fluxo de caixa descontado somado à diferença entre a aquisição de direitos sobre um ativo no momento do investimento e a entrega desses direitos em determinado momento, através de uma compensação financeira diante do seu valor de mercado atual. Já o risco é mensurado de forma mais complexa, mas que possibilita a utilização de diversas ferramentas, como: 1) análise de cenários, em que são considerados os piores resultados possíveis, resultados prováveis, e os melhores resultados em uma visão otimista, para tanto, o risco é mensurável através da amplitude entre os retornos, sendo esta a diferença entre os piores e melhores resultados, quanto maior a amplitude, maior é o risco do investimento; 2) distribuição de probabilidades, como o próprio nome indica, remete à probabilidade de um evento ocorrer, neste caso o retorno, e quando utilizado para investimentos excludentes em que as probabilidades de um evento ocorrer sejam similares, conjectura-se apoiado a análise de cenários e portanto a amplitude dos retornos para estimação do risco; 3) Desvio-padrão: mede

a dispersão do retorno esperado, quanto menor o desvio-padrão, menor é o risco; 4) Coeficiente de variação: possui a mesma premissa do desvio-padrão, quanto menor é o coeficiente de variação, menor é o risco, sendo mensurado através da relação entre o próprio desvio-padrão e os retornos esperados, (GITMAN, 2012). Outra forma de se mensurar o risco de um ativo é através do coeficiente β , componente do modelo CAPM.

2.2 O modelo CAPM

O *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) proposto por Sharpe (1964) e Lintner (1965), baseando-se no trabalho de Markowitz (1952) sobre portfólios, mas com a inclusão de duas premissas, a primeira referente aos retornos dos ativos de $t - 1$ a t , e a segunda relacionada à existência de um ativo livre de risco, relacionando o risco de um ativo, e o risco e retorno esperados de uma carteira, é o modelo de precificação de ativos mais utilizado academicamente e de simples aplicação, apresentando melhor custo/benefício em relação a modelos mais complexos, sendo o seu cálculo determinado pela soma da taxa livre de risco (T_{lr}) e a multiplicação do Beta (β) pelo Prêmio de Risco da Ação (PRA), que é representado pela diferença entre o retorno do mercado (T_{rm}) subtraído do retorno da taxa livre de risco (DAMODARAN, 2011; POVOA, 2012; SORANCO et al, 2013). O CAPM alterou os estudos sobre ações, deixando-se de lado a análise individual de empresas e partindo para a seleção de ativos como componentes de carteiras, diversificando e reduzindo o risco que incorrem os investidores (FAMA; FRENCH, 2007; JENSEN; BLACK; E SCHOLLES, 1972; SORANCO ET AL, 2013).

A importância do modelo CAPM é visualizada como o primeiro movimento à precificação de ativos, academicamente fundamental para a mensuração do custo de capital próprio de empresas e a análise de carteiras (FAMA; FRENCH, 2007), ainda que sua aplicabilidade seja questionada, a utilização de outros modelos como o testado por Brandão (2013), em que se buscou avaliar a utilização de um modelo híbrido de CAPM unificado ao APT, e o trabalho de Matos (2006), simulando os testes empíricos realizados por Fama e MacBeth (1973) no mercado norte-americano, em que os resultados encontrados confirmaram que os riscos específicos não possuíam robustez para influenciar os resultados esperados de carteiras e ativos, e a relação entre o risco sistemático e o mesmo retorno é comprovada, mas que no mercado brasileiro, a exposição do investidor ao risco de mercado não é um fator de modificação do retorno exigido, não é justificada sua utilização em relação ao custo/benefício comparado ao CAPM (DAMODARAN, 2011; PÓVOA, 2012), ainda que a utilização de metodologias alternativas de CAPM possam ser mais eficazes que o modelo original (MATIAS FILHO, 2006).

Os componentes do modelo são descritos, conforme Damodaran (2012), Póvoa (2012) e Santos (2011), em uma taxa de retorno de um ativo livre de risco, o retorno de uma carteira de mercado, e o coeficiente β . Expresso da seguinte forma:

$$k_s = k_{RF} + \beta(k_{RF} - k_M)$$

Onde:

k_s : Retorno (k) exigido para um determinado Ativo (s);

k_{RF} : Retorno esperado de um ativo livre de risco;

k_M : Retorno esperado do mercado;

β : Coeficiente Beta,;

O ativo livre de risco é definido por Póvoa (2012, p. 186), como a expressão de três premissas básicas: a) inexistência de risco de *default*; b) inexistência de risco de reinvestimento (é a garantia de que no reinvestimento, as condições acordadas no investimento sejam as mesmas); e c) inexistência de oscilação de taxa de juros (a volatilidade dos juros pagos no período de investimento). Presume-se, portanto, que o ativo livre de risco é um ativo de renda fixa. Não obstante à sua importância no modelo, não é objetivo deste trabalho, a definição de qual o ativo livre de risco que melhor se adequa à teoria na utilização do CAPM no mercado brasileiro. Já o retorno de uma carteira de mercado é evidenciado com o cálculo do retorno médio ponderado de todos os ativos que compõem esta carteira (DAMODARAN, 2011; PÓVOA, 2012; SHARPE, 1964), no caso brasileiro, normalmente definida como o retorno do Ibovespa (MATIAS FILHO, 2006; MATOS, 2006; SORANCO ET AL, 2013).

2.3 Coeficiente β

Pode-se entender o coeficiente β como a mensuração do risco de um ativo individual em relação a uma carteira de investimentos, ou índice de mercado (Ibovespa) Soranco *et al* (2013). O período de análise do coeficiente β pode ser determinado em dias, meses ou mesmo em anos, conforme descrevem Leismann, Lagioia e Carmona (2010)

O cálculo do coeficiente β é resultado da variação de um ativo em comparação à carteira de mercado em um momento passado, sendo portanto o retorno esperado deste ativo, e representado da seguinte forma conforme Damodaran (2011) e Ribeiro *et al* (2014):

$$\beta = \frac{Cov(k_s, k_M)}{\sigma_{k_M}^2}$$

Onde:

β : Coeficiente Beta;

$Cov(k_s, k_M)$: Covariância do retorno de um ativo específico em relação ao retorno do índice de mercado em um mesmo período;

$\sigma_{k_M}^2$: Variância do retorno do índice de mercado.

A medição do retorno de um ativo por meio do coeficiente β pode ser classificada de três formas 1) β abaixo de 1 representa que o ativo move-se mais lentamente do que o mercado, independentemente da direção que o mesmo segue, ou seja, de valorização ou desvalorização do índice, denominam-se estes ativos como defensivos; 2) β acima de 1 representa que o ativo move-se mais rapidamente que o mercado, valorizando-se ou se desvalorizando em uma proporção mais elevada que o índice, são os ativos agressivos; 3) O β é igual a 1, nesta situação, o ativo se comporta igualmente ao mercado (DAMODARAN, 2011).

3 METODOLOGIA

Quanto a abordagem do estudo, este é classificado quanto em descritivo, em que se exige a delimitação dos métodos de coleta e análise dos dados, estabelecendo uma relação entre as variáveis, quantitativo quanto ao tratamento dos dados, evitando interferências nos

resultados (ANDRADE, 2002; GIL, 1999; RAUPP E BEUREN, 2003; RICHARDSON, 1999).

A extração de dados referentes ao preço de fechamento das cotações dos ativos listados no índice IBOVESPA, foi realizada com o auxílio do *software GrapherOC*, no período de 28 de Dezembro de 2001 à 26 de Novembro de 2014, compreendendo um período de tempo que contemple quatro anos eleitorais, e com a realização de testes específicos, detectar a variabilidade do coeficiente β em anos com eleições majoritárias

Tabela 1 – Seleção da Amostra

Crítérios	Quantidade	Percentual
Ativos listados no Ibovespa	70	100%
Ativos controlados pelo Estado	10	14,29%
Ativos estatais excluídos	4	5,71%
Amostra Final	6	8,57%

Fonte: Dados da pesquisa.

A Tabela 1 demonstra a seleção da amostra, foram considerados os ativos listados no Índice Bovespa da carteira de Setembro a Dezembro de 2014, contendo um total de 70 ativos, sendo que destes, 10 são controlados pelo Estado, excluindo-se 4 ativos em razão da ausência de informações relativas ao período em análise. Portanto, compuseram a amostra deste estudo, os ativos ordinários do Banco do Brasil SA (BBAS3), controlado pela Secretaria do Tesouro Nacional; os ativos ordinários e preferenciais da Petróleo Brasileiro SA - Petrobras (PETR3 e PETR4, respectivamente) e Centrais Elétricas Brasileiras SA - Eletrobrás (ELET3), ambas empresas sob controle da União Federal; os ativos ordinários da Companhia Energética de Minas Gerais – CEMIG (CMIG4), controlada pelo Estado de Minas Gerais; e os ativos ordinários da Companhia de Saneamento Básico do Estado de São Paulo – SABESP (SBSP3), controlada pela Secretaria da Fazenda do Estado de São Paulo.

A mensuração do risco pode ser concretizada através da variação entre a média dos retornos, em relação à sua variabilidade. Como o risco possui origem em fatores sistemáticos e específicos, e nesta pesquisa o objetivo está relacionado com o risco de um ativo através de comparação com o movimento do mercado, optou-se pela aplicação do coeficiente β para determinar se há variação no risco de ativos controlados pelo Estado, em anos eleitorais (CHOUDHRY, 2005; GITMAN, 2012; MARKOWITZ, 1952; SHARPE, 1964). Desta forma, a hipótese a ser testada é:

H_0 = Não há diferença nos betas (β) de empresas de controle estatal, entre os períodos com eleições para Presidência da República e períodos sem eleições.

A determinação do coeficiente β foi realizada com o auxílio do *software Microsoft® Excel® 2013*, como retorno de mercado foi considerado o Índice Bovespa, sendo realizado o cálculo dos coeficientes β anuais para cada um dos ativos da amostra final, contemplando o período de 28 de Dezembro de 2001 a 26 de Novembro de 2014, constituído em 9 anos sem eleições majoritárias para a Presidência da República e 4 anos com eleições majoritárias para a Presidência da República.

Para a estimação do coeficiente β , utilizou-se modelo proposto e explicitado na revisão bibliográfica:

$$\beta = \frac{Cov(k_s, k_M)}{\sigma_{k_M}^2}$$

Para estimação de k_s e k_M calculou-se utilizando a variação diária de retorno entre os ativos em estudo e o retorno do mercado, considerando-se os retornos do primeiro ao último pregão do respectivo ano, conforme as fórmulas a seguir:

$$k_{s,t} = Ln\left(\frac{P_{s,t}}{P_{s,t-1}}\right) \text{ e } k_{M,t} = Ln\left(\frac{IBOV_t}{IBOV_{t-1}}\right)$$

Onde:

$k_{s,t}$: Retorno diário do ativo;

$k_{M,t}$: Retorno diário do mercado;

Ln : Função logarítmica;

$P_{s,t}$: Preço de fechamento do ativo em t ;

$P_{s,t-1}$: Preço de fechamento do ativo em $t-1$;

$IBOV_t$: Valor de fechamento do IBovespa em t

$IBOV_{t-1}$: Valor de fechamento do IBovespa em $t-1$;

Em um primeiro momento, realizou-se o teste de normalidade através de dois métodos, Kolmogorov-Smirnov com validade para amostras com mais de 50 observações, e o método Shapiro-Wilk para amostras com menos de 50 observações. O objetivo do teste de normalidade, e também do teste de homogeneidade, é determinar se o problema da pesquisa pode ser respondido com a utilização de testes paramétricos, em caso de comprovação da normalidade da amostra, ou com testes não-paramétricos, em que a amostra não é normal.

Tabela 2 – Teste de normalidade da amostra

Teste de Normalidade							
Beta	Ano Eleitoral	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
		Est.	Df	Sig.	Est.	Df	Sig.
	Sim	,186	24	,031	,909	24	,033
Não	,083	54	,200	,984	54	,695	

Fonte: dados da pesquisa.

A Tabela 2 descreve os resultados obtidos do teste, realizado com auxílio do *software* IBM SPSS *Statistics* 19, indicando que os testes de normalidade conforme Kolmogorov-Smirnov (com correção de significância Lilliefors), apresentou como significância (.200) indicando normalidade para os anos em que não há eleições majoritárias para presidência da república, mas rejeitando a hipótese para os períodos em que há eleições (.031). No teste de Shapiro-Wilk, novamente os resultados demonstram normalidade quanto ao período em que não há eleições (.695), e de não-normalidade para o período eleitoral (.033). Portanto, o teste de normalidade indica que a variável “ano eleitoral” não apresenta distribuição normal.

Tabela 3 – Teste de Homogeneidade da amostra

Teste de Homogeneidade					
	Base	Estatística de Levene	Df1	Df2	Sig.
Beta	Em média	2,319	1	76	,132
	Em mediana	0,992	1	76	,322
	Em mediana e com df ajustado	0,992	1	59,050	,323
	Em média aparada	2,016	1	76	,160

Fonte: dados da pesquisa.

O teste de Levene, objetivando analisar a homogeneidade, representado na Tabela 3, indica que a amostra apresenta homogeneidade, pois sua significância é superior à 0,05 tendo como base a média, mediana, a mediana com df ajustado e média aparada, não sendo capaz de rejeitar a hipótese nula da pesquisa. Os resultados obtidos em testes paramétricos indicam que as variáveis estudadas são constituídas por características não paramétricas, optando-se, portanto, para a realização do teste de Kruskal-Wallis, similar ao ANOVA, em que as observações testam se os grupos possuem ou não a mesma distribuição Pestana e Gageiro (2013), e em conformidade com o trabalho desenvolvido por Ribeiro et al (2014), em que se buscou alterações no risco de ativos antes e após a crise financeira de 2008.

4 APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS DADOS

Para testar a hipótese de estudo, utilizou-se o modelo de Kruskal-Wallis, foram coletados dados referentes a cotação de fechamento diária dos ativos do Banco do Brasil SA (BBAS3), da Petróleo Brasileiro SA - Petrobras (PETR3 e PETR4), da Centrais Elétricas Brasileiras SA - Eletrobrás (ELET3), os ativos da Companhia Energética de Minas Gerais – CEMIG (CMIG4), e os ativos da Companhia de Saneamento Básico do Estado de São Paulo – SABESP (SBSP3). Em análise, com auxílio do *software GrapherOC*, contemplando o período de 28 de Dezembro de 2001 à 26 de Novembro de 2014, com cálculo do coeficiente β anual demonstrado na Tabela 4 e realizado por meio do *software Microsoft® Excel® 2013*.

Considerando todos os ativos e os dados da Tabela 4, a média do coeficiente β em anos com eleições é de 1,0523 e de anos sem eleições 0,9032, a mediana é de 0,9546 para anos eleitorais, e de 0,8972 para anos não eleitorais, e o desvio padrão para anos eleitorais é 0,3592 e de 0,2599 para anos sem eleições. Quando não há a diferenciação entre os períodos, o coeficiente β dos ativos apresenta uma média de 0,9491 e um desvio padrão de 0,2997. Comparando a análise descritiva da amostra com e sem diferenciação em relação ao período eleitoral, constata-se que tanto a média quanto o desvio padrão em anos eleitorais é superior se comparado ao período não eleitoral e mesmo quando não há a diferenciação entre os anos. O Teste de Kruskal-Wallis visa estabelecer a significância da variação do coeficiente β bem como a diferença através de comparações múltiplas.

Tabela 4 – Cálculo do coeficiente β anual

Variabilidade do Beta em ativos de empresas de controle estatal no mercado de capitais brasileiro, em anos de eleições majoritárias

Coeficiente β ano a ano por ativo						
Ano	BBAS3	PETR3	PETR4	ELET3	CMIG4	SBSP3
2014	1,5341	1,8277	1,9398	1,5434	0,9566	0,7807
2013	0,7050	1,2891	1,1549	1,3728	0,7073	0,7407
2012	0,9822	1,2155	1,1963	0,4919	0,3884	0,4715
2011	0,9471	0,9848	0,9229	0,6958	0,4916	0,6484
2010	0,9273	0,9298	0,9642	0,6720	0,4314	0,7189
2009	0,8935	1,0554	0,9733	0,4978	0,4353	0,7621
2008	1,1113	1,1022	1,0795	0,7314	0,6001	0,9061
2007	0,9507	0,9543	0,9961	0,9009	0,8084	0,7440
2006	1,1330	0,9246	0,9527	1,3039	0,9971	0,7795
2005	0,8479	0,7493	0,8322	1,3137	1,0512	0,8554
2004	0,9944	0,7993	0,8359	1,4697	1,2339	0,9412
2003	0,7866	0,7964	0,7875	1,5687	1,1628	0,8426
2002	1,1324	0,8426	0,8196	1,1541	1,1510	0,8405

Fonte: dados da pesquisa.

Contemplando os dados apresentados na Tabela 5, quando testados de forma conjunta os ativos e comparados com relação aos anos em que há eleições, a significância do teste apresentou como resultado o valor de 0,1242 e portanto não havendo variação efetiva do coeficiente β , ainda na comparação múltipla realizada pelo teste, a diferença observada ficou abaixo da diferença crítica, resultando também na conclusão de que a variabilidade do coeficiente β não é relevante, indicando que não há aumento do risco para ativos estatais em anos eleitorais.

Tabela 5 – Resultado da aplicação do Teste de Kruskal-Wallis

Teste de Kruskal-Wallis					
Ativo	Chi-Square	Sig.	Comparações Múltiplas		
			Dif. Obs.	Dif. Cri.	Diferença
TODOS	2,3633	0,1242	8,5463	10,8959	Não
BBAS3	4,0238	0,0448	4,6944	4,5868	Sim
PETR3	0,0000	1,0000	0,0000	4,5868	Não
PETR4	0,0000	1,0000	0,0000	4,5868	Não
ELET3	0,0952	0,7576	0,7222	4,5868	Não
CMIG4	0,0952	0,7576	0,7222	4,5868	Não
SBSP3	0,0238	0,8770	0,3611	4,5868	Não

Fonte: dados da pesquisa.

Quando os ativos são analisados individualmente na comparação entre o período eleitoral e o não eleitoral, conclui-se que apenas o ativo BBAS3 apresenta dados em que se há

comprovadamente, por meio da realização do teste de Kruskal-Wallis, variação significativa no risco do ativo da empresa em anos eleitorais, tanto pela significância de 0,0448 quanto pela diferença observada (4,6944) ser maior que a diferença crítica (4,5868).

Os resultados para os demais ativos, os resultados apresentados na realização do teste de Kruskal-Wallis, não demonstram variação significativa no risco dos ativos, considerando a significância, sendo de 1,0000 para PETR3 e PETR4, 0,7576 para os ativos ELET3 e CMIG4, e 0,8770 para SBSP3. A diferença observada por meio das comparações múltiplas também não indica diferença entre o risco medido em período eleitoral, se comparado ao período não eleitoral.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A presente pesquisa, visando a identificação de variação no risco de ativos de empresas estatais listadas no Índice Bovespa, por meio da variabilidade do coeficiente β nos períodos em que há eleições majoritárias para a Presidência da República Federativa do Brasil comparativamente ao período em que elas não ocorrem. Tendo como amostra estuda os ativos de empresas estatais, BBAS3, PETR3, PETR4, ELET3, CMIG4 e SBSP3, enquadrados nos critérios da pesquisa, e após os testes paramétricos não indicarem a normalidade da amostra, optou-se pela realização do teste Kruskal-Wallis para dados não paramétricos, em conformidade com o estudo realizado por Ribeiro et al (2014), como método de teste para a hipótese levantada.

Quando testados de forma conjunta os ativos e comparados com relação aos anos em que há eleições, o teste apresentou como resultado a não variação significativa do coeficiente β , ainda quanto ao teste de Kruskal-Wallis, quando realizada a comparação múltipla entre os períodos, a diferença observada ficou abaixo da diferença crítica, resultando também na conclusão de que não há variação significativa do risco para ativos estatais em anos eleitorais. Quando analisados individualmente, apenas o ativo BBAS3 apresenta dados em que se há comprovadamente variação no risco do ativo da empresa em anos eleitorais, todos os demais ativos não apresentam dados que rejeitem a hipótese.

Considerando que esta pesquisa comparou a variabilidade do coeficiente β como indicador de risco em períodos eleitorais e não eleitorais de ativos estatais listados no Ibovespa, e que o risco político é apenas uma das variáveis que podem afetar o retorno exigido, sugere-se que novos estudos possam apreciar os resultados presentes nesta pesquisa em conjunto com outros fatores de alteração no risco estimado de ativos, bem como a inclusão de outras empresas de capital misto não listadas no Índice Bovespa, pode ainda alterar a mensuração do β anual para outra medida de tempo menor, e que consiga captar com maior precisão as complexas variações que ocorram momentaneamente.

REFERÊNCIAS

ANDRADE, Maria Margarida de. **Como preparar trabalhos para cursos de pós-graduação: noções práticas**. 5. ed. São Paulo: Atlas, 2002.

ASSAF NETO, Alexandre. **Mercado Financeiro**. 9. ed. São Paulo: Atlas, 2009.

- BLUME, Marshall E. On the assessment of risk. *The Journal of Finance*, v. 26, n. 1, p. 1-10, 1971.
- BRANCH, William A.; EVANS, George W. Learning about risk and return: A simple model of bubbles and crashes. **American Economic Journal: Macroeconomics**, v. 3, n. 3, p. 159-191, 2011.
- BRANDÃO, C. S. **Desempenho dos modelos APT e CAPM no mercado acionário brasileiro**. 2013. 82f.. Dissertação (Mestrado em Engenharia da Produção) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro.
- BRUNI, Adriano Leal; FUENTES, Júnio; FAMÁ, Rubens. A moderna teoria de portfólios e a contribuição dos mercados latinos na otimização da relação risco versus retorno de carteiras internacionais: evidências empíricas recentes (1996-1997). **III Semead**, 1998.
- CASTRO JÚNIOR, Francisco HF; FAMÁ, Rubens. As novas finanças ea teoria comportamental no contexto da tomada de decisão sobre investimentos. **Caderno de pesquisas em administração**, São Paulo, v. 9, n. 2, p. 25-35, 2002.
- CHOUDHRY, Taufiq. Time-varying beta and the Asian financial crisis: Evidence from Malaysian and Taiwanese firms. **Pacific-Basin Finance Journal**, v.13. p. 93– 118, 2005.
- DAMODARAN, Aswath. **The little book of valuation: how to value a company, pick a stock and profit**. John Wiley & Sons, 2011.
- DUARTE JR., A. M. (1996). Risco: definições, tipos, medição e recomendações para seu gerenciamento. **Resenha BM&F**, Nº 114, pp. 25 – 33, 1996.
- FABOZZI, Frank J.; FRANCIS, Jack Clark. Beta as a random coefficient. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 13, n. 01, p. 101-116, 1978.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, v. 33, n. 1, p. 3-56, 1993.
- FAMA, Eugene F.; FRENCH, Kenneth R. O modelo de precificação de ativos de capital: teoria e evidências. **Revista de Administração de Empresas**, v. 47, n. 2, p. 103-118, 2007.
- FAMA, Eugene F.; MACBETH, James D. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. **The Journal of Political Economy**, p. 607-636, 1973.
- GIL, Antônio Carlos. **Métodos e técnicas de pesquisa social**. 5. ed. São Paulo: Atlas, 1999.
- GITMAN, L. J. **Princípios de administração financeira**. 12. ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2012.
- JENSEN, Michael C.; BLACK, Fischer; SCHOLES, Myron S. **The capital asset pricing model: Some empirical tests**. 1972.
- LEISMANN, Edison Luiz; LAGIOIA, Umbelina Cravo Teixeira; CARMONA, Charles Ulises de Montreuil. Análise da efetividade dos indicadores financeiros na explicação das oscilações nas 11 crises do mercado acionário do Brasil no período 2000/2008. **Revista ADMpg Gestão Estratégica**, v. 3, n. 1, p. 100-110, 2010.
- MARKOWITZ, Harry. Portfolio selection. **The Journal of Finance**, v. 7, n. 1, p. 77-91, 1952.
- MATIAS FILHO, José. **Estudo empírico sobre metodologias alternativas de aplicação do CAPM no mercado de ações brasileiro**. 2006. 100f. Dissertação (Mestrado em Administração de Empresas) - Faculdade de Ciências Econômicas, Contábeis e Administrativas, Universidade Presbiteriana Mackenzie, São Paulo.

MATOS, Fabrini Oliveira. **Evidência empírica do modelo CAPM para o Brasil**. 2006. 48f. Dissertação (mestrado profissional) - Programa de Pós-Graduação em Economia, CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza-CE, 2006.

MELLAGI FILHO, Armando; ISHIKAWA, Sérgio. **Mercado financeiro e de capitais**. 2.ed. São Paulo: Atlas, 2007.

PESTANA, Maria Helena; GAGEIRO, João Nunes. **Análise de dados para ciências sociais: a complementaridade do SPSS**. 2003.

PÓVOA, A. **Valuation: como precificar ações**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2012.

RAUPP, Fabiano Maury; BEUREN, Ilse Maria. Metodologia da pesquisa aplicável às ciências sociais. **Como elaborar trabalhos monográficos em contabilidade: teoria e prática**, v. 3, p. 76-97, 2003.

RIBEIRO, Flávio et al. Impactos da crise financeira de 2008: Um estudo sobre as variações do coeficiente beta no mercado de capitais brasileiro. **Revista Capital Científico-Eletrônica (RCCe)**, v. 12, n. 1, p. 27-41, 2014.

RICHARDSON, Roberto Jarry. **Pesquisa social: métodos e técnicas**. 3. ed. São Paulo: Atlas, 1999.

SANTOS, J. O. **Valuation: um guia prático: metodologias e técnicas para análise de investimentos e determinação do valor financeiro de empresas**. São Paulo: Saraiva, 2011.

SANVICENTE, Antônio Zoratto; MINARDI, A. M. A. F. Problemas de estimação do custo de capital no Brasil. **São Paulo: Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais (IBEMEC)**, 1999.

SHARPE, William F. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk*. **The journal of finance**, v. 19, n. 3, p. 425-442, 1964.

SORANCO, D. et al. Precificação de ativo baseado no modelo Capital Asset Pricing Model (CAPM). **Pensar Contábil**, Rio de Janeiro, v. 15, n. 58, p. 24-31, set./dez. de 2013.

TAFFAREL, Marinês et al. Risco das ações de instituições financeiras estatais e privadas do segmento bancário brasileiro. **Revista ADMpg (Impresso)**, v. 1, p. 91-97, 2008.