

Análise do Valor de Mercado das Companhias de Capital Aberto Brasileiras no Período de 2002 a 2011

KARINA DA SILVA CARVALHO
Universidade Federal de Pernambuco
karina.carvalhoadm@gmail.com

CAROLINA MAGDA DA SILVA ROMA
Universidade Federal de Minas Gerais
carolina.magda.adm@gmail.com

MARCOS ROBERTO GOIS DE OLIVEIRA
Universidade Federal de Pernambuco
mrgois@hotmail.com

JEVUKS MATHEUS DE ARAUJO
Universidade Federal Rural de Pernambuco
jevuks@gmail.com

1 INTRODUÇÃO

De acordo com Cupertino e Lustosa (2006) uma das grandes demandas das pesquisas em finanças se relaciona com a avaliação de ativos. Muitas metodologias podem ser utilizadas para mensuração de um ativo, dentre elas, Damodaran (2009, p. 337) avalia que “o modelo básico para avaliar o patrimônio líquido é o de desconto de dividendos – o valor de uma ação é o valor presente dos dividendos que se espera que ela gere”.

A partir do Método de Desconto de Dividendos – MDD, Ohlson (1995) desenvolveu um modelo de avaliação que se baseia em informações contábeis e em uma Dinâmica de Informações Lineares – DIL. Desde a década de 90, que aumentou o interesse dos pesquisadores em relacionar as informações fornecidas pela contabilidade e o valor das empresas. Ohlson (1995) forneceu uma grande contribuição no momento em que resgata o interesse do meio acadêmico para esta relação, como também reacende a importância do lucro residual no processo de avaliação.

Este trabalho utilizou o Modelo de Ohlson (1995) com a inserção de uma variável *dummy*, para verificar como os anos de 2002 a 2011 influenciaram o valor de mercado das companhias listadas na Bolsa de Valores Mercadorias e Futuros – BM&F BOVESPA. Acredita-se que a formação de preço dos ativos financeiros está relacionada com a capacidade de geração de fluxo de caixa dentro da atividade econômica real. Assim, os ativos financeiros devem refletir os resultados operacionais e financeiros das empresas na economia real onde estão inseridas. Tal nível de atividade guarda uma relação intrínseca com o período de tempo analisado.

A influência das variáveis macroeconômicas nos ativos financeiros não se forma homogeneamente, já que é um resultado das particularidades de cada setor e também das expectativas que os investidores têm em relação ao impacto das mudanças do ambiente econômico dentro dos negócios relacionados aos ativos. De acordo com Gençay e Gradojevic (2010) cada participante do mercado age de forma independente, de acordo com suas próprias crenças, havendo desta forma uma dispersão de expectativas.

Segundo Dumas, Kurshev e Uppal (2009) o agrupamento de expectativas de uma subpopulação de investidores provoca excesso de volatilidade no mercado onde tais investidores atuam e a depender da magnitude e importância do mercado há a possibilidade de contágio em outros mercados. Trabalhos como o de Shamsuddin e Kim (2003), Panetta (2002) e Grôppo (2006) documentam a relação entre os preços e retornos dos ativos e o nível de atividade econômica e/ou as variáveis da política econômica.

Desta forma, no intuito de analisar esta influência foi criada a variável *dummy* ano para captar o efeito destas variáveis macroeconômicas no valor de mercado das companhias selecionadas. Com isso, tentou-se explicar o comportamento do valor das empresas, por meio de informações da econômicas-financeiras no período de tempo que foi realizada a pesquisa. Informa-se que não foram escolhidas variáveis macroeconômicas específicas, já que o ano traz consigo uma relação com os principais acontecimentos econômicos de um país.

Diante do que foi analisado, este artigo objetiva analisar a influência que os anos de 2002 a 2011 tiveram sobre o valor de mercado das companhias listadas na Bolsa de Valores Mercadorias e Futuros – BM&F BOVESPA. A importância do tema consiste em tentar relacionar um modelo de avaliação formulado a partir de informações contábeis e uma variável *dummy*, que representa informações macroeconômicas. Com base nas pesquisas realizadas parece não haver outros estudos que fizeram estas análises com a utilização do Modelo de Ohlson (1995).

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 MODELO DE OHLSON

Ohlson (1995, p. 661) se baseou no seguinte questionamento para o desenvolvimento do seu modelo: “é possível delinear uma teoria coesiva do valor de uma firma sustentada pela relação de lucro limpo, no intuito de se se identificar um papel claro para cada uma das três variáveis, quais sejam o lucro, o valor contábil do Patrimônio Líquido e os dividendos?”

Para solucionar esta pergunta de pesquisa, Ohlson (1995) estabeleceu três pressupostos básicos para a criação do seu modelo de avaliação. O primeiro pressuposto avalia que o Modelo foi derivado do Método de Desconto de Dividendos, por tal metodologia os dividendos esperados são trazidos a valor presente por uma taxa livre de risco, conforme Equação 1 que segue:

$$P_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} R_f^{-\tau} E_t[d_{t+\tau}] \quad (1)$$

Onde:

P_t = Valor de mercado, ou preço, do patrimônio da empresa na data t ;

$d_{t+\tau}$ = Dividendo líquido que será pago na data t ;

$R_f^{-\tau}$ = Taxa livre de risco mais 1, usada como taxa de desconto para valor presente;

$E_t[d_{t+\tau}]$ = Operador do valor esperado, condicionado pelas informações na data t .

Com o 2º pressuposto Ohlson (1995, p. 663) entende-se que “os dados contábeis e os dividendos satisfazem à relação de lucro limpo, e ainda, os dividendos reduzem o valor contábil do Patrimônio Líquido sem afetar o lucro atual”. A relação de “lucro limpo” ou *Clean Surplus Relation* – CSR, segundo Cupertino e Lustosa (2006), se baseia na prerrogativa que todas as variações patrimoniais devem transitar pelas contas de resultado.

Por último, o terceiro pressuposto, traz a principal inovação do Modelo de Ohlson (1995) que é relacionar as informações contábeis com uma Dinâmica de Informações Lineares – DIL, ou seja, um modelo linear do comportamento estocástico das séries temporais dos lucros anormais, sendo feita por uma modelagem auto-regressiva.

A partir do Método de Descontos de Dividendos, Equação 1, o Modelo de Ohlson foi formulado. Desta forma, ao MDD, que também é o 1º pressuposto do Modelo de Ohlson, incorporou-se a relação de “lucro líquido” ou CSR, 2º pressuposto, onde o patrimônio líquido atual é igual ao patrimônio líquido do período anterior, adicionado dos lucros atuais menos os dividendos pagos, Equação 2:

$$y_t = y_{t-1} + x_t - d_t. \quad (2)$$

Onde:

y_t = Patrimônio Líquido Atual;

y_{t-1} = Patrimônio Líquido do período $t - 1$;

d_t = Dividendos do Período Atual;

x_t = Lucros Atuais.

Para o cálculo dos lucros anormais que é requerido no Modelo de Ohlson, deve-se usar a Equação 3:

$$x_t^a \equiv x_t - (R_f - 1)y_{t-1} \quad (3)$$

Onde:

x_t^a = Lucros anormais no período t;

R_f = Retorno do Ativo Livre de Risco.

Logo após, é necessário substituir as Equações 2 e 3 no Modelo de Desconto de Dividendos (Equação 1) para chegar na Equação 4:

$$P_t = y_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} R_f E_t[\tilde{x}_{t+\tau}^a] \quad (4)$$

A grande contribuição do Modelo de Ohlson foi assumir que $\{\tilde{x}_t^a\}_{t \geq 1}$ satisfaz o processo estocástico, a seguir:

$$\tilde{x}_{t+1}^a = \omega x_t^a + v_t + \tilde{\varepsilon}_{1,t+1} \quad (5)$$

$$\tilde{v}_{t+1} = \gamma v_t + \tilde{\varepsilon}_{2,t+1} \quad (6)$$

De acordo com os pressupostos do Modelo de Ohlson (1995), os lucros anormais do período seguinte (\tilde{x}_{t+1}^a) e o vetor de outras informações (\tilde{v}_{t+1}) sobre os lucros anormais obedecem a um processo autorregressivo como pode ser observado nas Equações 5 e 6. Nestes casos, os termos de erros, $\varepsilon_{1\tau}, \varepsilon_{2\tau}, \tau \geq 1$, são imprevisíveis, têm média zero e variáveis, isto é, $E_t[\tilde{\varepsilon}_{k,t+\tau}] = 0, k = 1, 2$ e $\tau \geq 1$. Estes erros são originados dos choques dos processos autorregressivos, o erro 1 ($\tilde{\varepsilon}_{1,t+1}$) relaciona-se com os lucros anormais e o erro 2 ($\tilde{\varepsilon}_{2,t+1}$) com o vetor de outras informações sobre os lucros anormais. Já o ω e o γ são dois parâmetros escalares com valores estabelecidos entre 0 e 1 (zero e um).

“Os parâmetros do processo, ω e γ , são fixos e “conhecidos”. Nós restringimos estes parâmetros para que não sejam negativos e menores que 1. A última condição implica que as médias incondicionais de x_t^a and v_t , sejam zero” (OHLSON, 1995, p. 668). Nesta citação do artigo são ditas as peculiaridades impostas aos parâmetros de persistência ω e γ , que se referem aos lucros anormais.

Ohlson (1995) afirma que o terceiro pressuposto não impõe restrições sobre as variâncias e covariâncias dos termos de perturbação. Por exemplo, as variâncias podem seguir um processo heterocedástico.

Desta forma, o Modelo pôde ser escrito com base na seguinte equação:

$$P_t = y_t + a_1 x_t^a + a_2 v_t \quad (7)$$

Onde:

$$a_1 = \frac{\omega}{R_f - \omega} \geq 0$$

$$a_2 = \frac{R_f}{(R_f - \omega)(R_f - \gamma)} > 0$$

A partir da Equação 7 visualiza-se que o valor de um ativo é igual ao valor do seu patrimônio mais a persistência dos lucros anormais e do vetor de outras informações sobre os lucros anormais. Já os coeficientes a_1 e a_2 estão relacionados com os parâmetros de persistência ω e γ , contudo Ohlson (1995, p. 686) não informa critérios para obter tais parâmetros, limita-se apenas a dizer que o meio econômico e os princípios contábeis da empresa determinam os parâmetros exógenos ω e γ .

2.2 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

Lo e Lys (2000) avaliaram no seu artigo que o trabalho de Ohlson (1995) e Feltham e Ohlson (1995) tiveram uma grande relevância para pesquisa contábil na década de 1990. Na primeira parte do estudo foi discutida esta estrutura de avaliação e suas principais características e perceberam que a maioria das análises usavam apenas a metodologia *Residual Income Valuation* (RIV) ou Análise pelo Lucro Residual (ALR) sem a Dinâmica de Informações Lineares (DIL), que foi a principal contribuição de Feltham e Ohlson (1995). Desta forma, poucos pesquisadores testaram adequadamente a validade empírica da metodologia de avaliação.

No entanto, mesmo em função da execução inadequada dos testes e a falta de suporte empírico para o Modelo de Ohlson não são razões suficientes para abandoná-lo. O modelo foi desenvolvido no contexto de mercados de capitais perfeitos, e por isso não é para ser completamente testado no mundo real (LO; LYS, p. 40).

Os pesquisadores concluíram que existiam muitas oportunidades de refinar o referencial teórico e testar a validade empírica deste modelo de valoração.

Lopes (2001) analisou a importância exercida pelas informações fornecidas pela contabilidade no valor das companhias listadas na BOVESPA, no período de 1995 e 1999. Este trabalho pode ser considerado como um dos pioneiros no Brasil sobre o Modelo de avaliação de Ohlson. O pesquisador constatou que as informações contábeis são mais expressivas do que os dividendos para mensurar ativos e o que valor patrimonial possui maior poder explicativo sobre os preços do que lucros.

Cupertino (2003) e Cupertino e Lustosa (2005) verificaram a relevância prática do modelo através de comparações com outras pesquisas e chegou-se a algumas conclusões: o Modelo de Ohlson (MO) é válido, contudo sua aplicabilidade e testabilidade são restritas; o comportamento linear dos fatos, pode não ser observado no processo auto-regressivo do modelo; a não utilização do vetor de outras informações (v_t) reduz o poder explicativo do MO; o poder do patrimônio líquido para avaliação de empresas é reduzido pela consistência interna do MO; e na função de avaliação a importância dos números contábeis não é decisiva.

Galdi, Teixeira e Lopes (2008) investigou se existia diferença estatisticamente significativa entre o valor estimado de uma empresa pelo Modelo de Fluxo de Caixa Descontado e pelo Modelo de Ohlson, através das projeções dos analistas financeiros para empresas no Brasil. Ademais o estudo analisou qual dos modelos explicava melhor a relação preço/valor patrimonial (P/B) de uma firma em períodos futuros. Os principais resultados mostraram que (1) há diferenças estatisticamente significantes para o valor estimado das empresas pelo fluxo de caixa descontado e pelo modelo de Ohlson (RIV) e (2) “os índices P/B, calculados a partir das estimativas dos analistas (que utilizam o DCF), apresentam maior poder explicativo dos índices P/B futuros da empresa do que as estimativas do índice P/B feitas pelo modelo de Ohlson (RIV)” (GALDI, TEIXEIRA E LOPES, p. 31, 2008).

Viu-se que Guimarães (2010), usou o Modelo de Ohlson (1995) para verificar se no longo prazo foi alterado o valor de uma organização que participa ou participou do Índice de Sustentabilidade Empresarial – ISE. Para tanto a sua amostra foi composta por 646 empresas listadas na BM&FBOVESPA no período de 1999 a 2009. Usando a técnica de regressão de dados em painel, constatou-se que a relação imposta na pesquisa não foi estatisticamente comprovada.

Já Cioffi e Famá (2010) testaram o efeito da sinalização de dividendos na precificação de ativos, através do Modelo de Ohlson (1995). Os dados foram compostos por empresas abertas da BM&FBOVESPA no período de 1997 a 2007, sendo retirados da análise os anos 2008 e 2009, já que representavam distorções devido à crise financeira. Os resultados confirmaram estudos internacionais que mostram o impacto positivo dos dividendos no valor

de empresas. “Entretanto, este resultado positivo não pôde ser atribuído ao efeito da sinalização de lucratividade futura” (CIOFFI E FAMÁ, 2010, p. 1).

No caso de Werneck et al. (2010) formaram duas carteiras de empresas listadas na BM&FBOVESPA, sendo uma estabelecida conforme o Modelo de Ohlson (1995) e a outra de acordo com a metodologia R_Score de Piotroski. O período de realização de estudo compreendeu os anos de 1994 a 2006, através de testes de média e mediana, os autores verificaram se para um e dois anos, após a criação das mesmas, houve desempenhos diferentes entre as carteiras. Confirmou-se que o portfolio de Ohlson para os dois anos obteve um desempenho superior ao de Piotroski.

Os pesquisadores Valdés e Vázquez (2010) fizeram um estudo, através de métodos de cointegração, para investigar a relação entre as variáveis do modelo de Ohlson (preço das ações, o lucro por ação e o valor patrimonial), com dados em painel. As empresas estudadas foram dos setores econômicos de Alimentos & Bebidas, Comércio e Construção listadas na Bolsa de Valores do México, no período de 1997 a 2008. Verificou-se que as variáveis do modelo não são cointegradas para o setor de construção, porém são para os outros dois setores analisados.

Ribeiro, Menezes Neto e Bone (2011) desenvolveram um trabalho usando o Modelo de Ohlson e as empresas listadas na NYMEX (*New York Mercantile Exchange*). Os autores relataram que os resultados revelam que as reservas correlacionam-se positivamente com o preço de mercado das empresas. Além disso, eles perceberam que caso exista um aumento das reservas sem um respectivo acréscimo nos lucros ou patrimônio líquido o mercado reagirá com redução de preços das ações “Por fim, o uso de múltiplos pode ser considerado ineficiente para a avaliação deste tipo de empresas, pois a relação entre lucros ou PL e preço da ação não parece proporcional” (RIBEIRO, MENEZES NETO E BONE, 2011, p. 549).

Gallo (2012) realizou um estudo com 11 (onze) empresas listadas na BM&FBOVESPA, no período de janeiro de 2000 a março de 2007, perfazendo 300 observações financeiras. O autor buscou verificar a validade da metodologia de Ohlson (1995), com algumas modificações propostas por Feltham (1995) e por Ota (2002), no mercado brasileiro. O autor avaliou noventa e um modelos de equações lineares (LIM), com base no Modelo de Ohlson (MO). Os resultados deste estudo rejeitaram a hipótese de aplicação do (MO) para a avaliação das empresas brasileiras, especialmente em momentos de elevado crescimento, já que apenas 14 equações LIM apresentaram parâmetros significativos.

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

3.1 PROCEDIMENTOS DE COLETA E VARIÁVEIS DO ESTUDO

Por meio da base de dados Economática, no mês de setembro de 2012, foram feitos os procedimentos de coleta de dados e o período de tempo do estudo compreendeu os anos de 2002 a 2011. A regressão com dados em painel, que faz uma combinação de *cross-section* (corte transversal) com *time series* (série temporal), foi utilizada para fazer as estimações dos modelos testados.

As variáveis que formavam os modelos testados podem ser visualizadas no Quadro 1:

Quadro 1 – Variáveis do estudo

Tipo de Variável	Nome da variável	Descrição
Variável dependente	Valor da empresa	Logaritmo do valor de mercado das empresas nos anos de 2002 a 2011.
Variáveis independentes	Valor contábil do patrimônio líquido (y_t)	Logaritmo do valor contábil do PL, calculado pela Equação ($y_{t-1} = y_t - d_t + x_t$).
	Lucros Anormais (x_t^a)	Logaritmo do valor dos Lucros Anormais, calculado pela Equação ($x_t^a \equiv x_t - (R_f - 1)y_{t-1}$).
	Variável <i>Dummy</i>	A variável <i>Dummy</i> representou os anos de 2002 a 2011.

Fonte: Autoria própria, 2013.

De acordo com as variáveis de pesquisa expostas a função de avaliação de empresas proposta foi escrita:

$$\text{Log}(VE)_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Log}y_t + \beta_2 \text{Log}x_t^a + \beta_3 D_{ano} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

Onde:

VE = Valor da Empresa;

y_t = Valor Contábil do Patrimônio Líquido;

x_t^a = Lucros Anormais;

D_{ano} = Variável *Dummy* ano;

ε_{it} = Termo de Erro.

Sendo que o “i representa a i-ésima unidade de corte transversal e t o t-ésimo período de tempo”, Gujarati (2006, p. 516).

3.2 HIPÓTESES DE PESQUISA E OBJETO DE ESTUDO

As hipóteses testadas neste artigo foram as seguintes:

- H_{01} = As variáveis do Modelo de Ohlson não tiveram significância estatística em conjunto com a variável *dummy* ano em todos os casos pesquisados;
- H_{02} = Não houve influência estatisticamente significativa da variável *dummy* ano no valor de mercado das companhias listadas nos diversos setores da BM&F Bovespa no período de 2002 a 2011.

O objeto de estudo foram todas as companhias listadas na Bolsa de Valores Mercadorias e Futuros de São Paulo – BM&F BOVESPA. Já a amostra foi composta por empresas que possuíam Patrimônio Líquido positivo, pois segundo Cupertino (2003), Lopes, Santana e Costa (2007) e Guimarães (2010), um PL negativo não respeita o “lucro limpo” (CSR) requerido pelo Modelo de Ohlson (1995). Formaram também a amostra organizações que tinham dados de valor de mercado nos anos que o estudo foi desenvolvido e empresas que estavam sendo negociadas no ano de 2011, mesmo que não tivessem participado desde o ano 2002.

3.3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

3.3.1 Estimações

O software STATA foi utilizado para estimar os modelos deste trabalho, as estimações foram feitas através da técnica de regressão com dados em painel, já que a natureza dos dados, desbalanceados e painel curto, requeria este tipo de análise. Os coeficientes das regressões foram calculados em forma de logaritmo do valor de mercado da empresa, do Patrimônio Líquido e dos Lucros Anormais, no intuito de facilitar a interpretação dos resultados.

3.3.2 Organização dos Dados

Os dados foram primeiramente organizados no Excel® e distribuíram-se as variáveis nas colunas da seguinte forma: valor da empresa, valor contábil do patrimônio líquido e lucros anormais. Cada empresa recebeu uma identificação numérica que varia de 1 a 295 (quantidade total de empresas que participaram do estudo).

Logo após, as empresas foram divididas por setores, conforme a classificação da base de dados Econômica. Ressalta-se que alguns setores foram agrupados, pois havia poucas observações em cada um deles separadamente. O setor de Fundos foi agrupado ao setor de Finanças e Seguros, pois só existia uma única observação no setor de Fundos, já o de Mineração uniu-se ao de Minerais Não Metálicos, no intuito de aumentar a quantidade de observações. No Quadro 2 que segue podem ser visualizados os setores analisados da presente pesquisa.

Quadro 2 – Setores da BM&FBOVESPA, de acordo com o Econômica

Nº	SETORES	Nº	SETORES
1	Dados Gerais	11	Máquinas Industriais
2	Veículos e Peças	12	Mineração e Minerais Não Metálicos
3	Transportes e Serviços	13	Petróleo e Gás
4	Têxtil	14	Fundos, Finanças e Seguros
5	Telecomunicações	15	Energia Elétrica
6	Software e Dados	16	Eletroeletrônicos
7	Siderurgia e Metalurgia	17	Construção
8	Química	18	Comércio
9	Papel e Celulose	19	Alimentos e Bebidas
10	Outros	20	Agro e Pesca

Fonte: Banco de Dados Econômica (2012).

3.3.3 Declaração dos Dados no Software

Depois da organização dos dados os mesmos foram inseridos no *software* e declarados. Este procedimento é realizado no momento em que programa-se o STATA 10.0 para fazer suas análises a partir da regressão com dados em painel, sendo assim indicou-se a variável que representava à série de tempo e a referente ao corte transversal, neste caso os anos (2002 a 2011) e as empresas (295), respectivamente. Sendo esta última representada no *software* pelo comando *id*.

3.3.4 Técnicas de Estimação

Neste artigo, usou-se o Modelo de Efeitos Fixos dentro de um Grupo ou o Modelo de Efeitos Aleatórios, já que dependia dos resultados do teste de *Hausman* para a escolha do

melhor modelo. As hipóteses foram testadas da seguinte forma, em cada setor foram estimados modelos com as variáveis do Modelo de Ohlson (valor contábil do patrimônio líquido e lucros anormais) e no vetor de outras informações verificou-se a influência dos anos de 2002 a 2011, por meio de uma variável *dummy*.

3.3.5 Testes de Especificação do Modelo

Alguns testes de especificação do modelo foram usados neste estudo para que os resultados fossem alcançados de maneira satisfatória, são eles: Teste de Hausman, Teste de Wooldridge e Teste de modificação de Wald.

3.3.5.1 Teste de Hausman

Para decidir entre o Modelo de Efeitos Fixos e o de Efeitos Aleatórios usou-se o teste de Hausman. As hipóteses deste teste podem ser expressas da seguinte forma:

H_0 : Modelo de Efeitos Aleatórios

H_1 : Modelo de Efeitos Fixos

Caso o *p-valor* seja maior que 0,05 não é possível rejeitar H_0 e o modelo escolhido seria o de Efeitos Aleatórios, ademais se o *p-valor* for menor ou igual a 0,05 pode-se rejeitar H_0 e escolher H_1 que representa o Modelo de Efeitos Fixos.

3.5.5.2 Teste de Wooldridge

Usou-se o teste de Wooldridge para detectar autocorrelação entre os resíduos da regressão com dados em painel.

H_0 : Não existe autocorrelação de primeira ordem

Sendo assim, caso o *p-valor* seja maior que 0,05 pode-se considerar a não existência de autocorrelação entre os resíduos da regressão.

3.5.5.3 Teste de Wald

Ademais, realizou-se o teste de Wald para constatar a presença de heterocedasticidade. Caso os dados sejam heterocedásticos é necessário utilizar a correção pelo erro-padrão robusto para que os mesmos não sejam subestimados. A hipótese nula do teste é que os dados são homocedásticos e a hipótese alternativa que são heterocedásticos, como segue:

H_0 : $\sigma^2(i) = \sigma^2$, para todo i

4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

4.1 O MODELO DE OHLSON E A INFLUÊNCIA DA *DUMMY* ANO

As Tabelas 1 e 2 apresentaram os coeficientes gerados a partir do Modelo de Ohlson (1995) com a inserção da variável *Dummy* ano no vetor de outras informações. O objetivo destas regressões era verificar se os anos tinham influência no valor das companhias estudadas. Os coeficientes que estão com um asterisco (*) indicam que a *dummy* ano foi significativa, no entanto algum dos coeficientes das variáveis do Modelo de Ohlson e/ou os dois não foram significativos. Desta forma, foram feitas algumas análises sobre o cenário econômico-financeiro do Brasil nos anos de 2002 a 2011 para haver possíveis explicações sobre os resultados apresentados.

Tabela 1 – Coeficientes Dummy (2002 a 2006)

SETORES	COEFICIENTES DUMMY									
	2002		2003		2004		2005		2006	
	Coef.	p> t	Coef.	p> t	Coef.	p> t	Coef.	p> t	Coef.	p> t
1	-3831830	0.000	-2196582	0.003	-1242025	0.036	-707167.9	0.134	1083244	0.006
2	-0.497812	0.018	-0.282691	0.180	0.2922556	0.185	0.6366031	0.005	0.442383	0.044
3	-	-	-1.890729*	0.030*	-0.2219568	0.524	0.3364326	0.262	0.6537542*	0.001*
4	-0.853879*	0.001*	-0.443168*	0.020*	-0.0688918	0.701	0.0109585	0.946	0.1848247	0.287
5	0.732088*	0.000*	-0.226572	0.104	-0.112949	0.575	-0.062202	0.785	0.369008*	0.065*
6	-	-	-	-	-	-	-	-	1.309410*	0.000*
7	-1.04438*	0.000*	0.0479106	0.779	0.3020880	0.801	0.0196370	0.849	0.1138567	0.270
8	-1.145761*	0.000*	-0.1428054	0.313	0.2794436	0.188	0.0248768	0.924	0.1483429	0.535
9	-0.862731*	0.020*	-0.2585377	0.381	-0.0006651	0.998	-0.4348354	0.138	-0.1596693	0.606
10	-1.118534*	0.000*	-0.705187*	0.000*	-0.2919857	0.019	-0.1675129	0.050	0.1416055	0.210
11	-1.208417*	0.002*	-0.523597	0.101	-0.2335699	0.311	-0.3370797	0.110	0.3146792	0.213
12	-1.179695*	0.041*	-0.591345*	0.015*	-0.0219344	0.929	-0.184100	0.461	0.4992662*	0.063*
13	-1.123745*	0.004*	-0.467837	0.161	-0.1477383	0.658	0.1349482	0.685	0.2176764	0.515
14	-0.7975393	0.000	-0.339523	0.001	-0.2654379	0.017	-0.2498204	0.026	0.2937330	0.000
15	-1.055731*	0.000*	-0.690306	0.000	-0.4908210	0.000	-0.0911494	0.394	0.2462943	0.003
16	-0.701181*	0.002*	-0.677146*	0.037*	-0.1604049	0.668	-0.589392*	0.084*	0.058772	0.732
17	-1.429335*	0.006*	-0.994082*	0.002*	-0.881273*	0.002*	-0.5067973	0.191	0.4574464	0.124
18	-0.940406*	0.000*	-0.239790	0.188	-0.583359*	0.020*	-0.3497472	0.166	0.400492*	0.096*
19	-1.770793*	0.001*	-0.613996*	0.018*	-0.2761798	0.386	-0.329636*	0.014*	0.1320779	0.510
20	-0.842281*	0.000*	-0.408568*	0.072*	-0.1985697	0.268	-0.453813*	0.028*	-0.3023244	0.299

Fonte: Autoria Própria, 2013.

Tabela 2 – Coeficientes Dummy (2007 A 2011)

SETORES	COEFICIENTES DUMMY									
	2007		2008		2009		2010		2011	
	Coef.	p> t	Coef.	p> t	Coef.	p> t	Coef.	p> t	Coef.	p> t
1	3195144	0.007	-1705883	0.000	1969708	0.001	1562616	0.004	-865310.4	0.165
2	0.4355337	0.034	-0.6177709	0.004	-0.1513867	0.474	0.083569	0.697	-0.2166024	0.289
3	0.5701310*	0.009*	-1.029482	0.000	0.0165010	0.912	0.3232871*	0.009*	-0.0035375	0.986
4	0.5778504*	0.000*	-0.399121*	0.003*	0.0952696	0.377	0.3071917*	0.017*	0.1413397	0.408
5	0.1826969*	0.028*	-0.0874341	0.561	0.5517197*	0.006*	0.1081139	0.695	0.1175732	0.654
6	0.13558980	0.477	-0.1965916	0.340	-0.103988	0.595	-0.372264*	0.030*	0.3181138	0.218
7	0.62188990	0.000	-0.2900376	0.023	0.2007408	0.119	0.2159676	0.042	-0.2147778	0.181
8	0.4424813*	0.003*	-0.484400*	0.006*	0.2519354	0.128	0.1582834	0.386	0.0194214	0.932
9	0.6793829*	0.022*	0.3538145	0.294	0.5220848	0.064	0.3326492	0.261	-0.982461*	0.022*
10	0.5394921*	0.000*	-0.440258*	0.000*	0.3833060	0.000	0.3591703	0.000	0.0799870	0.404
11	1.3676160	0.000	0.0208156	0.928	0.2083199	0.282	0.4181142*	0.018*	-0.492237*	0.081*
12	0.6682877*	0.022*	-0.2111223	0.210	0.4564516	0.005	0.4100219*	0.018*	-0.1532678	0.501
13	0.3441984	0.319	-0.1356315	0.747	0.1942412	0.635	0.5835012	0.100	0.1934623	0.732
14	0.6774833	0.000	-0.3524888	0.001	0.1206131	0.051	0.1863944	0.004	0.021511	0.815
15	0.6199620	0.000	0.0591685	0.579	0.4188759	0.000	0.3555585	0.000	0.3548009	0.002
16	0.7978319*	0.000*	-0.1545789	0.531	0.4099937*	0.050*	0.3200481	0.173	-0.0557511	0.849
17	1.2551070*	0.000*	-0.832088*	0.000*	0.3759417*	0.003*	0.1291725*	0.001*	-0.0124213	0.934
18	0.6647962*	0.001*	-0.658365*	0.000*	0.3152139*	0.003*	0.4527893*	0.002*	0.1481118	0.386
19	0.7718440	0.000	-0.276715*	0.098*	0.3625982*	0.008*	0.3240589*	0.032*	0.5048170	0.819
20	0.3359049	0.142	-0.0153384	0.954	0.2389085*	0.074*	0.430369*	0.006*	-0.1781654	0.360

Fonte: Autoria Própria, 2013.

No ano de 2002 todos os coeficientes da variável *dummy* foram estatisticamente significativos e apresentaram sinais negativos, Tabela 1, sendo assim o referido ano impactou negativamente no valor de mercado das companhias em todos os setores da BM&F Bovespa. O boletim anual do Banco Central (2002) mostrou que no início de 2002 acreditava-se na diminuição da taxa de juros do país, pois os Estados Unidos apresentavam uma retomada da sua economia e uma redução do seu risco. Contudo, no decorrer do ano houve aumento das incertezas nos mercados de câmbio e de juros do país, já que os investidores internacionais se tornaram mais avessos aos riscos, especialmente, em decorrência das incertezas do processo eleitoral. Portanto, este cenário instável fez com que no ano de 2002 o valor das empresas negociadas na BM&F Bovespa fosse reduzido.

Já no ano de 2003 nem todos os setores tiveram os valores de mercado de suas companhias impactados negativamente pela variável *dummy* ano, Tabela 1. Todavia, verifica-se que de forma geral as companhias foram influenciadas de forma negativa pelo ano de 2003. Neste período, de acordo com o boletim anual do Banco Central (2003), o país ainda se recuperava da crise de credibilidade instalada. A depreciação cambial de 2002 fez com que existisse elevação dos preços, que para contê-los foi preciso aumentar a Taxa Selic, ademais o novo governo ratificou o compromisso com a estabilidade do Real e de responsabilidade fiscal para diminuir as incertezas. Houve o retorno dos investidores externos nos mercados emergentes, que buscavam maior rentabilidade, no entanto percebe-se que as inseguranças do ano de 2003 fizeram com que o valor de mercado das companhias brasileiras fosse reduzido.

No ano de 2004 o Conselho de Políticas Monetárias, segundo informações do Boletim anual do Bacen (2004), teve uma postura mais conservadora para manter os preços estáveis em um ambiente de relativa elevação da atividade econômica interna, desta forma aumentou a taxa básica de juros. O Ibovespa começou o ano em queda até o mês de maio, assim como nas bolsas americanas, devido às incertezas internacionais em relação à guerra no Oriente Médio. Entretanto, a partir de maio iniciou-se uma trajetória ascendente do índice caracterizada pelos bons fundamentos econômicos que estavam sendo formados no país. Com isso, pode ser visto na Tabela 1 que no ano de 2004 menos setores foram influenciados negativamente pela variável *dummy* ano.

De acordo com o Boletim do Bacen, no ano de 2005 a economia brasileira teve um desempenho favorável, que estava interligado com a consolidação dos fundamentos macroeconômicos e pela diversificação das carteiras dos investidores no país. Ademais, houve uma maior flexibilidade da política monetária que refletiu positivamente no valor do IBOVESPA que registrou vários recordes ao longo do ano. Este período apresenta-se como um momento de transição, já que a partir do ano de 2006 todos os setores que foram influenciados pela variável *dummy* ano tiveram um coeficiente positivo, ou seja, o ano de 2006 influenciou positivamente o valor de mercado das companhias listadas na BM&F Bovespa, Tabela 1. O Boletim do Banco Central (2006) confirma estes resultados e mostra que neste ano foi mantida a flexibilização monetária do país com redução da taxa básica de juros, além disso, houve recorde histórico do Ibovespa e uma rentabilidade 32,9% em relação a 2005. Ressalta-se que esta rentabilidade expressa em dólares ultrapassou a das bolsas americanas e o valor de mercado das empresas listadas na Bovespa registrou recorde de R\$1,5 trilhão um aumento de 36,9% em relação ao ano de 2005.

No ano de 2007, seguindo informações do Boletim do Bacen (2007) foi mantida a flexibilização da política monetária com novas reduções da taxa de juros até o mês de outubro. No mercado de capitais houve uma tendência de alta como no ano anterior e em 2007 houve um crescimento de 133,5% nos lançamentos de novas ações e de

146,2% em Ofertas Públicas Iniciais (IPO). Registra-se a presença dos investidores estrangeiros tanto nos IPOs, quanto no mercado secundário de ações do Brasil. Ademais, alcançou-se um novo recorde na pontuação do IBOVESPA e uma rentabilidade superior, em dólares, de 73,4% em relação aos índices *Dow Jones* e *Nasdaq*, que foram influenciados pela crise financeira iniciada em 2007. Com base na Tabela 2 todos os coeficientes do ano de 2007, estatisticamente significativos, apresentam sinais positivos. Estes resultados comprovam as condições favoráveis da economia brasileira, que na segunda metade do ano de 2007 enfrentou um período de maior volatilidade em consequência da crise do *subprime* iniciada no mercado americano.

O período de flexibilização monetária foi interrompido no ano de 2008, de acordo com o Boletim do Bacen (2008), com a elevação da taxa de juros. A crise financeira iniciada na segunda metade do ano de 2007 trouxe consequências negativas para o mercado de capitais brasileiro em decorrência da instabilidade do sistema financeiro internacional. O IBOVESPA apresentou desempenhos variados em 2008, no entanto ao final do ano acumulou redução em relação ao ano de 2007. Este cenário instável fez com que o valor de mercado das companhias caísse 44,5% em relação ao ano anterior. A Tabela 2 corrobora com estes resultados desfavoráveis no ano de 2008, já que todos os coeficientes estatisticamente diferentes de zero apresentam sinais negativos, ou seja, este ano influenciou negativamente no valor de mercado das companhias.

Em 2009, a flexibilização monetária foi iniciada novamente, com redução da taxa básica de juros, que no mês de dezembro deste ano estava situada em 8,75%. Houve restrições na emissão de ativos, especialmente no 1º semestre de 2009, em decorrência da crise financeira. Entretanto, no 2º semestre, iniciou-se um período de perspectivas favoráveis para 2010, assim o mercado retomou um ritmo de crescimento, conforme análise do Bacen (2009). O Ibovespa registrou valorização de 82,7% e, em dólares, o crescimento do Índice foi de 145,2%. Com relação ao valor de mercado das companhias registrou-se um aumento de 69,8% com relação ao ano anterior. Analisando os dados de 2009, da Tabela 2, viu-se que o cenário da economia brasileira, relatado pelo Boletim do Bacen (2009), foi refletido nos coeficientes significativos estimados da regressão com dados em painel deste estudo, já que os mesmos foram positivos, assim o ano de 2009 teve uma influência positiva no valor de mercado das companhias.

O Boletim do Bacen (2010) informa que a Taxa Selic manteve-se em 8,75% no primeiro trimestre de 2010, quando o Copom – Conselho de Políticas Monetárias efetuou um aumento para 10,75%, que foi ocasionado por pressões inflacionárias, já em dezembro deste ano a taxa situava-se em 9,8%. Verificou-se no mercado de capitais um aumento de 1% do Ibovespa e, em dólares, o Índice se valorizou em 5,6%. O valor de mercado das empresas listadas na Bovespa cresceu 10,1% em 2010. Estes resultados confirmam os coeficientes estimados da regressão realizada neste estudo, uma vez que, os resultados mostram que houve uma influência positiva do ano de 2010 no valor de mercado das companhias, Tabela 2.

Por fim, foram apenas os setores de papel e celulose, máquinas industriais e energia elétrica que apresentaram coeficientes significativos para a variável *dummy* ano em 2011, Tabela 2. Os dois primeiros setores tiveram coeficientes estimados negativos, já o setor de energia elétrica foi influenciado de forma positiva no ano de 2011. Conforme Faria (2011) as empresas Fibria e Suzano podem ter influenciado o setor de papel e celulose de forma negativa em 2011, pois houve aumento do estoque, preço baixo e diminuição do consumo dos Estados Unidos e Europa. Já o setor de máquinas industriais, no ano de 2011 teve saldo comercial negativo de 17,8 bilhões de dólares o

que deve ter influenciado os resultados da presente pesquisa. Para o setor de energia elétrica, Pires (2012) argumenta que mesmo de forma moderada existiu aumento no consumo de energia elétrica no país no ano de 2011 e que o comércio foi o grande responsável por este crescimento.

4.2 ANÁLISE DAS HIPÓTESES DA PESQUISA

- H_{01} = As variáveis do Modelo de Ohlson não tiveram significância estatística em conjunto com a variável *dummy* ano em todos os casos pesquisados.

A primeira hipótese pode ser rejeitada, já que em alguns casos todas as variáveis dos modelos testados foram estatisticamente significativas e na maioria dos casos a variável *dummy* apresentou informações relevantes sobre o valor de mercado das companhias com base nos fundamentos econômicos do Brasil no período analisado de 2002 a 2011.

- H_{02} = Não houve influência estatisticamente significativa da variável *dummy* ano no valor de mercado das companhias listadas nos diversos setores da BM&F Bovespa no período de 2002 a 2011.

Foi possível não aceitar a Hipótese Nula da presente pesquisa, uma vez que, a variável *Dummy* ano apresentou coeficientes estatisticamente significativos em todos os anos da pesquisa e evidenciou informações relevantes sobre a economia brasileira no período estudado. Os coeficientes seguiram as tendências da economia do país e dos principais eventos econômicos nacionais e internacionais.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho buscou verificar a influência que os anos de 2002 a 2011 tiveram sobre o valor de mercado das companhias listadas na Bolsa de Valores Mercadorias e Futuros – BM&F BOVESPA. Analisou-se que cada ano teve um diferente impacto sobre o valor de mercado das companhias analisadas e que o Modelo de Ohlson foi bastante útil para que o objetivo proposto fosse alcançado.

Viu-se que em alguns casos o Modelo de Ohlson e a variável *dummy* que representava os anos de 2002 a 2011 tiveram todos os coeficientes estimados significativos. Ademais, a partir dos resultados obtidos pelas regressões com dados em painel, conclui-se que o Modelo de Ohlson com a inserção de uma variável *dummy* pode mensurar a influência dos anos no valor de mercado das companhias, uma vez que, os resultados refletiram o que aconteceu na economia brasileira ao longo do período de 2002 a 2011.

Além disso, constatou-se que mesmo quando uma ou as duas principais variáveis do Modelo de Ohlson não foram estatisticamente significativas, a variável *dummy* ano refletiu importantes informações sobre o valor de mercado das companhias a partir de diferentes acontecimentos macroeconômicos no período analisado, desta forma, os resultados obtidos seguiram as principais tendências econômicas do país.

REFERÊNCIAS

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Boletim do Banco Central do Brasil - Relatório 2002**. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/?BOLETIM2002>. Acesso em: 15 fev. 2013.

- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Boletim do Banco Central do Brasil - Relatório 2003**. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/?BOLETIM2003>. Acesso em: 15 fev. 2013.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Boletim do Banco Central do Brasil - Relatório 2004**. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/?BOLETIM2004>. Acesso em: 15 fev. 2013.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Boletim do Banco Central do Brasil - Relatório 2005**. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/?BOLETIM2005>. Acesso em: 15 fev. 2013.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Boletim do Banco Central do Brasil - Relatório 2006**. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/?BOLETIM2006>. Acesso em: 15 fev. 2013.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Boletim do Banco Central do Brasil - Relatório 2007**. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/?BOLETIM2007>. Acesso em: 15 fev. 2013.
- Banco Central do Brasil. **Boletim do Banco Central do Brasil - Relatório 2008**. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/?BOLETIM2008>. Acesso em: 15 fev. 2013.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Boletim do Banco Central do Brasil - Relatório 2009**. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/?BOLETIM2009>. Acesso em: 15 fev. 2013.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Boletim do Banco Central do Brasil - Relatório 2010**. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/?BOLETIM2010.pdf>. Acesso em: 15 fev. 2013.
- CIOFFI, P. L.; FAMÁ, R. O Modelo de Ohlson e a Sinalização de Dividendos no Mercado de Capitais Brasileiro. In: **SEMINÁRIOS EM ADMINISTRAÇÃO FEA/USP – SEMEAD**, XIII Anais, São Paulo, 2010.
- CUPERTINO, C. M. **O modelo de Ohlson de avaliação de empresas: uma análise crítica de sua aplicabilidade e testabilidade empírica**. 2003. 153p. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis), Universidade de Brasília – UNB, 2003.
- CUPERTINO, C. M.; LUSTOSA, P. R.B. O modelo de Ohlson de avaliação de empresas: uma análise crítica de sua aplicabilidade e testabilidade empírica. In: **5º CONGRESSO USP CONTABILIDADE E CONTROLADORIA**. São Paulo, 2005. Disponível em: <http://www.congressosp.fipecafi.org/artigos52005/580.pdf>. Acesso em: 10 de maio de 2012.
- CUPERTINO, C. M.; LUSTOSA, P. R. B. O modelo de Ohlson de avaliação de empresas: tutorial para utilização. **Contab. Vista & Rev.**, v. 17, n. 1, p. 47-68, jan./mar.2006.
- DAMODARAN, A. **Introdução à avaliação de investimentos: ferramentas e técnicas para a determinação do valor de qualquer ativo**. 2. ed. Rio de Janeiro: Qualitymark, 2009.
- DUMAS, B.; KURSHEV, A. e UPPAL, R. Equilibrium Portfolio Strategies in the Presence of Sentiment Risk and Excess Volatility. **The Journal of Finance**, v. LXIV, n. 2, April, 2009.
- FARIA, N. Cenário do setor de papel e celulose é negativo para Fibria e Suzano. **InfoMoney**, São Paulo, 23 set. 2011. Disponível em: <http://www.infomoney.com.br/mercados/acoes-e-indices/noticia/2216808/cenario-setor-papel-celulose-negativo-para-fibria-suzano> Acesso em: 02 de fev. 2013.
- GALDI, F. C.; TEIXEIRA, A. J. C.; LOPES, A. B. Análise empírica de modelos de valuation no ambiente brasileiro: fluxo de caixa descontado versus modelo de Ohlson (RIV). **Revista Contabilidade & Finanças - USP**, vol. 19, núm. 47, maio-agosto,

2008, pp. 31-43. Disponível em: <http://redalyc.uaemex.mx/src/inicio/ArtPdfRed.jsp?iCve=257119524004>. Acesso em: 02 de nov. de 2012.

GALLO, M. F. **Uma contribuição ao estudo do planejamento tributário nos processos de fusão, incorporação e cisão**. Dissertação (Mestrado) – Centro Universitário Álvares Penteado da Fundação Escola de Comércio Álvares Penteado – UNIFECAP. Mestrado em Controladoria e Contabilidade Estratégica. São Paulo, 2002.

GENÇAY, R.; GRADOJEVIC, N. Crash of '87 — Was it expected? Aggregate market fears and longrange dependence. **Journal of Empirical Finance**. v. 17, p. 270–282, 2010.

GUIMARÃES, C. C. **Impacto do ISE no Valor de Empresa Obtido pelo Modelo de Ohlson**. Dissertação (Mestrado) – Programa de Mestrado em Ciências Contábeis, Fundação Escola de Comércio Álvares Penteado – FECAP, São Paulo, 2010.

GRÔPPO, G. S. **Relação Dinâmica entre Ibovespa e Variáveis de Política Monetária**. Revista de Administração de Empresas. Edição especial, 2006.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

LO, K; LYS, T. The Ohlson model: contribution to valuation theory, limitations and empirical applications. **Journal of Accounting, Auditing and Finance**. v. 15, p. 337-367, 2000.

LOPES, A. B. **A Relevância da Informação Contábil para o Mercado de Capitais: o modelo de Ohlson aplicado à Bovespa**. 1v. 308p. Tese (Doutorado em Controladoria e Contabilidade). Universidade de São Paulo, 2001.

LOPES, A. B.; SANTANA, D. P.; COSTA, F. M. A relevância das informações contábeis na BM&F Bovespa a partir do arcabouço teórico de Ohlson: avaliação dos modelos de residual income valuation e abnormal earnings growth. **Revista de Administração da USP**, São Paulo, v. 42, n. 4, p. 497-510, 2007.

PANETTA, F. The stability of the relation between the stock market and macroeconomic forces. **Review of Banking, Finance and Monetary Economics**, v. 31, n. 3, p. 417-450, 2002.

PIRES, A. Energia elétrica em 2011. Brasil Econômico. 19 jan. 2012. Disponível em: http://www.brasileconomico.com.br/noticias/energia-eletrica-em-2011_111938.html. Acesso em: 03 de fev. 2013.

OHLSON, J. A. Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation. **Contemporary Accounting Research**, v. 11, n. 2, p. 661-687, Spring 1995.

RIBEIRO, E. P.; MENEZES NETO, L. T.; BONE, R. B. Reservas de Óleo e Gás em Modelos de Avaliação para Empresas Petrolíferas. **Rev. Bras. Finanças**, Rio de Janeiro, Vol. 9, N. 4, Dezembro, 2011, pp. 549–569.

SHAMSUDDIN, A. F. M. e KIM, J. H. Integration and interdependence of stock and foreign exchange markets: an Australian perspective. **Journal of International Financial Markets, Institutions & Money**, v. 13 n. 3, p. 237-254, 2003.

VALDÉZ, A. L; VÁZQUEZ, R. D. Ohlson model by panel cointegration with Mexican data. **Contaduría y Administración**. n. 232, septiembre-diciembre, p. 131-142, 2010.

WERNECK, M. A.; NOSSA, V.; LOPES, A. B.; TEIXEIRA, A. J. C. Estratégia de Investimentos Baseada em Informações Contábeis: Modelo Residual Income Valuation – Ohlson versus R-score – Piotroski. **Advances in Scientific and Applied Accounting**, v. 3, n. 2, p.141-164, 2010.