

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
MESTRADO EM CIÊNCIAS CONTÁBEIS**

RÉGIS MONTEIRO FERREIRA

**TESTABILIDADE EMPÍRICA DO MODELO DE OHLSON: UMA
INVESTIGAÇÃO SOBRE A INFLUÊNCIA DAS PREVISÕES DOS
ANALISTAS NO MERCADO BRASILEIRO**

**Belo Horizonte
2010**

RÉGIS MONTEIRO FERREIRA

**TESTABILIDADE EMPÍRICA DO MODELO DE OHLSON: UMA
INVESTIGAÇÃO SOBRE A INFLUÊNCIA DAS PREVISÕES DOS
ANALISTAS NO MERCADO BRASILEIRO**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós Graduação da Faculdade de Ciências Econômicas, da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis.

Área de concentração: Contabilidade e Controladoria

Orientadora: Prof^a. Dra. Laura Edith Taboada Pinheiro

**Belo Horizonte
2010**

*Ao Senhor, pela eterna presença.
À minha família, pelo suporte, pela
dedicação, pela compreensão e, acima
de tudo, pelo amor.*

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, gostaria de agradecer ao Senhor Jesus pelo caminho percorrido sob Sua dependência, sustentação e mão de poder.

À minha esposa Camila, mulher virtuosa e de valor inestimável, pelo amor, pela dedicação, presença e compreensão e, em especial, pelas inúmeras vezes que leu meu estudo.

À minha filha Larissa, pelo carinho e amor incondicionais no seu primeiro ano de vida.

Aos meus pais Afrânio e Lúcia (*in memoriam*) pela educação, amor e confiança.

Às minhas irmãs Lilian e Aline, aos meus familiares que acreditaram e me incentivaram a prosseguir nos momentos difíceis.

À professora Laura, pelas discussões, pelo apoio e pela paciência dispensados nos momentos de orientação para a elaboração deste trabalho.

Ao professor Wagner pelos questionamentos e direcionamento neste trabalho.

Ao professor Geová Madeira, pelo incentivo e confiança neste caminho.

A todos os professores do Mestrado em Ciências Contábeis da Universidade Federal de Minas Gerais, pelo empenho e pela dedicação na transmissão dos conhecimentos.

Ao colega Paulo Casaca, pelo apoio no esclarecimento das minhas inúmeras dúvidas no tratamento estatístico dos dados e pelas considerações fundamentais sobre os métodos empregados.

Aos meus colegas do Mestrado, de forma especial aos Débora Lage, Marcello Angotti, Oscar Lopes, Rafael Lacerda e Ricardo Jordão, pelo apoio, incentivo e pela ajuda no decorrer do curso.

À Meline Frey, especialista em aplicações e banco de dados da Thomson Reuters na Argentina, pelo apoio, pela diligência, rapidez e dedicação na consolidação do banco de dados do Sistema I/B/E/S.

À Dulcinéia da Biblioteca da FEA-USP, pela solicitude na disponibilização do banco de dados para o desenvolvimento deste trabalho, em especial para o acesso ao sistema da DataStream e One Analytics.

Aos amigos da Value Gestão de Negócios, em especial ao Guilherme e Angela, pelo apoio e pela dedicação durante minha ausência.

A todos que participaram de alguma forma e contribuíram para a elaboração deste trabalho e conseqüente conclusão do Mestrado.

*A contabilidade é, sem dúvida,
um produto do mundo inteiro.
Hendriksen e Breda*

RESUMO

Este estudo propõe-se a testar a influência da dispersão na previsão dos analistas sobre o poder explicativo incremental das variáveis “previsões dos analistas”, “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido”, com base na metodologia do Modelo de Ohlson (MO – 1995; 2001), para avaliação de empresas no mercado brasileiro, a partir de uma metodologia descritiva, documental e de abordagem quantitativa, pela aplicação estatística para coleta e tratamento dos dados. O próprio Ohlson (2001) propõe que o consenso nas previsões dos analistas seria um *proxy* para a variável “outras informações” do seu modelo (1995). Os resultados deste estudo indicam que, para a avaliação de empresas no mercado brasileiro, a *proxy* de consenso na previsão dos analistas seria efetiva para utilização no Modelo de Ohlson. Os resultados também indicaram que a dispersão nas previsões dos analistas seria consistente para inferir sobre as propriedades do ambiente de informação das empresas no mercado brasileiro. No entanto, em ambiente de informação de qualidade inferior, os resultados do estudo não confirmaram a base teórica para incremento do poder explicativo do Modelo de Ohlson e apontaram que os analistas ainda enfocam mais as informações extraídas da contabilidade como base de formulação de suas previsões, do que as “outras informações”. Apesar do exposto, não se minimiza a alta correlação entre as variáveis explicativas do modelo.

PALAVRAS-CHAVE: Modelo de Ohlson. Informações da contabilidade. Previsões dos analistas. Dispersão nas previsões dos analistas. Ambiente de informação.

ABSTRACT

This study aims to test the impact of dispersion on analyst forecasts of the incremental explanatory power of the variables “analyst forecasts”, “earnings” and “book value” under the Ohlson Model (MO – 1995, 2001), which is used to evaluate the companies operating in the Brazilian market. The work made use of a documental and descriptive methodology, and a quantitative approach through the statistical application for data collection and treatment. Ohlson himself (2001) proposes the use of consensus found in analyst forecasts as a proxy for the variable “other information”, included in his model (1995). The results of this study show that the consensus proxy for analyst forecasts would be effective for applying the Ohlson Model to the assessment of Brazilian market companies. The findings also show that the dispersion found in analyst forecasts would be a consistent tool to infer the properties of the information environment of the companies within the Brazilian market. However, in poor information environments, the findings were not corroborated by the theoretical support for the explanatory power of the Ohlson Model and showed that accounting information is still considered the core of analyst forecasts while less importance is given to “other information.” Despite all this, the high correlation between the explanatory variables of the model is not minimized.

Keywords: Ohlson Model. Accounting information. Analyst forecast. Dispersion in analyst forecasts. Information environment

LISTA DE SIGLAS E ABREVIações

AF	<i>Analysts Forecasts</i>
ALR	Avaliação pelo Lucro Residual ou Anormal
AR(1)	Processo Auto-regressivo de Primeira Ordem
Bovespa	Bolsa de Valores de São Paulo
CAPM	<i>Capital Asset Pricing Model</i>
CSR	<i>Clean Surplus Relation</i>
DHS	Dechow, Hutton e Sloan (1999)
DIL	Dinâmica das Informações Lineares
EB	<i>Earnings and Book Value</i>
EBAF	<i>Earnings, Book Value and Analysts Forecasts</i>
EBD	<i>Earnings, Book Values and Dividends in Equity Valuation</i>
EUA	Estados Unidos da América
EVA	<i>Economic Value Added</i>
FCD	Fluxo de Caixa Descontado
I/B/E/S	<i>International Brooker Estimate System</i>
Ibovespa	Índice da Bolsa de Valores de São Paulo
LFT	Letras Financeiras do Tesouro
MDD	Modelo de Desconto de Dividendos
MO	Modelo de Ohlson
MVA	<i>Market Value Added</i>
NYSE	<i>New York Stock Exchange</i>
PL	Patrimônio Líquido
<i>MQO Agrupados</i>	Mínimos Quadrados Ordinários Agrupados
Selic	Sistema Especial de Liquidação e Custódia
VP	Valor Presente

LISTA DE SÍMBOLOS

$k_{j,t}$	Resíduo da regressão
$\hat{V}_{j,t}$	resíduo da regressão na equação (10) e proxy para variável “outras informações” na equação $f_{j,t}$
$\mu_{j,t}$	Resíduo da regressão
$v_{j,t}$	“outras informações”
π	Coeficientes de Regressão
β_i	Coeficientes de Regressão
δ	Coeficientes de regressão
R^2	Coeficiente de Determinação
$f_{j,t}$	Consenso da previsão dos analistas para os lucros do próximo ano
$\bar{x}_{j,t}^{t+1}$	Média prevista dos lucros futuros
$V_{j,t}$	Valor de Mercado (preço) do Patrimônio Líquido da Empresa j no tempo t
$\varepsilon_{j,t}$	Termo de erro da regressão em relação à empresa j no momento t
R	1 + custo de capital (r)
$b_{j,t}$	Valor do Patrimônio Líquido da empresa j no momento t
$x_{j,t}$	Lucro Líquido da empresa j , do momento $(t-1)$ até t
β	Medida de sensibilidade dos retornos de uma ação em relação ao retorno de mercado (volatilidade das ações)
r_m	Retorno de mercado, que, neste caso, será o retorno do índice Ibovespa
r_f	Retorno sem risco, que será calculado pela taxa da Selic descontado do IR (15%)
$\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}$	Termo de erro das equações (6a) e (6b), que devem possuir média zero e não podem ser correlacionados com o modelo
γ	Parâmetro de persistência da variável “outras informações” v_t ($0 \leq \gamma < 1$)
ω	Parâmetro de persistência dos retornos anormais x_t^a ($0 \leq \omega < 1$)
α_1	Coeficiente do resultado anormal
x_t^a	Lucro contábil anormal para período t , sendo $x_t^a \equiv x_t - rb_{t-1}$

LISTA DE TABELAS, QUADROS E GRÁFICOS

Tabela 1 – Índices de remuneração com base na Selic	74
Tabela 2 – Índices de remuneração com base na Ibovespa	74
Tabela 3 - Classificação da Dispersão na Previsão dos Analistas	76
Tabela 4 - Estatística descritiva das variáveis trabalhadas na amostra	91
Tabela 5 - Relação Lucro/Patrimônio Líquido	93
Tabela 6 - Matriz de correlação entre as variáveis amostrais	94
Tabela 7 - Coeficientes da Matriz de Correlação	96
Tabela 8 - Resumo das propriedades de estimação – 1º. Estágio	98
Tabela 9 – Teste t	99
Tabela 10 - Resultados H _{1a}	101
Tabela 11 - Resumo das propriedades da Estimação da equação de regressão 11	104
Tabela 12 - Resumo das Propriedades da Estimação da equação de regressão 12	105
Tabela 13 - Resultados H _{1b}	107
Tabela 14 - Resumo das Propriedades da Estimação da equação da regressão 13	107
Tabela 15 - Resultados H _{2a}	112
Tabela 16 - Resultados H _{2b}	116
Tabela 17 - Resultados H ₃	119
Tabela 18 - Resumo das Propriedades da Estimação da equação de regressão 14	119
Quadro 1 – Composição da amostra	65
Quadro 2 – Beta das empresas 2006-2009	75
Gráfico 1 – Histograma das empresas	69

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	15
1.2	Objetivo.....	21
1.2.1	<i>Objetivo Geral</i>	21
1.2.2	<i>Objetivos Específicos</i>	21
1.3	Justificativa	22
1.4	Organização do conteúdo	24
2	REFERENCIAL TEÓRCIO	26
2.1	Modelos de avaliação de empresas.....	27
2.2	Eficiência do mercado brasileiro.....	32
2.2.1	<i>A hipótese de Eficiência de Mercado aplicada ao mercado brasileiro</i>	36
2.3	O Modelo de Ohlson	38
2.3.1	<i>Estudos prévios sobre o modelo</i>	38
2.3.2	<i>Estudos prévios sobre o modelo no Brasil</i>	39
2.3.3	<i>Introdução ao Modelo de Ohlson (1995)</i>	40
2.3.4	<i>As contribuições de Dechow, Hutton e Sloan (1999)</i>	47
2.3.5	<i>A resposta de Ohlson às críticas da academia</i>	50
2.3.6	<i>Os estudos de Bryan e Tiras (2007)</i>	51
2.3.7	<i>A variável de consenso de “previsões dos analistas” para testes empíricos</i> .	53
2.3.8	<i>Dispersão nas “previsões dos analistas” como proxy para o ambiente de informação</i>	56
2.3.9	<i>Institutional Brokers’ Estimate System - (I/B/E/S)</i>	60
3	METODOLOGIA	62
3.1	Caracterização da pesquisa	62
3.2	Operacionalização.....	64
3.2.1	<i>Caracterização da amostra</i>	64
3.2.2	<i>Coleta de dados</i>	66
3.2.3	<i>Efeitos da amostra</i>	68
3.2.4	<i>Definição Teórica e operacional das Variáveis</i>	70

3.2.5	<i>Parâmetros para definição das Empresas com maior e menor dispersão na Previsão dos Analistas</i>	75
3.2.6	<i>Estimação do Modelo</i>	77
3.2.7	<i>Testes de Hipóteses</i>	80
4.	RESULTADOS EMPÍRICOS	90
4.1	Análise das variáveis testadas e inferências sobre o ambiente de informação...	90
4.2	Análise dos resultados de H_{1a} : O poder explicativo das Previsões dos Analistas sobre os lucros e valor do Patrimônio Líquido.....	102
4.3	Análise dos resultados de H_{1b} : o poder explicativo incremental das variáveis “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido”.....	107
4.4	Interpretação dos resultados para análise do poder das “previsões dos analistas”, “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido”.....	110
4.5	Avaliação do poder explicativo da variável “previsões dos analistas” para empresas com maior e menor dispersão nas “previsões dos analistas”.....	112
4.6	Avaliação do poder explicativo das variáveis “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido” para empresas com maior e menor dispersão nas “previsões dos analistas”.....	115
4.7	Avaliação do poder explicativo da equação proposta por Bryan e Tiras 2007 (EBAF) e da equação propostas por Dechow, Hutton e Sloan 1999 (DHS) “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido”.....	118
	CONCLUSÃO	123
	REFERÊNCIAS	128

1 INTRODUÇÃO

Os últimos tempos foram marcados por grandes mudanças no cenário dos negócios que impeliram a área de contabilidade e de finanças a um intenso desenvolvimento. Acentuou-se uma busca incessante pela melhoria da qualidade da informação contábil, com o propósito de aumentar a eficiência das instituições e gerar subsídios mais sólidos para o processo de tomada de decisão, dentre as quais se destacam aquelas que maximizem o valor da riqueza dos investidores.

Nesse contexto, surgiram as pesquisas sobre o papel da contabilidade no mercado financeiro, no qual as variáveis contábeis (lucro e patrimônio líquido) são utilizadas como *proxies* importantes para modelos que sintetizem os preços e os retornos das empresas.

O trabalho de Ball e Brown (1968) foi o marco inicial na área de pesquisas em contabilidade envolvendo mercado de capitais e serviu de base para muitas pesquisas, inclusive a de Kothari (2001), na qual este fez uma revisão nos estudos empíricos que envolviam a relação entre mercado de capitais e os demonstrativos financeiros, e destacou a utilidade dos resultados destas pesquisas, para auxiliar nas decisões de investimento, nas de financiamento, nos mercados de capitais, na definição de padrões para a contabilidade.

Na apresentação dos resultados de sua revisão literária, Kothari (2001) destaca que os principais interesses nas pesquisas contábeis contemplam a avaliação de empresas (*valuation*), as análises fundamentalistas e os testes de eficiência de mercado, além de avaliarem o papel que a contabilidade desempenha nos contratos e nas políticas de gestão empresarial. Já nas pesquisas de mercado de capitais na contabilidade, Kothari (2001) destaca os testes de eficiência de mercado, envolvendo três principais pontos: informação contábil, análise fundamentalista e relevância da informação contábil (*value-relevance*) das demonstrações financeiras.

Kothari (2001) ainda comenta sobre a importância da pesquisa de Fama *et al* (1969), sobre a hipótese de eficiência de mercado e o estudo de eventos, e, também, sobre a de Watts e Zimmerman (1990) a respeito da teoria positiva da contabilidade, no final da década de 70.

No Brasil, as pesquisas sobre a eficiência no mercado de capitais começaram a se intensificar nos últimos 10 anos; entre elas se destacam os trabalhos de Camargos e Barbosa (2003), Lamounier e Takamatsu (2006), Schivinski (2002), Lamounier, Bressan e Antunes (2006), Neto *et al* (2003). Essas pesquisas apontam que o mercado brasileiro começa a evoluir de modo a consolidar-se e a atuar de forma mais eficiente no nível informacional, refletindo no seu mercado de capitais as informações públicas disponíveis.

A criação do novo mercado da Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa), em 2001, também foi um passo importante para a consolidação da evolução do mercado de capitais brasileiro, essencialmente, por requerer das empresas que melhorem o nível de qualidade das informações contábeis. Dessa forma, o desenvolvimento do mercado de capitais vem proporcionando uma melhoria das informações contábeis e, conseqüentemente, ampliando sua utilidade para o desenvolvimento das técnicas de avaliação de empresas e conseguindo uma melhor definição do seu valor justo, contribuindo, novamente, para o desenvolvimento do mercado de capitais. Dentro deste contexto, Kothari (2001) afirma que a avaliação de empresas constitui uma das mais importantes áreas que a pesquisa contábil engloba sobre o mercado de capitais.

Em relação à definição de um valor justo para avaliação de empresa, Assaf Neto afirma que:

é uma tarefa complexa, exigindo uma coerência e rigor conceitual na formulação do modelo de cálculo. Existem diversos modelos de avaliação,

embutindo, todos eles, certos pressupostos e níveis variados de subjetividade (ASSAF NETO, 2003, p. 576).

A subjetividade nos modelos de avaliações deve-se, principalmente, ao fato de tratar-se de uma metodologia baseada em resultados esperados e no comportamento do mercado, sendo que a qualidade de uma avaliação está diretamente associada à qualidade dos dados, das informações e do tempo despendido para compreender a empresa avaliada. Dessa forma, apesar da existência de modelos matemáticos e econométricos importantes para a determinação do valor da firma, ressalta-se a existência de riscos e incertezas em relação às variáveis de previsão de informações.

Ohlson e Lopes (2007) comentam que, normalmente, os profissionais de avaliação de empresas tendem a focar em lucros projetados e no crescimento de lucros em períodos subsequentes, distanciando-se das técnicas de sala de aula (teorias) e, de certo modo, contradizendo os acadêmicos:

Ao invés de um arcabouço teórico central, eles tendem a focar em lucros projetados e no crescimento nos lucros subsequentes esperados, isto é, quanto maior o crescimento, maior o índice preço/lucros esperados (p.97).

Essa preocupação dos profissionais com os lucros aumenta a subjetividade das avaliações e dificulta a testabilidade dos modelos e dos resultados alcançados nos trabalhos de profissionais de mercado. Apesar disto, a realidade dos estudos sobre avaliação de empresas está sustentada no reflexo dos fluxos de caixas futuros, conforme Damodaran (2008). Esta realidade implica em árduos desafios para os profissionais na elaboração de suas projeções futuras em equilíbrio com as potencialidades e perspectivas das empresas.

Ohlson e Lopes (2007) ainda afirmam que um modelo teórico baseado em números contábeis pode ser elaborado, e apontam a utilidade da contabilidade para a

avaliação de empresas no mercado brasileiro, apesar de considerarem a contabilidade brasileira pouco informativa (LOPES e WALKER, 2007 e LOPES, 2006 *in* OHLSON e LOPES, 2007) e pontuarem que o mercado brasileiro, bem como os demais, sujeitam-se a problemas macroeconômicos.

Dos estudos sobre avaliação de empresas com base na contabilidade, o trabalho de Ohlson (1995) tornou-se importante para o desenvolvimento das pesquisas sobre mercado de capitais nos últimos anos (BERNARD, 1995), pois, relaciona variáveis de lucro e de valor do patrimônio líquido com informações sobre o mercado de capitais, por meio da variável “outras informações”.

O estudo de Lopes (2002) concluiu que o Modelo de Ohlson (MO) alça o papel da contabilidade na avaliação das empresas, à medida que permite “avaliar o valor de mercado da empresa por meio de variáveis contábeis, sem que haja dependência direta do modelo contábil adotado” (p.107), tendo como base uma dedução lógica e analítica no cerne da teoria de finanças. O autor afirma, ainda, que:

esse resultado é fundamental para a teoria da contabilidade moderna, na medida em que ele realiza uma ligação importante entre a informação emanada da contabilidade e a moderna teoria de finanças (LOPES, 2002, p. 34).

As premissas do MO, conforme Lopes (2002, p. 35), “levam a um modelo fechado, linear, para a explicação do goodwill¹. Assim, o valor da empresa é igual ao seu patrimônio mais uma função linear dos Retornos Anuais e uma variável escalar “ $V_{j,t}$ ” representando o conjunto de ‘outras informações’”.

No entanto, Ohlson não especifica como será encontrada a variável “ $V_{j,t}$ ”, que representa o conjunto de “outras informações”, nem os parâmetros de persistências

¹ *Goodwill* é considerado como uma diferença entre o valor atual dos fluxos de caixa futuros, que são gerados pelos ativos da organização e o valor dos custos dos fatos que determinaram tais fluxos.

“ ω ” (persistência dos lucros) e “ γ ” (persistência de “outras informações”). O próprio autor (2001) admite que a variável “ $v_{j,t}$ ” não é determinada, mas alerta que excluí-la, como muitos pesquisadores o fizeram, reduz o conteúdo empírico do modelo. Dechow, Hutton e Sloan (DHS - 1999) ressaltam que a variável “ $v_{j,t}$ ” deveria conter informações econômicas que não podem ser observadas diretamente nas informações contábeis.

A dificuldade de determinação da variável “outras informações” e dos parâmetros de persistência tem impelido os pesquisadores a buscar alternativas para testar empiricamente o MO (1995), como o realizado pelo estudo de Ota (2002), que elaborou sete equações de Dinâmica das Informações Lineares (DIL) de Ohlson (1995), denominadas DIL1-7, excluindo a variável “outras informações”, na tentativa de melhorar o modelo proposto pela equação original de Ohlson (1995).

As novas equações de Dinâmica de Informações Lineares (DIL1, DIL2, e DIL7) são testadas no estudo de Ota (2002) com utilização de empresas listadas na bolsa de valores do mercado japonês, com foco em duas perspectivas: o primeiro teste é relativo à habilidade dos modelos para explicar o preço das ações e o segundo à habilidade dos modelos para prever futuros lucros das ações.

Os resultados do estudo indicam a superioridade do modelo de estimação DIL7 (OTA, 2002), em relação ao modelo de avaliação baseado na estimação original da DIL de Ohlson, sem a variável “outras informações”. No entanto, Ota (2002) indica que os resultados obtidos pela estimação da equação DIL de Ohlson (1995) sem a variável “outras informações” pode ter sido prejudicado pela correção serial dos termos de erro, que devem ter sido causados pela omissão da variável “outras informações”.

Bryan e Tiras (2007), por meio do estudo dos trabalhos de Ohlson (1995 e 2001) que propunham uma DIL, na qual o “consenso dos analistas” era sugerido como uma variável *proxy*² para a variável “outras informações”, encontraram resultados que indicam que a proposta do Modelo de Ohlson para a avaliação de empresas (*Valuation*) é mais descritiva para os preços de mercado, quando a dispersão das “previsões dos analistas” e a assimetria de informações são elevadas, pois, no caso em que os analistas são confrontados com alta assimetria de informação, eles tendem a focar menos nos fundamentos da contabilidade e observar com mais profundidade as “outras informações” não contábeis, diminuindo a correlação existente entre as variáveis que representam as “previsões dos analistas” e as variáveis da contabilidade “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido”.

Nesse sentido, tem-se que a utilização da *proxy* “consenso dos analistas”, no mercado brasileiro, poderia incrementar a explicação para o preço de mercado das empresas listadas na Bovespa, pois espera-se que a variável “consenso das previsões dos analistas” tenha menor correlação com as variáveis contábeis Lucro e Patrimônio Líquido, uma vez que os analistas de mercados brasileiros podem utilizar “outras informações” no desenvolvimento de suas análises.

A análise de dispersão do “consenso das previsões dos analistas” é outro ponto importante no teste da variável “previsões dos analistas” para os lucros das empresas no ano seguinte que pode permitir inferências sobre a qualidade das informações divulgadas no mercado brasileiro, pois, segundo Bryan e Tiras (2007), os analistas tendem a desconsiderar as informações contábeis para elaboração de suas análises sobre empresas inseridas em ambientes com informação de qualidade inferior.

Então, espera-se que seja aumentada a probabilidade de que o “lucro” e o “valor do Patrimônio Líquido” contenham informações relevantes sobre os lucros futuros das empresas não capturadas nas “previsões dos analistas” em ambiente de

² Variável *proxy* é uma representante de uma informação de interesse.

informações de qualidade inferior, sendo esperada uma maior proporção do poder explicativo das variáveis “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido” não correlacionado com as “previsões dos analistas”, nesse ambiente, do que em ambiente de melhor qualidade de informação.

Dessa maneira, o problema de pesquisa que se levanta é: em que medida a dispersão das “previsões dos analistas” influencia o poder de explicação incremental das variáveis “lucro”, “valor do Patrimônio Líquido” e “consenso das previsões dos analistas”, na avaliação das empresas brasileiras com base no Modelo de Ohlson?

1.2 Objetivos

1.2.1 Objetivo Geral

Analisar a influência da dispersão na “previsão dos analistas” sobre o valor explicativo incremental das variáveis “previsões dos analistas”, “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido” com base na metodologia do MO para avaliação de empresas no mercado brasileiro.

1.2.2 Objetivos Específicos

1. Verificar a influência das variáveis contábeis “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido” na formação da variável “consenso das previsões dos analistas”.
2. Analisar a proposta de Ohlson (2001), quando apregoa que a variável de “consenso das previsões dos analistas” seria uma *proxy* eficiente para a variável “outras informações” no modelo que regressa os “preços de

mercado” sobre “lucro”, “valor do Patrimônio Líquido” e “outras informações” no mercado brasileiro.

3. Verificar se a avaliação de empresas com base na Metodologia do MO é mais descritiva para os preços de mercados das empresas no mercado brasileiro do que outro modelo que capitalize as “previsões dos analistas”, conforme equação de Bryan e Tiras (2007).
4. Analisar o MO para avaliação de empresas em ambientes com maior e com menor qualidade das informações, considerando que a dispersão na previsão dos analistas seja uma *proxy* efetiva para inferir sobre a qualidade do ambiente de informação no mercado brasileiro.
5. Analisar o poder explicativo da equação do MO proposta por Bryan e Tiras (2007), em relação à equação do MO proposta por Dechow, Hutton e Sloan (DHS, 1999), como mais descritiva para os preços de mercado das empresas no mercado de capitais brasileiro.

1.3 Justificativa

A pesquisa tornar-se-á relevante para a área de contabilidade financeira, à medida que testa empiricamente o poder explicativo incremental das variáveis contábeis de “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido” e também de “outras informações” não contábeis definidas pela *proxy* de “consenso dos analistas”, para previsão dos lucros da empresa para o ano seguinte, no mercado de capitais brasileiro.

A utilização da *proxy* “consenso dos analistas”, no estudo de Bryan e Tiras (2007), demonstrou ser efetiva para a avaliação de empresas com base no MO, tendo incorporado toda a informação refletida nas variáveis de “lucro” e “valor do

Patrimônio Líquido” das empresas e, ainda “outras informações” além destas. Os resultados do estudo sobre o poder explicativo incremental da variável “consenso das previsões dos analistas”, em relação às variáveis contábeis “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido”, no mercado brasileiro, poderiam ser interessantes para o mercado de capitais brasileiro, principalmente ao serem consideradas as evidências encontradas no estudo de Bryan e Tiras (2007) de que, nos mercados com alta assimetria de informação, os resultados poderiam ser mais significativos, principalmente em empresas com maior dispersão nas “previsões dos analistas”.

Outra justificativa para o estudo é a possibilidade de verificar, no mercado de capitais brasileiro, se a dispersão na formação da *proxy* de “consenso dos analistas” seria efetiva para inferir sobre a qualidade do ambiente de informação, conforme proposto no estudo de Liu *et al* (2004), considerando que as “previsões dos analistas” serão menos correlacionadas com o lucros e valor do patrimônio líquido de empresas em ambientes com menor qualidade de informações.

Dessa forma, verifica-se a necessidade de estudos empíricos mais aprofundados sobre as variáveis explicativas do MO (1995, 2001), no que tange à capacidade incremental para explicação do valor de mercado das empresas no mercado de capitais brasileiro.

Esta pesquisa também pode contribuir para o aperfeiçoamento da relação entre os resultados contábeis e o mercado de capitais, principalmente, dada a possibilidade de redução do risco do mercado de capitais, pela utilização de informações contábeis, proporcionando uma abordagem empírica baseada nas teorias de contabilidade, financeira e econômica.

1.4 Organização do conteúdo

Este trabalho foi estruturado em cinco capítulos. No primeiro capítulo, é feita a introdução ao estudo, que inicia com a contextualização do tema e o problema de pesquisa. Na sequência, são apresentados o objetivo geral e os específicos para, em seguida, discorrer a justificativa teórico-empírica do estudo e a estrutura do trabalho.

O segundo capítulo trata da revisão bibliográfica. Inicialmente, é feita uma abordagem sobre os métodos de avaliação de empresas e os modelos de avaliação de empresas referenciados na literatura brasileira e internacional. Na sequência, faz-se uma incursão no conceito de mercado eficiente e na teoria do MO para avaliação de empresas que são pilares para o desenvolvimento de pesquisas envolvendo contabilidade e mercado de capitais. Prosseguindo, são comentados trabalhos fundamentais sobre o MO (1995), a partir do estudo de DHS (1999), que foi considerado pelo próprio Ohlson como referência dos estudos da academia para o seu modelo, o trabalho do próprio Ohlson (2001), como respostas às críticas feitas ao seu modelo na academia e o estudo de Bryan e Tiras (2007) sobre a influência da dispersão dos analistas nas variáveis explicativas do MO. A partir daí, são destacadas pesquisas relevantes e de base estrutural para o desenvolvimento deste estudo, como os estudos sobre a variável de “consenso de previsões dos analistas” para testes empíricos em pesquisas contábeis, sobre a dispersão nas “previsões dos analistas” com *proxy* para o ambiente de informação das empresas e, finalmente, as informações sobre o sistema I/B/E/S, gerador dos dados dos analistas que serão utilizados no desenvolvimento do estudo.

No terceiro capítulo, são descritos os procedimentos metodológicos da pesquisa. Inicialmente, caracteriza-se a pesquisa. Em seguida, apresenta-se a forma de sua operacionalização.

No quarto capítulo, são apresentados os resultados empíricos e suas análises e, no último capítulo, o quinto, são apresentadas as conclusões e as recomendações para futuros trabalhos.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

O valor da empresa para ser negociada ou o valor da empresa para a tomada de decisões e de determinação de estratégias são questões recorrentes no dia-a-dia dos negócios. Para qualquer um desses casos, os métodos de avaliação oferecem suporte.

No entanto, o processo de avaliação de uma empresa envolve a mensuração de ativos tangíveis e intangíveis, dentro de um ambiente em que interagem interesses conflitantes entre acionistas, administradores, financiadores, governo, funcionários e outros agentes do mercado financeiro.

Segundo Damodaran (2007), o princípio que se encontra no cerne do processo de um investimento sólido é aquele em que o investidor não pague mais pelo ativo do que ele realmente vale para ele. Tal pressuposto por vezes é desconsiderado, sendo argumentado que, ao avaliar uma empresa, leva-se em consideração que, no futuro, haverá algum investidor disposto a pagar mais pela empresa, justificando-se assim o preço estimado. Damodaran (2008) postula que, para uma boa tomada de decisão, o valor percebido deve ser sustentado pela realidade, implicando que o preço a se pagar por qualquer ativo, deve refletir os fluxos de caixa futuros.

Entretanto, segundo Damodaran (2007), a avaliação está carregada de pontos controversos, sendo que duas visões se destacam no processo de avaliação: uma que considera a avaliação bem feita uma ciência exata e outra, uma arte, com manipulação dos números para gerar resultados desejáveis.

Para Damodaran (2008), o melhor é o meio termo, levando-se em consideração alguns pontos que podem determinar o caminho seguido pela avaliação, quais sejam: o viés que os analistas trazem ao processo, a incerteza com a qual tem de

lidar, e a complexidade que a tecnologia moderna e o fácil acesso à informação introduziram à avaliação.

O analista deve buscar um valor econômico justo, ao realizar a avaliação de uma empresa, sendo este um valor que possa representar, de maneira equilibrada, as potencialidades e perspectivas da empresa. Entretanto, segundo Perez e Famá

Tal avaliação, porém, apesar de utilizar-se de métodos e modelos quantitativos, não se processa exclusivamente mediante os fundamentos de uma ciência exata, não permitindo, portanto, a comprovação absoluta dos resultados, pois trabalha com premissas e hipóteses comportamentais”, pois reúnem “premissas subjetivas e hipóteses que variam conforme os interesses e os objetivos dos possíveis compradores e analistas, não estando, exclusivamente, fundamentadas nas técnicas das ciências exatas. (PEREZ e FAMÁ, 2003?, p. 10).

2.1 Modelos de avaliação de empresas

Os analistas utilizam os mais diversos modelos de avaliação, sendo que, geralmente, existem três abordagens para a avaliação (DAMODARAN, 2008, p. 11):

- Fluxo de Caixa Descontado (FCD), que relaciona o valor de um ativo ao valor presente dos fluxos de caixa futuros previstos para esse ativo;
- Avaliação Relativa, que estima o valor de um ativo, analisando a precificação de ativos comparáveis em relação a uma variável comum;
- Avaliação por direitos contingentes, que utiliza modelos de precificação de opções, para medir o valor de ativos que compartilham características de opção.

Cada modelo tem uma aplicabilidade adequada, dependendo da situação específica da empresa a ser avaliada, quer seja para gestão de carteiras, análises de aquisições ou finanças corporativas.

Os vários modelos e métodos de avaliação de empresas podem ser utilizados em conjunto ou separadamente, porém, nenhum método isolado pode ser considerado o correto, inquestionável ou exato. Todavia, existem métodos de avaliação mais consistentes que, de acordo com as premissas da avaliação, podem se revelar tecnicamente mais adequados dada à circunstância de avaliação e a qualidade das informações disponíveis. (PEREZ E FAMÁ, 2003?, p. 01)

Dentro dessas abordagens pode-se também destacar, sem enfatizar o grau de importância e de utilidade prática de cada um, os vários métodos de avaliação de empresas que vêm se desenvolvendo e sofisticando ao longo dos anos, na tentativa de obter, com maior precisão, o valor de determinada empresa, tais como:

- Valor Contábil - O modelo do valor contábil considera como valor contábil de uma empresa, de forma líquida, o valor do patrimônio líquido, apresentado no balanço patrimonial, com contas como as de capital social, reservas e lucros ou prejuízos acumulados (MÜLLER e TELÓ, 2003, p. 99).
- Valor Contábil Ajustado - O modelo do valor contábil ajustado procura corrigir a deficiência mencionada no método do valor contábil, atualizando os valores dos ativos e passivos registrados na contabilidade, ao valor de mercado (MÜLLER e TELÓ, 2003, p. 99).
- Múltiplos ou Avaliação Relativa – Nesta avaliação, o valor de um ativo deriva da precificação de ativos comparáveis, padronizados pelo uso de uma variável comum como lucros, fluxos de caixa, valores contábeis ou receitas (DAMODARAN, 2008, p. 17).
- Fluxos de Caixa Descontados – Esta abordagem tem sua fundamentação na regra de “valor presente”, a qual estabelece que o valor de qualquer ativo é o valor presente dos fluxos de caixa futuros dele esperados. (DAMODARAN, 2008, p. 12).
- Valor Presente Ajustado - O método se baseia diretamente na sistemática de valorização com benefícios fiscais. O Valor Presente Ajustado da empresa é igual ao Valor Presente (VP) não alavancado da empresa, mais o Valor Presente do benefício fiscal dos empréstimos (MERTON *apud* SAURIN *et al*, 2007, p. 129).

- Fluxos de Dividendos - O modelo do valor dos dividendos considera que dividendos são uma parte dos lucros que efetivamente foram propostos ou pagos aos acionistas e, em muitos casos, representam o único fluxo regular de recursos recebidos pelos investidores (MÜLLER; TELÓ, 2003, p. 101).
- EVA® - O EVA é um modelo que foi criado para a utilização nas empresas, como fonte de informação relacionada à criação de valor ao acionista, que possibilita o conhecimento e a mensuração do desempenho empresarial (MÜLLER; TELÓ, 2003, p. 109).
- MVA® - O MVA é um indicador que mede a criação de valor de uma empresa em relação aos recursos atribuídos ao negócio, em termos de mercado, ou seja, a diferença entre o valor de mercado da empresa e o capital investido pelos acionistas (MÜLLER; TELÓ, 2003, p. 111).
- Opções Reais – Modelo que busca adicionar ao valor-presente dos fluxos de caixa de empresas e projetos o valor das opções eventualmente disponíveis (LEMME, 1999, p. 122).
- Modelo de Ohlson – Modelo baseado na utilização de variáveis contábeis (“lucro” e “valor do Patrimônio Líquido”) e “outras informações” de mercado, não refletidas na contabilidade.

De acordo com a pesquisa realizada por Silva (2006), apesar da existência de vários métodos de avaliação mais sofisticados, no Brasil, o método mais utilizado é o do Fluxo de Caixa Descontado (FCD), adaptado às principais peculiaridades do país. Perez e Famá (2003?) concluem que o FCD, além de ser o modelo mais utilizado no Brasil, ele tem se mostrado o mais adequado, por incorporar princípios fundamentais de finanças.

Atualmente, encontram-se, pesquisas e normas que visam a auxiliar os analistas a chegarem ao valor econômico da empresa, por meio de mensurações de ativos intangíveis, antes desconsiderados nas demonstrações contábeis, mas que, atualmente, têm se tornado ferramenta fundamental para a análise do valor justo de cada empresa. Aboody e Lev (1998) citados por Dalmácio e Alencar (2006),

corroborando essa afirmação, concluíram que o registro dos ativos intangíveis resume e oferece informações relevantes para investidores. Os autores pontuam que a não utilização dos ativos intangíveis nos processos de avaliação das empresas pode ocasionar vários erros na previsão dos analistas, em relação aos lucros futuros.

Sendo assim, a contabilidade e sua informação, combinada com as ferramentas de avaliação de empresas, auxiliam no processo de realização de previsões e mensurações econômicas das empresas. Então, surgem modelos de avaliação que consideram variáveis contábeis como componentes imprescindíveis para se chegar ao valor da empresa. Dentre eles destaca-se o MO (1995), tema central desta pesquisa.

A avaliação de empresas é um assunto complexo, não sendo possível estabelecer um único método ou dispositivo para sua aplicação, pois, conforme Müller e Teló (2003, p. 111) a presença de “alguns fatos como o acentuado distanciamento entre o valor de mercado e contábil das empresas; a ausência de uniformidade dos princípios contábeis mundiais e o alto teor de intangibilidade no real valor das empresas” não possibilitam a comprovação absoluta dos fatos, podendo surgir ambiguidades nos resultados obtidos do comportamento do mercado.

Além disso, Perez e Famá (2003?, p. 10) afirmam que

diferentes avaliadores, analistas ou interessados no negócio, utilizando as mesmas metodologias, podem chegar a diferentes valores de avaliação para uma mesma empresa, pois partem de premissas, objetivos e perspectivas diferentes.

Os autores concluem que

não existe um valor correto para cada empresa, passível de uma comprovação absoluta, mas sim, valores referenciais, apurados pelas diversas metodologias, que servirão de referência e subsídio ao processo de negociação entre eventuais compradores e vendedores (PEREZ E FAMÁ, 2003?, p. 10).

Dessa forma, pode-se concluir que as informações disponíveis e utilizadas constituem importante ferramenta para a execução da avaliação, reforçando a aplicação da contabilidade para o referido processo.

Ohlson e Lopes (2007) ressaltam que a avaliação de empresas é um tópico de grande interesse nos estudos acadêmicos, devido às técnicas e metodologias, mas, para contrariedade dos acadêmicos, os analistas e profissionais de mercado ficam focados, principalmente, nas previsões de resultados futuros. Os autores destacam que, em alguns casos, os resultados das avaliações desses profissionais se tornam um mistério, devido, principalmente, à palavra “*previsão*”, que segundo os autores, “refere-se a um conjunto complexo de habilidades que são difíceis de descrever e ainda mais difíceis de ensinar” (p.97).

Apesar das afirmações de Ohlson e Lopes (2007), as premissas básicas nos estudos sobre avaliação de empresas estão sustentadas nos reflexos das projeções dos fluxos de caixas futuros (Damodaran (2008), que é o real desafio nos procedimentos de avaliações de empresas.

Esse contexto é o início dos estudos de Ohlson e Lopes (2007) que defendem a utilização de números contábeis para os modelos de avaliação de empresas, com o objetivo de se chegar ao preço justo nos mercados de capitais. Para tanto, os autores desenvolveram estudos sobre trabalhos com abordagens baseadas em fluxos de caixa, lucros residuais e dividendos, com o intuito de distanciar a

preocupação dos analistas, baseada em lucros, combinando com as técnicas desenvolvidas pelos teóricos, promovendo melhorias na testabilidade dos modelos desenvolvidos. Os autores, ao final do trabalho, destacaram que a contabilidade é pouco informativa e o mercado de capitais brasileiro dominado por problemas macroeconômicos, e concluíram sobre a real utilidade dos modelos de avaliação baseados em números contábeis nessas circunstâncias.

2.2 Eficiência do mercado brasileiro

O conceito de mercado eficiente tem sido muito estudado, desde a década de 60, pela moderna teoria de finanças, principalmente em mercados de capitais grandes e sofisticados de países desenvolvidos, e acabou adquirindo um significado específico nesta área: um mercado em que os preços dos títulos refletem todas as informações disponíveis.

Segundo Brito (*apud* SECURATO, 1996, p.132), os mercados de capitais devem ser eficientes em três níveis: o informacional, o alocacional e o operacional.

No nível alocacional, existe a associação à capacidade do mercado em desenvolver títulos que melhor correspondam à demanda de poupadores e investidores, permitindo uma melhor alocação de recursos, enquanto no nível operacional, a associação acontece com os custos e recursos envolvidos no processo de intermediação financeira.

No aspecto informacional, para a hipótese do Mercado Eficiente, as ações já refletem todas as informações disponíveis acerca da empresa, o que impede investidores de auferir lucros anormais. Dessa forma, o mercado é eficiente, quando “as informações geradas no ambiente econômico são instantaneamente refletidas sobre os preços” (BRITO *apud* SECURATO, 1996, p.132).

Partindo desse pressuposto, a hipótese de mercado eficiente divide-se em três categorias, relacionando, cada uma delas, respectivamente, a um tipo específico de informação. Fama (1970) foi o primeiro a sugerir as três formas de eficiência no âmbito informacional, separando-as em forma *fraca*, *semiforte* e *forte*.

Podem-se destacar os testes da *forma fraca* que verificam se toda informação que compõe o preço passado reflete no preço corrente. Há também os testes de *forma semiforte*, que procuram verificar se informações disponíveis ao público interessado, estão integralmente refletidas nos preços correntes dos títulos. E, por último, existem os testes de *forma forte*, que promovem a verificação contida nos testes de forma *semiforte*, combinada com a possibilidade de que qualquer tipo de investidor não consiga obter lucros extraordinários (ELTON *et al*, 2004, p. 349).

Estas definições, a princípio classificadas por Fama (1970), sofreram alterações feitas pelo mesmo autor em estudos recentes, dentre as quais pode se destacar a alteração dos testes de *forma fraca* para a categoria mais geral de testes de previsibilidade de retornos. Além disso, a definição de testes de *forma forte*, considerada por Elton *et al* (2004) e apresentada anteriormente, difere da classificação feita por Fama (1970), na qual este autor considera que tais testes pretendem verificar se os mercados refletem, integralmente, informações não disponíveis ao público interessado.

Em sua maioria, os estudos de eficiência de mercado tendem a se preocupar com a velocidade com que a informação disponibilizada é incorporada aos preços dos títulos. Para verificar a aplicabilidade de qualquer das três formas de mercado eficiente, faz-se necessário auferir a precisão de certos termos, tais como retornos extraordinários. Para tanto, são utilizados meios para se examinar a previsibilidade de retornos, partindo de dados passados, tais como: a sazonalidade dos retornos; a previsibilidade dos retornos, tanto no curto como no longo prazo e a relação entre os retornos e as características das empresas avaliadas.

Os apontamentos sobre testes de hipótese de eficiência de mercados pressupõem um *jogo justo*, considerando que não existe forma de utilizar informações disponíveis para se obterem retornos acima do normal, nem mesmo para se obterem lucros acima do que seja compatível com o risco inerente ao título. Sendo assim, para que o jogo seja justo, não pode haver utilização de informações privilegiadas para se obterem retornos extraordinários.

Partindo dessa premissa, se a hipótese de mercado eficiente for válida, o melhor preço estimado para amanhã será o preço de hoje, resultando em retornos nulos. Tal fato possibilitaria afirmar que as informações passadas não estariam relacionadas às diferenças entre os retornos de hoje e os esperados.

No caso de mercado com eficiência muito forte, umas das condições é que o investidor tenha incentivo para negociar, até que os preços reflitam consistentemente todas as informações (FAMA, 1970). Neste ponto, o custo de aquisição da informação e o custo de negociação devem ser iguais a zero, ou seja, os preços refletem informação até que os custos marginais de obtenção de informação e negociação não superem o benefício marginal.

Em mercados eficientes, não pode ser possível, de acordo com a característica do investimento, diferenciar os investimentos lucrativos dos não lucrativos, no sentido de se obterem retornos maiores do que normalmente se esperaria, dado o risco específico. Para Elton *et al* (2004, p. 350), a hipótese de mercado eficiente “se preocupa com as condições sob as quais um investidor pode obter retornos extraordinários com este título”.

A rapidez com que a informação é incorporada ao preço de mercado de uma ação reflete a eficiência informacional. Entretanto, ainda seria necessário saber se os preços refletem, com precisão, as expectativas dos investidores, quanto ao valor presente dos fluxos de caixa futuros, considerada como racionalidade de mercado.

Vários fatores contribuem para se questionar a racionalidade do mercado, como, por exemplo a reação dos preços às variáveis não econômicas. A própria existência de retornos extraordinários é evidência contrária a esta racionalidade. Sendo assim, conclui-se que a presença de qualquer anomalia depõe contra a racionalidade do mercado.

No entanto, nos últimos anos, com a intensificação dos estudos e o surgimento de evidências da existência de comportamentos anormais nos retornos dos ativos, a teoria de eficiência de mercado de capitais passou a ser questionada no meio acadêmico, surgindo outras teorias, como a teoria de finanças comportamentais, que incorporam conceitos de Psicologia, Sociologia e outras ciências, conforme descrito nos trabalhos de Kimura (2003) e Rêgo e Mussa (2008), entre outros.

Essa teoria surgiu em um cenário de intenso desenvolvimento tecnológico e de disponibilidade imediata de um maior número de informações. A teoria de finanças comportamentais tem por objetivo aprimorar o moderno modelo de finanças, ao combinar aspectos comportamentais à irracionalidade do homem e a aspectos de economia, na tentativa de explicar as decisões financeiras, buscando uma aproximação entre teorias econômicas e de finanças e a realidade dos mercados financeiros.

A multidisciplinaridade proposta pela teoria de finanças comportamentais possibilita algumas reflexões sobre o viés presente nas avaliações e apontado por Damodaran (2007), pois a mesma considera fatores do comportamento e da irracionalidade humanos, como parte da negociação, o que leva a um impacto considerável no comportamento dos mercados, podendo ocasionar ganhos extraordinários decorrentes de distorções previsíveis nos preços dos ativos financeiros.

Apesar de identificar algumas teorias conflitantes na literatura, esta pesquisa baseia-se na hipótese de mercado eficiente para avançar com o objetivo de análise do MO (1995), no mercado brasileiro.

2.2.1 A hipótese de eficiência de mercado aplicada ao mercado brasileiro

No Brasil, os estudos atuais têm apontado para uma hipótese de eficiência de mercado que se comprova sob a forma *fraca* ou *semiforte*.

Nakamura e Mendonça (2003?) estudaram as mudanças sucessivas no logaritmo natural das cotações de alguns índices e preços de algumas ações listadas na Bovespa, no período de 1996 a 2002. Concluíram que a hipótese de eficiência de mercado se comprova na forma *fraca* na Bovespa, se analisados os coeficientes de correlação linear do estudo.

O estudo de Caldeira *et al* (2008) buscou verificar, através de uma série de testes estatísticos, no período de 1998 a 2004, os retornos semanais de índices da Bolsa de Valores do Brasil, Argentina, México e Peru. Os seus resultados apontam indícios de que o mercado brasileiro se apresenta eficiente em sua forma *fraca*.

Pesquisas como a de Camargos e Barbosa (2003) indicam que a eficiência do mercado de capitais brasileiro melhorou, passando a se apresentar de forma *semiforte*. Tal fato indica que os preços das ações negociadas na Bovespa não refletem apenas o histórico do comportamento de preços, mas também as informações públicas disponíveis. Isso demonstra que a contabilidade é, realmente, um instrumento muito importante como gerador de informações para o mercado.

Outros resultados de pesquisas, como a de Schivinski (2002), também apontam que a divulgação das demonstrações contábeis é uma importante fonte de informação para o mercado brasileiro.

Nesse sentido, a divulgação das demonstrações financeiras, juntamente com o relatório anual da administração, torna-se um instrumento de grande valia no relacionamento entre a empresa e seus acionistas, sendo considerada pelos participantes do mercado como um evento relevante no mercado de capitais (SCHIVINSKI, 2002 p. 11).

Os estudos de Lamounier e Takamatsu (2006) também revelaram que os anúncios de prejuízos na Bovespa, geraram uma reação negativa no mercado, diminuindo o preço das ações e demonstrando que a informação divulgada causou efeito nos seus usuários.

Neto *et al* (2003), amparados pelo teste de hipótese de eficiência de mercado e pela assimetria de informações, constataram que os resultados contábeis divulgados pelas empresas negociadas no mercado acionário brasileiro possuem conteúdo informacional. “Verificou-se que os preços dos títulos variam de forma assimétrica aos resultados contábeis”. (p.15)

Já o estudo de Lamounier, Bressan e Antunes (2006) sobre a análise do efeito *tamanho de empresas* com ações listadas na Bovespa, no período de 17 de março de 1998 a 03 de agosto de 2004, encontraram evidências, obtidas através de testes de estacionaridade que identificaram que os preços dessas ações seguem o modelo de passeio aleatório, de que o mercado brasileiro ainda seria eficiente na forma *fraca*. No entanto, quando verificado o efeito *tamanho das empresas*, os resultados do estudo apontaram para um mercado brasileiro de eficiência *semiforte*.

Em resumo, os resultados sugerem que o mercado acionário brasileiro é informacionalmente eficiente nas formas *fraca* e *semiforte* (no que tange a in-

formações sobre o tamanho das empresas) (LAMOUNIER, BRESSAN e ANTUNES, 2006, p.100).

Dessa forma, uma revisão da literatura sobre a eficiência do mercado aponta evidências de que o mercado brasileiro é eficiente na forma *fraca* e *semiforte*, sendo, a rapidez com que a informação é incorporada ao preço de mercado de uma ação, um bom indicador para a eficiência *semiforte* do mercado brasileiro.

Ressalta-se que não se verificou qualquer evidência contrária às encontradas na literatura, que demonstrasse que os preços de mercado das empresas brasileiras, com ações listadas no Bovespa, refletissem com precisão as expectativas dos investidores, quanto ao valor presente dos fluxos de caixa futuros, o que seria considerado racionalidade deste mercado, segundo a definição de mercado eficiente de Elton (2004, p.350), o que inviabilizaria os lucros extraordinários dos investidores.

2.3O Modelo de Ohlson

2.3.1 Estudos Prévios sobre o modelo

Em 1995 James A. Ohlson apresentou um trabalho sobre avaliação de empresas, *Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation*, que desde sua publicação, despertou muito interesse na comunidade acadêmica, principalmente na área de contabilidade, pois, seu trabalho relacionou informações contábeis com mercado de capitais. Ota (2000) afirma que o trabalho de Ohlson (1995) chamou a atenção de investigadores da contabilidade desde sua publicação. Já Bernard (1995) previu que o MO (1995) influenciaria estudos empíricos, e destacou que os estudos forneciam base para a redefinição do objetivo apropriado de pesquisa, na relação entre dados dos relatórios contábeis e valor da empresa. Lo e Lys (2000) também destacaram a quantidade de citações anuais do artigo de Ohlson, demonstrando que o trabalho iria se tornar um clássico. Lima (2008) sugere que o

MO é um dos principais pontos de investigação para quem deseja contemplar a relação entre dados contábeis e avaliação de empresas, principalmente, pela possibilidade de sua representação teórica ser testada empiricamente.

Entre os diversos estudos encontrados na literatura, destacam-se as principais investigações realizadas a respeito do MO: o estudo de Frankel e Lee (1998), realizado nos EUA, no período de 1975 a 1993; o estudo de Dechow, Hutton e Sloan (DHS - 1999), realizado nos EUA, no período de 1976 a 1995 e a revisão de Lo e Lys (2000), sobre os estudos realizados com base no MO. Lima (2008) destaca outros estudos realizados com testes empíricos como: Choi, O'Hanlon e Pope (2001) realizado nos EUA, no período de 1976 a 1995; McCrae e Nilsson (2001), realizado na Suécia, no período de 1987 a 1997; Ota (2002), realizado no Japão, no período de 1964 a 1998; Callen e Morel (2001), realizado nos EUA, no período de 1969 a 1996; Hand e Landsman (1999), realizado nos EUA, no período de 1975 a 1996; Sanchez (2003), realizado na Espanha, no período de 1993 a 1999 e, finalmente, Bryan e Tiras (2007), com a base de estudos não definida, no período de 1984 a 2003.

2.3.2 *Estudos prévios sobre o modelo no Brasil*

Considerando-se que o objetivo deste estudo consiste em realizar um teste do MO para as empresas brasileiras listadas na Bovespa, apresentam-se as principais contribuições e evidências empíricas brasileiras: Lopes (2001), consistindo na investigação das informações contábeis para explicar o comportamento dos preços dos títulos negociados na Bovespa, no período de 1995 a 2000; Cupertino (2003), este sendo uma análise crítica à aplicabilidade e testabilidade do MO; Miranda *et al* (2005?), uma análise da precificação de empresas, a partir do MO e da equação de Black, Sholes e Merton, buscando a relação entre as duas abordagens; Dalmácio *et al* (2005), uma comparação do MO com o modelo de avaliação do resultado anormal e do crescimento do resultado anormal; Galdi *et al* (2008), uma investigação das diferenças entre os valores de uma empresa estimados pelo modelo do Fluxo de

Caixa Descontado e o MO, sendo que, neste trabalho, foi utilizado o sistema I/B/E/S (*Institutional Brokers Estimate System*) para coleta de informações, a partir das projeções realizadas por analistas; Alencar e Dalmácio e Alencar (2006), uma análise dos investimentos em ativos intangíveis e seus efeitos sobre *value relevance* do lucro e do patrimônio líquido baseado no MO, utilizando a modelagem proposta por Collins (1997); Castro e Freire (2005), que investigaram a relação existente entre os lucros anormais e os dividendos das ações ordinárias e preferenciais das empresas listadas na Bovespa, no período de 1996 a 2002; Costa e Silva (2005), uma aplicação do MO e de seus desdobramentos aos ajustes financeiros do USGAAP; Hage e Pagliarussi (2006), uma comparação do valor de empresas com forte concentração do controle acionário, calculado com base no MO e seu valor de mercado (Bovespa); Lima (2008), um teste empírico sobre o MO, com a finalidade de produzir estimativas adequadas para as principais empresas listadas na Bovespa.

2.3.3 *Introdução ao Modelo de Ohlson (1995)*

A pesquisa sobre avaliação de empresas no mercado de capitais tornou-se tema importante da contabilidade nas últimas décadas e o trabalho de Ohlson (1995) vem sendo muito apreciado no meio acadêmico. Lo e Lys (2000) salientam que “este entusiasmo é evidente pelo impacto do modelo na literatura contemporânea de contabilidade”(p.01). Eles destacam cinco possíveis explicações para o interesse pelo tema: 1) O modelo oferece uma representação descritiva da contabilidade com uma ligação formal entre os números contábeis e o processo de avaliação de empresas; 2) o modelo de avaliação pelo lucro anormal deve ser parte de uma solução abrangente para o problema da diversidade contábil, sendo que os pesquisadores apreciam sua versatilidade; 3) o modelo rebate a afirmação de Lev (1989) de que as tradicionais abordagens da contabilidade na pesquisa encontram uma ligação muito fraca (baixo R^2), entre mudanças no valor de mercado da empresa e informações contábeis; 4) o papel da variável “outras informações” não capturados pelas informações contábeis deve ser mais limitado do que pensado

anteriormente; 5) o alto poder explicativo leva os pesquisadores a concluírem que o modelo pode ser usado para recomendações de políticas contábeis.

Apesar disso, o estudo de Lo e Lys (2000) alerta que este entusiasmo não pode ser garantido, pois a aplicação do modelo, em muitos estudos, foi feita de forma incorreta, principalmente quando relacionada à inclusão das variáveis na DIL.

Plenborg (*apud* GALDI *et al*, 2008, p. 4) relata que "o Modelo de Ohlson não tem um desempenho particularmente bom quando os cálculos dos valores terminais são importantes. Esse é o caso que [...] o valor contábil do patrimônio líquido é um mau indicador do valor da firma."

Cupertino (2003) destaca que o MO utiliza vários conceitos teóricos importantes como: a propriedade de irrelevância dos dividendos de Modigliani e Miller (1961); a relevância da relação empírica das informações contábeis com o valor de mercado das ações, com a utilização de duas variáveis importantes no seu modelo: "lucro" e "valor do Patrimônio Líquido"; a Avaliação do Lucro Residual ou Anormal (ALR), como sendo o excesso de lucros sobre o custo de capital investido ou remuneração do capital próprio; a reversão à média de lucros residuais, ou seja, utilização do conceito econômico de que, em longo prazo, as empresas tendem a ser remuneradas pela média de mercado; a Hipótese de Eficiência de Mercado, como sendo o preço da ação refletindo todas as informações disponíveis no mercado; o efeito escala, que pode implicar uma relação espúria no modelo de avaliação; o Modelo Autoregressivo de primeira ordem (AR1), por incorporar os valores defasados de sua variável dependente entre suas variáveis explicativas; a persistência dos lucros definido como sendo o "grau pelo qual uma inovação capturada pelos lucros do período corrente persiste e afeta as expectativas de lucros futuros" (BROWN *apud* CUPERTINO, 2003, p.09); a Previsão de Lucros inserida via DIL por meio da variável "outras informações" ($V_{j,t}$), ou por meio do parâmetro de persistência.

Seguindo o raciocínio, o MO foi estruturado da seguinte forma:

a) O MO partiu do pressuposto do Modelo de Desconto de Dividendos (MDD), que define o valor de uma empresa como o valor presente dos dividendos futuros esperados. Este é um dos modelos mais referenciados para avaliação da firma e, segundo Damodaran (2008), modelo básico para avaliar o patrimônio líquido.

O raciocínio para o modelo deriva da regra de valor presente dos fluxos de dividendos das empresas, como sendo o valor presente dos fluxos de caixas esperados, descontados a uma taxa que represente o grau de risco do investimento.

Damodaran (2008) apregoa que o modelo é simples e conservador, além de possuir, inclusive, utilidade para medir o valor do investimento, embora grande parte de sua eficácia esteja no fato de descobrir que ações com baixo índice de PL e alto rendimento de dividendos estariam subvalorizadas.

$$V_t = \sum_{i=1}^{\infty} E_t \left[\frac{d_{t+i}}{(1+r)^i} \right] \quad (1)$$

onde,

V_t = valor de uma empresa na data t ;

$E_t[d_{t+1}]$ = os dividendos esperados na data $t + 1$;

r = a taxa de desconto que é assumida como constante.

b) A segunda premissa do MO considera a Relação de Lucro Limpo (*Clean Surplus Relation* - CSR) calculada com base na contabilidade tradicional. Essa premissa implica que todas as alterações nas contas de ativo e passivo devem ser registradas em contrapartida na demonstração de resultado do exercício, de modo a alterar o patrimônio líquido do período, devidamente ajustado para as distribuições de dividendos, demais reservas e outras particularidades. Então, a relação entre valor do patrimônio líquido, retornos e dividendos pode ser expressas da seguinte forma:

$$b_t = b_{t-1} + x_t - d_t \quad (2)$$

onde,

b_t = valor do patrimônio líquido na data t ;

x_t = retornos para o período t ;

d_t = dividendos pagos no período t .

c) O MO considera também o comportamento estocástico do lucro residual ou anormal. O Valor do Patrimônio Líquido na data $t - 1$ multiplicado pelo custo de capital é considerado o “retorno normal” da empresa. Então, retornos para o período t , menos o resultado normal, podem ser definidos como “retornos anormais” ou “lucro residual”.

$$x_t^a \equiv x_t - r b_{t-1} \quad (3)$$

onde:

x_t^a = retornos anormais para período t .

d) A Manipulação algébrica simples permite que as equações (2) e (3) sejam reescritas com o objetivo de demonstrar a avaliação dos dividendos pagos, como:

$$d_t = x_t^a + (1+r)b_{t-1} - b_t \quad (4)$$

e) A Avaliação pelo Lucro Residual (ALR) apresenta o valor de uma empresa em função dos dados contábeis atuais e esperados, dados pelos seus valores de patrimônio líquido e o valor presente de “retornos anormais” antecipados. Um das propriedades interessantes da ALR é que o valor de uma empresa não será afetado através de escolhas da contabilidade, da política de pagamento de dividendos e pela qualidade do sistema contábil adotado. Desta forma, o MO parte da Avaliação pelo Lucro Residual substituindo $[d_{t+1}]$ na Eq.(1). A avaliação pelo lucro residual (ALR) será, portanto:

$$V_t = b_t + \sum_{i=1}^{\infty} E_t \left[\frac{x_{t+i}^a}{(1+r)^i} \right] \quad (5)$$

f) Ohlson parte da ALR para o desenvolvimento do MO, tal que a determinação dessa relação seja tida com a terceira premissa para o seu desenvolvimento e como início das suas contribuições originais ao modelo de avaliação de empresas. Essa premissa baseia-se no pressuposto de que as informações sobre os lucros residuais futuros são obtidas, tanto de uma série passada dos lucros anormais, quanto de dados não capturados pela contabilidade. Desta forma, a DIL representa a grande contribuição do MO e assume o comportamento da série temporal dos retornos anormais no tempo, expressando o processo estocástico da evolução temporal dos resultados anormais e da variável “outras informações”, a seguir:

$$x_{t+1}^a = \omega x_t^a + v_t + \varepsilon_{1t+1} \quad (6a)$$

$$v_{t+1} = \gamma v_t + \varepsilon_{2t+1} \quad (6b)$$

onde,

x_t^a = retornos anormais para período t , sendo $x_t^a \equiv x_t - rb_{t-1}$

v_t = outras informações além dos retornos anormais

ω = parâmetro de persistência dos retornos anormais x_t^a ($0 \leq \omega < 1$)

γ = parâmetro de persistência da variável “outras informações” v_t ($0 \leq \gamma < 1$)

$\mathcal{E}_{1t}, \mathcal{E}_{2t}$ = termo de erro das equações (6a) e (6b), que devem possuir média zero e não podem ser correlacionados com o modelo.

Neste modelo a inclusão da variável “outras informações” e o resultado anormal do período são fundamentais para determinação dos resultados anormais futuros. Observa-se que o resultado anormal segue um processo auto-repressivo de primeira ordem AR(1), sendo que a variável “outras informações” também se incorpora aos resultados anormais com atraso temporal, seguindo também o processo AR(1).

g) O MO assume que a fonte de retornos anormais reverte à média. Embora o poder de mercado possa persistir durante algum tempo, a competição de mercado forçará os lucros a aproximarem-se do custo de capital suficiente para remuneração do Patrimônio Líquido. Os parâmetros de persistências ω e γ encontram-se compreendidos entre 0 e 1. A persistência dos resultados anormais e da variável “outras informações” deve ser positiva. Caso o parâmetro ω seja igual a “0”, a empresa encontrar-se-á em um estágio de estagnação no crescimento, enquanto que se o parâmetro ω for igual a “1”, a empresa terá o seu resultado anormal persistindo indefinidamente.

Segundo Lima (2008) o MO considera que em longo prazo, devido à concorrência de mercado, os lucros anormais devem aproximar-se de seu custo de capital. Para Lima (2008, p. 58), tal fato “é consistente com as evidências encontradas nos trabalhos de Fama e French (2000) e Bernard (1995), em que num ambiente de concorrência perfeita a lucratividade reverte-se à média”.

h) Combinando a ALR na equação (5) com a DIL de Ohlson, nas equações (6a) e (6b) tem-se a função de estimação da equação de avaliação do MO (1995):

$$V_t = b_t + \alpha_1 x_t^a + \beta_1 v_t \quad (7)$$

onde,

$$\alpha_1 = \frac{\omega}{1+r-\omega}$$

e

$$\beta_1 = \frac{1+r}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)}$$

Nessas equações:

α_1 = coeficiente do resultado anormal

β_1 = coeficiente da variável “outras informações”

Segundo o MO os coeficientes α_1 e β_1 devem ser positivos, e isto ocorrerá na medida em que os parâmetros de persistências ω e γ encontrarem-se compreendidos entre 0 e 1.

i) Hand (2001) também manipulou as equações (5), (6a) e (6b) do modelo de Avaliação do Lucro Residual de Ohlson (1995) e apresentou uma nova equação,

matematicamente equivalente à equação original do MO, demonstrada na seção anterior (equação (7)).

$$V_t = (1-k)b_t + k(\varphi x_t - d_t) + \beta_1 v_t \quad (8)$$

onde,

$$k = \frac{r\omega}{(1+r-\omega)} \geq 0;$$

$$\varphi = \frac{1+r}{r} > 0;$$

e

$$\beta_1 = \frac{1+r}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)}.$$

Nessa equação, Hand (2001) demonstra a equivalência das expressões para avaliação do lucro residual (ALR), em termos de avaliação das informações contábeis e de “outras informações”. Hand (2001) ressalta, ainda, a relevância, o rigor e o interesse no MO e foca na importância do papel da variável “outras informações” no modelo, para ajudar a capturar todas as informações não contábeis que podem influenciar na predição do retorno anormal no futuro.

2.3.4 As contribuições de Dechow, Hutton e Sloan (1999)

DHS (1999), em um estudo denominado “*An empirical assessment of the residual income valuation model*”, sobre o modelo de avaliação pelo lucro residual (ALR) de Ohlson (1995) sugerem que este modelo não se apresenta melhor que as alternativas de modelos existentes, tais como o MDD e o modelo de Fluxo de Caixa Descontado (FCD); desta forma, a real contribuição de Ohlson para as pesquisas empíricas está, então, na associação entre o valor do Patrimônio Líquido e variáveis contábeis com os lucros contábeis.

DHS (1999) afirmam que a pesquisa existente, de forma geral, tem fornecido suporte entusiástico para os pesquisadores e, que este modelo tem sido proposto como alternativa para o modelo de FCD para avaliação de empresas. Alguns pesquisadores afirmam que o MO permite novas perspectivas, dentre elas, a de que ele teria uma melhor predição e explicação para os retornos das ações e a proposta de uma avaliação mais completa, em relação às alternativas populares.

Na definição das premissas para implementação de suas pesquisas DHS (1999) destacaram que, no MO as variáveis de γ “lucro” e “valor do patrimônio líquido” estão disponíveis e são facilmente mensuráveis. Já a variável para “outras informações”, os dois parâmetros de persistência (ω , γ) e a taxa de desconto são difíceis de mensurar.

Em seus estudos, os autores utilizam a variável “consenso na previsão dos analistas” para o lucro do período seguinte para mensuração da variável “outras informações”; utilizam o custo de capital próprio dos acionistas (k_e) com base na metodologia do CAPM (*Capital Asset Price Model*) para mensurar a taxa r ; e utilizam a estimativa amostral histórica incondicional, para definir os parâmetros de persistência γ e ω .

No desenho de suas pesquisas, DHS (1999) focaram suas análises nas melhorias providas pelo MO sobre os modelos mais simples e restritivos baseados em dados contábeis para avaliação de empresas.

Os testes de avaliação de DHS (1999) indicam que o retorno das ações, parcialmente reflete a reversão à média do lucro residual, sendo uma importante implicação para tal resultado que o valor do patrimônio líquido expresse informações adicionais às variáveis de lucros para explicar o preço contemporâneo das ações. No entanto, os resultados dos seus estudos demonstram que o patrimônio líquido

contém pouquíssima informação adicional, além daquelas contidas na previsão dos analistas para o resultado da empresa no próximo ano.

DHS (1999) concluem que a ALR do MO apresenta uma estrutura “parcimoniosa” para incorporar os lucros, o valor do patrimônio líquido e as previsões de lucros em pesquisas empíricas. Contudo, eles acharam que os rendimentos passados e o valor do patrimônio líquido expressam, relativamente, informações pequenas sobre o valor da empresa, além dos reflexos das previsões de analistas para os resultados futuros.

Segundo DHS (1999), o esforço na implementação do modelo fornece somente um modesto aprimoramento sobre o poder explicativo de modelos de pesquisas empíricas anteriores que usavam previsões de analistas sobre os lucros em conjunto com o tradicional MDD. Eles destacam que a capacidade explicativa da ALR é similar às aplicações passadas de modelos de capitalização de lucros. Assim sendo, a chave das implicações empíricas originais do MO surgem da DIL, que descreve a formação da expectativa de lucro residual ou anormal.

Em seus testes, DHS (1999) indicaram que, enquanto as DIL são descritas empiricamente de maneira razoável, um simples modelo que capitaliza previsões de rendimentos de analistas de forma permanente seria melhor para explicar o comportamento dos preços de ações.

DHS (1999) concluem que o MO provê uma estrutura útil para pesquisas empíricas por várias razões. Uma delas é que o MO: fornece um padrão unificado para um grande número de modelos de avaliação *ad hoc* que usam valor contábil do Patrimônio Líquido, Lucros e previsões de curto prazo para lucros; uma outra é que o MO focaliza diretamente na previsão de lucros anormais, evitando assim ter de estimar o momento dos pagamentos de dividendos futuros.

2.3.5 A resposta de Ohlson as críticas da academia

Ohlson, motivado pelas críticas de DHS (1999), pondera a respeito de algumas questões relativas à variável “outras informações” do modelo EBD – (Lucros, Valor do Patrimônio Líquido e Dividendos)³, e afirma que tal variável não é especificada, tornando-se uma limitação para a pesquisa empírica e, por isso, os pesquisadores tendem a eliminar de seus testes a variável do modelo.

Ohlson (2001) lembra que a variável “outras informações” não pode ser observada diretamente e a trata como não especificada, pois foi descrita em seu estudo de 1995, somente como uma variável escalar, contudo, sem definir concretamente seu conteúdo analítico. Essa indefinição desembocou na decisão de muitos pesquisadores por não utilizar essa variável nos testes empíricos sobre MO. Ainda assim, embora exista um interesse analítico por não especificar tal variável, o procedimento de negligenciá-la reduz seriamente o conteúdo empírico do MO.

Ohlson (2001), então, declara que as “previsões de analistas” constituem uma ferramenta razoável para mensurar a variável “outras informações”, não havendo motivos, portanto, para se eliminar esta variável do modelo, pois, poder-se-ia apoiar seu uso em dados observáveis como as “previsões de analistas”.

Apesar disto, Ohlson (2001) afirma que o estudo empírico de DHS (1999) é um dos que mais fidedignamente avalia o modelo. O modelo EBD, abordado por DHS (1999), utiliza conceitos usuais obtidos nos relatórios contábeis, tais como “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido”, sendo que para sua utilização há a restrição da relação do lucro limpo com reflexo direto na qualidade dos dados contábeis.

³ Abreviação utilizada por James Ohlson (2001)

2.3.6 Os estudos de Bryan e Tiras (2007)

O estudo de Bryan e Tiras (2007) investiga a influência da dispersão das previsões no poder de explicação incremental do “lucro”, “Patrimônio Líquido” e das “previsões dos analistas”, sobre os preços de mercado das empresas. O estudo de Bryan e Tiras (2007) tem como base a proposta contida no trabalho de Ohlson (2001), na qual este sugere que a utilização da variável que representa “consenso das previsões dos analistas” seja uma *proxy* efetiva para a variável “outras informações”, em um modelo de regressão para preços de mercado, lucro contábil, valor do patrimônio líquido, e “outras informações”.

Bryan e Tiras (2007) destacam que Ohlson (2001) presume que os analistas possuem informações adicionais àquelas refletidas pelos fundamentos da contabilidade e também destacam que DHS (1999) presumem que o “lucro” e o “valor do Patrimônio Líquido” contábil contêm informações não capturadas nas “previsões dos analistas”. Dessa forma, essas duas condições juntas implicam que o MO descreveria melhor os preços de mercado das empresas, quando as “previsões dos analistas” não capturassem, em sua totalidade, as informações refletidas nos resultados de lucros e no valor do patrimônio líquido, mas capturassem “outras informações”, além das refletidas pelos fundamentos da contabilidade.

Bryan e Tiras (2007) também utilizam o trabalho de DHS (1999) e Ohlson (2001), e propõem um modelo que utiliza o consenso de um ano à frente das “previsões dos analistas”, como uma *proxy* efetiva para a variável “outras informações”, com o fim de demonstrar se os preços de mercado estão associados com as “previsões dos analistas”, e incrementalmente para associação de preços de mercado com os fundamentos da contabilidade.

No entanto, é necessário salientar que o estudo de DHS (1999) ressalta que essa proposta de utilização da variável que representa o “consenso das previsões dos analistas” no MO não foi mais descritiva para os preços de mercado do que qualquer

outro modelo que também utiliza as “previsões dos analistas” para um ano à frente. As informações que representam o “consenso das previsões dos analistas”, por conseguinte, capturam, completamente na média, as informações refletidas através de “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido”, como esperado em mercados eficientes. No entanto, Bryan e Tiras (2007) afirmam que, quando a informação do ambiente for escassa, as informações que representam esse “consenso dos analistas” não deverão ser (consideradas) medidas estatísticas suficientes, para avaliação das empresas por si só, como demonstrado no estudo de DHS (1999).

O estudo de Bryan e Tiras (2007) revela também que, quando a dispersão das “previsões dos analistas” são altas, o MO (2001) tem maior poder explicativo que qualquer outro modelo que capitaliza as “previsões dos analistas”, sendo sugerido neste resultado que, nos ambientes de informações mais escassas, em que a qualidade do lucro divulgado é conseqüentemente inferior, os analistas são forçados a focar menos nos fundamentos da contabilidade e a considerar mais as “outras informações”, além das refletidas pela contabilidade, sendo desta forma, agregadas ao modelo informações adicionais que representam expectativas dos investidores para os resultados futuros da empresa.

O estudo utilizou uma amostra final ajustada de 27.728 empresas-ano, no período de 20 anos, de 1984 a 2003, utilizando o banco de dados da COMPUSAT. A base de dados utilizada para capturar as informações que representam o “consenso anual de previsão dos analistas de lucros” foi extraída da I/B/E/S. A base dos testes de hipóteses foram as equações de regressão propostas no MO (1995, 2001), como uma função de “lucro”, do “valor do Patrimônio Líquido” e “outras informações”. Foram realizados diversos tratamentos estatísticos para evitar os erros na estimação da variável “outras informações” e nas demais variáveis explicativas. Entre as hipóteses trabalhadas no estudo, destacam-se os testes sobre o poder explicativo das variáveis “previsões dos analistas”, “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido”.

Em seu teste empírico, os autores evidenciaram que as “previsões dos analistas” agregam valor para o poder explicativo do modelo de regressão proposto por Ohlson (2001), similarmente aos resultados encontrados no estudo de DHS (1999). Já o poder explicativo das variáveis “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido” relativos às “previsões dos analistas”, na média, foram muito baixos. A análise dos dados em painel sugere que as “previsões dos analistas”, na média, incorporam, na sua totalidade, a informação refletida no “lucro” e no “valor do Patrimônio Líquido” das empresas e ainda “outras informações” além destas.

Ressalta-se que, em ambientes de informação de qualidade inferior, o poder explicativo das variáveis que representam “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido” é significativamente mais baixo que em ambientes de informação de boa qualidade, ocorrência consistente com as predições do modelo de estimação de Ohlson (2001). Em ambiente de informações mais escassas, os achados sugerem que informações de pior qualidade dos lucros forçam os analistas a pesar outros fatores e valores pertinentes para a avaliação de empresas que não estão refletidos no “lucro” e no “valor do Patrimônio Líquido”.

Os autores destacam o benefício de seus estudos para determinar os pesos apropriados das variáveis do MO “lucro”, “valor do Patrimônio Líquido” e “outras informações” em processos de avaliação de empresas e, também, a importância da atribuição do peso apropriado destas variáveis para os procedimentos de avaliação de empresas, em ambientes de informações de qualidade inferior.

2.3.7 A variável de consenso de “previsões dos analistas” para testes empíricos em pesquisas contábeis

As pesquisas empíricas baseadas no *value relevance* (valor de mercado) procuram evidências da relação entre os dados contábeis e as variáveis de mercado, e, nos

anos 90, foram marcadas pelo crescente interesse para o uso das variáveis de mercado como “preço das ações” e da “taxa de retorno.

Easton (1999) desenvolveu um estudo com foco nas regressões relativas aos níveis dos preços das ações, em relação às informações dos demonstrativos financeiros (regressões dos níveis de preço), e nas regressões relativas às mudanças nos retornos, relacionadas às variáveis dos demonstrativos financeiros das empresas (regressões de retorno), destacando que, os modelos que analisam os níveis dos preços são motivados pela mesma fundamentação teórica dos modelos sobre os níveis de retorno, mas que os modelos com base nos níveis de preço sofrem com o problema potencial do efeito escala.

Segundo Easton (1999), as inferências dos modelos que utilizam os níveis de retorno são os mais confiáveis e devem ser utilizados. Além disso, as regressões dos retornos fornecem evidências a respeito das mudanças dos níveis de retorno, no momento da divulgação dos demonstrativos financeiros.

Easton (1999) conclui que os modelos teóricos podem ser usados para esclarecer nosso modo de pensar sobre as relações entre as variáveis de mercados e os dados contábeis, sendo um ponto chave para o desenvolvimento de hipóteses. Também possibilitam o desenho de introspecções (observação dos próprios pensamentos), através da observância aos padrões de comportamento dos dados em nossas análises.

Barron *et al* (1998) destacam que as pesquisas em contabilidade frequentemente confiam nas “previsões dos analistas”, para a construção de *proxies* como variáveis de interesse no desenvolvimento dos trabalhos.

Abarbanell (1991) ressalta que identificar a influência dos vários sinais nas “previsões dos analistas” é importante por causa do aumento da utilização destas previsões que, de alguma forma, podem representar a expectativa de lucros do mercado, que vem sendo frequentemente sugeridos como *proxy* para pesquisas empíricas (Brown, Foster e Noreen (1985), Fried e Givoly (1982) e Brown *et al* (1987).

Abarbanell (1991) conclui que um importante achado do seu estudo é que geralmente a “previsão dos analistas” tem sido apresentada de forma mais acurada do que as apresentadas nos modelos que utilizam séries temporais, sendo, desta forma, relevante *proxy* para incorporar a expectativa de resultados do mercado.

Os estudos com testes empíricos de Brown *et al* (1987a), com base em 233 empresas no período de 24 trimestres, compararam a acurácia de previsões de analistas financeiros para os resultados das empresas com a exatidão de modelos de previsões de séries temporais e demonstraram a superioridade dos modelos de “previsões dos analistas” financeiros. Os autores examinaram também quais seriam as vantagens das “previsões dos analistas”, sobre os modelos com base em séries temporais e destacaram importantes resultados: 1) melhor utilização das informações existentes em base de dados pelos analistas do que no momento em que as informações para as previsões dos modelos com base em séries temporais estão disponíveis para utilização; 2) a aquisição da informação entre a data de início das previsões dos modelos baseados em séries temporais e a data em que as “previsões dos analistas” são publicadas, ou seja, o momento da publicação das “previsões dos analistas” é mais favorável, devido ao maior tempo decorrido para a divulgação de suas publicações.

As pesquisas de Brown *et al* (1987b) compararam a associação entre resultados inesperados e retorno das ações, por uma alternativa substituta para a expectativa de lucros. Os resultados destas pesquisas evidenciam que os modelos de previsão de resultados são melhores, por apresentarem maior associação com os retornos

das ações, sendo condizentes com os resultados apresentados também por Brown *et al* (1987a).

Este conhecimento sobre a acurácia das “previsões dos analistas”, através de testes empíricos, é muito útil para pesquisas com objetivo de medir a expectativa dos resultados das empresas no mercado de ações e o resultado real apresentado. Brown *et al* (1987b) demonstram que a superioridade destes modelos de “previsões dos analistas” financeiros está positivamente correlacionada com o tamanho da empresa e que é mais fácil reduzir os erros nestes modelos para firmas pequenas do que nos modelos para as grandes. Outro aspecto relevante nesse estudo é que ele também demonstra que a *proxy* “consenso dos analistas” pode ser útil para reduzir os erros de previsões de resultados inesperados das empresas.

2.3.8 Dispersão nas “previsões dos analistas” como proxy para o ambiente de informação

Barron *et al* (1998) apresentam um modelo que relaciona as propriedades do ambiente de informações dos analistas com as propriedades de suas previsões. Primeiramente, os autores expressam a dispersão na previsão dos analistas e o erro da média das previsões nas condições de incertezas e no consenso (grau em que os analistas compartilham uma crença comum) dos analistas. Em segundo lugar, os autores revertem a relação para mostrar como as incertezas e consenso podem ser medidos, combinando a dispersão na previsão dos analistas, o erro médio das previsões e o número de previsões. Em terceiro lugar, os autores mostram que a qualidade em comum das informações privadas dos analistas podem ser medidas, usando as mesmas variáveis observadas.

A base de análise de Barron *et al* (1998), em seu modelo, relaciona a expectativa na qual cada analista observa dois sinais sobre o futuro dos lucros, um sinal público das informações disponíveis (comum nas análises) e outro privado (idiosincrasia -

maneira própria de ver, sentir, reagir, de cada indivíduo). O seu modelo demonstra como estes dois diferentes tipos de informação resultam em erros e dispersão e em como as características subjacentes não observadas no ambiente de informação dos analistas são reveladas pela expressão envolvida na construção observada.

Barron *et al* (1998) concluem que existe uma significativa diferença entre as construções para ambiente de informação na teoria e nos testes empíricos baseados nas previsões como *proxies* para testes teóricos e recomendam que o termo consenso reflita somente o grau no qual a crença média é comumente compartilhada. Dessa forma, a média das previsões seria utilizada como o consenso na previsão, indiferentemente da forma como é comumente compartilhada. As pesquisas também sugerem a utilização do termo dispersão na referência das previsões para momentos nos quais essa reflita tanto a incerteza quanto a falta de consenso.

O Estudo de Liu *et al* (2004) parte de pesquisas que demonstram que as ações com alta dispersão, na previsão dos analistas para resultados futuros, têm menor retorno futuro, e apresenta uma explicação consistente com padrões empíricos em relação ao desempenho dos resultados e à reação dos preços no mercado.

Liu *et al* (2004) ressaltam que a dispersão nas “previsões dos analistas” está associada ao ambiente de incerteza do investidor e, de acordo com esta percepção, quanto maior a dispersão na variável “previsões dos analistas”, maior será a exigência do investidor por resultados futuros para a empresa, e maior será a exigência por um prêmio sobre o risco no investimento, ressaltando ainda, que, outros estudos demonstram que a alta dispersão na “previsões dos analistas” está muito associada com a taxa de desconto utilizada para descapitalizar a expectativa de resultados futuros do investimento.

Em seus estudos, Liu *et al* (2004) fizeram uma revisão literária e apresentaram conceitos sobre a fonte desta dispersão. Os autores evidenciaram que ações com baixa dispersão das previsões entre os analistas experimentam alto nível de resultados, incremento significativo de lucros em relação às previsões de períodos anteriores e excesso de resultados (lucros anormais) relativos ao “consenso das previsões dos analistas”. Além disso, essa diferença nos resultados persiste por pelo menos três anos e estes resultados são positivamente correlacionados com os retornos das ações.

Simplificadamente, Liu *et al* (2004) oferecem uma interpretação alternativa para este fenômeno explicando que, quando os analistas fazem suas previsões para o futuro, eles estudam as informações fornecidas pelas empresas e incrementam seus estudos com informações adicionais adquiridas por outras fontes, sendo que estas fontes seriam explicações para a diferença de opiniões entre os analistas. Seguindo essa linha de pensamento, quanto mais completas as informações fornecidas pela empresa, menor seria a dispersão nas “previsões dos analistas”, devido à diminuição da idiosincrasia das fontes de informação.

Outro ponto importante está relacionado às empresas com a perspectiva de bons resultados, pois, elas tendem a fornecer informações de melhor exatidão sobre o futuro, do que empresas com perspectivas de resultados piores. Dessa forma, os autores concluem que empresas com baixa dispersão tendem a ter maiores resultados futuros, e, ainda, que os retornos futuros serão maiores, quando os investidores não observarem a dispersão nas “previsões dos analistas”, com o objetivo de interferir no desempenho futuro das empresas.

Uma justificativa proposta por Liu *et al* (2004) seria que a divulgação completa e confiável da informação afeta as previsões de resultados dos analistas, ainda que as empresas possam influenciar as opiniões dos analistas indiretamente, fornecendo prêmios e outros privilégios para emissão de boas recomendações e opiniões em suas análises. Neste último caso, a média da variável formada pelo consenso dos

analistas seria aumentada, mas também obter-se-ia uma alta dispersão nas “previsões dos analistas”, e isto seria suficiente para afirmar que existe um preconceito em relação a alta dispersão nas “previsões dos analistas”. De toda forma, a dispersão na previsão dos analistas é menor, quando os analistas recebem informações mais acuradas das empresas.

Liu *et al* (2004) destacam outro problema encontrado pelos analistas: o fato de que empresas com diferentes potenciais de lucros podem fornecer diferentes políticas estratégicas com expectativas de resultados diferentes. Para obter melhores avaliações, empresas com resultados futuros inferiores podem, de vez em quando, fornecer informações com expectativas boas de resultados futuros. Como resposta, as empresas com bons resultados projetados podem fornecer credibilidade adicional, oferecendo orientações futuras acuradas e sem viés de interpretação. Consequentemente, as “previsões dos analistas” para empresas com genuína expectativa de bons resultados tendem a ser mais bem recebidas e com menor dispersão, enquanto que as “previsões dos analistas”, para empresas com informações viesadas, tendem a ter maior dispersão.

Liu *et al* (2004) afirmam que, em perfeito equilíbrio, a dispersão das “previsões dos analistas” contém informações sobre os resultados futuros que não estão computados nos preços das ações no momento das previsões.

Dessa forma, o modelo utilizado no estudo de Liu *et al* (2004) demonstra que a dispersão da “previsões dos analistas” será fator importante na determinação das estratégias de resultados corporativos, e que as firmas com melhores perspectivas de resultados proporcionam maior acurácia na orientação dos resultados do que as firmas com maior dispersão nas “previsões dos analistas”.

Baseado nestes estudos, pode-se pressupor que a dispersão nas “previsões dos analistas” seja uma *proxy* efetiva para inferir sobre o ambiente de informação.

2.3.9 *Institutional Brokers' Estimate System - (I/B/E/S)*

Conforme as definições encontradas no Wikipédia, Investopedia e Faculty of Economics and Commerce, o *Institutional Brokers' Estimate System (I/B/E/S)*, sistema fundado pela Bolsa de Valores de Nova Iorque, coletava informações sobre estimativas e lucros de companhias americanas, por volta de 1976 e se utilizava da base de dados coletadas para calcular séries temporais estatísticas para cada companhia.

O sistema começou estimando os lucros anuais e a taxa de crescimento das empresas e, mais tarde, a base de dados se expandiu, incluindo, ainda, a estimativa trimestral para os lucros das empresas. Outras inovações apresentadas com a evolução do sistema estão relacionadas à possibilidade de o banco de dados apresentar as informações individuais de cada estimativa realizada pelos analistas. Com o passar dos anos, esta base de dados começou a ser usada como fundamento para artigos acadêmicos, nos quais se tentava demonstrar que alterações, no consenso das previsões estimadas, poderiam identificar oportunidades para capturar excesso de retornos (retornos anormais) em períodos subsequentes. No final dos anos 80, o I/B/E/S começou a expandir a base de dados e incluir empresas de mercados internacionais. Atualmente, a base de dados do I/B/E/S conta com mais de 45 mil empresas listadas em 70 mercados de capitais e fornece base de dados com “previsões dos analistas” e de “consenso das previsões dos analistas” para os lucros das empresas no período seguinte ao analisado (ano $t+1$), contendo, inclusive, a avaliação de cada analista, separadamente.

Resumindo, podem-se destacar duas versões sobre as estimativas históricas dos lucros previstos pelos analistas no sistema I/B/E/S:

1. O resumo histórico do nível de detalhes de todos os analistas denominado “consenso das previsões dos analistas” que é divulgado

mensalmente, reportando estimativa de lucros para o próximo ano de cada empresa americana, desde janeiro de 1976 e para empresas internacionais desde 1987.

2. O detalhamento histórico da estimativa mensal da previsão dos lucros pelos analistas individualmente, ou seja, a composição individual de cada estimativa que formou a média de opinião denominada consenso. Este detalhamento está disponível para empresas americanas, desde 1983 e para empresas internacionais, desde 1987.

3. METODOLOGIA

A partir da revisão bibliográfica acerca das hipóteses de mercado eficiente e das abordagens sobre avaliação de empresas, este estudo pretende verificar a influência das variáveis “previsões dos analistas”, “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido” no poder de explicação incremental, com base na metodologia do MO, com aplicação no mercado brasileiro.

Ressalta-se que os procedimentos para aplicação de testes seguiram as especificações e a mensuração das variáveis explicativas do MO, conforme apresentadas no estudo de Bryan e Tiras (2007), considerando as características específicas e o nível de desenvolvimento do mercado de capitais brasileiro.

Para consecução dos objetivos deste estudo, destaca-se, a seguir, a metodologia para aplicação empírica do MO para as empresas brasileiras inseridas no mercado de capitais da Bovespa.

3.1 Caracterização da pesquisa

Este capítulo apresenta os procedimentos científicos que conduzem a investigação na busca de respostas aos problemas de pesquisa. Martins (2007, p. 53) destacou que foram encontradas, na literatura, diferentes abordagens das tipologias de delineamento de pesquisas preconizadas pelos autores. Considerando as particularidades da contabilidade, optou-se pela abordagem de Beuren (2008), devido ao enfoque dado à área do conhecimento.

De acordo com Beuren (2008), a pesquisa caracteriza-se como descritiva, visando a identificar os fatores que determinam e contribuem para a ocorrência do fenômeno,

respaldada pela utilização de técnicas e métodos padronizados de coletas de dados e de modelos e teorias que nortearão a interpretação dos dados, a partir de uma amostra previamente delimitada, determinando dessa forma, a significância e relevância desta categoria de pesquisa para a área (TRIVIÑOS, 1987 *apud* BEUREN, 2008, p. 81).

Já em relação aos procedimentos aplicados, a pesquisa é documental, pois utiliza dados coletados, sem qualquer tratamento analítico (demonstrativos financeiros e dos mercados de capitais), que serão reelaborados de acordo com os objetivos da pesquisa. Beuren (2008) destaca que sua notabilidade é justificada quando as informações dispersas são organizadas, conferindo-lhe uma nova importância como fonte de consulta. Os documentos também podem ser classificados tanto como primários — os relatórios publicados pelas empresas —, quanto como secundários, os quais, de alguma forma, já foram analisados: - tabelas estatísticas, sistemas de informações, entre outros. Os dados utilizados para a realização dos testes referem-se às séries históricas, e podem ser úteis para vislumbrar tendências futuras.

Quanto à abordagem do problema, o estudo também utiliza a quantitativa, pelo emprego de métodos estatísticos, tanto para a coleta, quanto para o tratamento dos dados.

Segundo Beuren (2008), a abordagem quantitativa é importante para se entender o comportamento da população, tem a intenção de garantir a precisão dos resultados, evitar distorções de análise e interpretação, possibilitando certa segurança quanto às inferências feitas.

3.2 Operacionalização

O MO é referenciado como um dos mais importantes e robustos modelos de avaliação de empresas por diversos autores em pesquisas na área de contabilidade, uma vez que utiliza tanto dados contábeis, retirados das demonstrações financeiras das empresas, quanto os de mercado, como os representados pela *proxy* “outras informações”, para estimação do valor da empresa.

3.2.1 Caracterização da amostra

Optou-se por estudar as empresas brasileiras com ações listadas na Bolsa de Valores de São Paulo – BOVESPA, que compõem o Índice Bovespa – Ibovespa, e que são acompanhadas pelos analistas do mercado de capitais, junto ao *Institutional Brokers' Estimate System (I/B/E/S)*, com um total de 55 empresas, acompanhadas no período de 2002 a 2009.

O Índice Bovespa é o mais importante indicador do desempenho médio das cotações do mercado de ações brasileiro. Sua relevância advém do fato do Ibovespa retratar o comportamento dos principais papéis negociados na Bovespa e também de sua tradição, pois o índice manteve a integridade de sua série histórica e não sofreu modificações metodológicas desde sua implementação em 1968. (<http://www.bmfbovespa.com.br/Indices/download/IBovespa.pdf> [2009?] acessado em 18 de abril de 2010)

A frequência dos dados utilizados foi anual, uma vez que os dados extraídos dos sistemas (I/B/E/S) referem-se à expectativa para o período seguinte ($t+1$). No entanto, foram descartadas da amostra 07 empresas cujos dados do sistema (I/B/E/S) estavam incompletos no período de 2006 a 2009. Também foi descartada 01 empresa cujas informações contábeis não estavam completas no ano de 2006.

Desta forma, a amostra final será composta por 47 empresas do Ibovespa [2009?], no período de 2006 a 2009, conforme quadro a seguir:

QUADRO 1 - Composição da amostra

Ordem	Nomeclatura do Sistema I/B/E/S	Nome	Classe	Bolsa	Tipo de Ativo
1	GOLL4@bz	Gol	PN	Bovespa	Ação
2	ITSA4@bz	Itausa	PN	Bovespa	Ação
3	GOAU4@bz	Gerdau Met	PN	Bovespa	Ação
4	AMBV4@bz	Ambev	PN	Bovespa	Ação
5	CRUZ3@bz	Souza Cruz	ON	Bovespa	Ação
6	TLPP4@bz	Telesp	PN	Bovespa	Ação
7	NATU3@bz	Natura	ON	Bovespa	Ação
8	ITUB4@bz	ItauUnibanco	ON	Bovespa	Ação
9	CLSC6@bz	Celesc	PNB	Bovespa	Ação
10	UGPA4@bz	Ultrapar	PN	Bovespa	Ação
11	BBDC4@bz	Bradesco	PN	Bovespa	Ação
12	PETR4@bz	Petrobras	PN	Bovespa	Ação
13	CCRO3@bz	CCR Rodovias	ON	Bovespa	Ação
14	LREN3@bz	Lojas Renner	ON	Bovespa	Ação
15	PCAR5@bz	P.Acucar-Cbd	PNA	Bovespa	Ação
16	BBAS3@bz	Brasil	ON	Bovespa	Ação
17	EMBR3@bz	Embraer	ON	Bovespa	Ação
18	CMIG4@bz	Cemig	PN	Bovespa	Ação
19	VIVO4@bz	Vivo	PN	Bovespa	Ação
20	KLBN4@bz	Klabin S/A	PN	Bovespa	Ação
21	ELPL6@bz	Eletropaulo	PNB	Bovespa	Ação
22	SBSP3@bz	Sabesp	ON	Bovespa	Ação
23	LIGT3@bz	Light S/A	ON	Bovespa	Ação
24	CPFE3@bz	CPFL Energia	ON	Bovespa	Ação
25	CPLE6@bz	Copel	PNB	Bovespa	Ação
26	TRPL4@bz	Tran Paulist	PN	Bovespa	Ação
27	CYRE3@bz	Cyrela Realty	ON	Bovespa	Ação
28	CSNA3@bz	Sid Nacional	ON	Bovespa	Ação
29	LAME4@bz	Lojas Americ	PN	Bovespa	Ação
30	GGBR4@bz	Gerdau	PN	Bovespa	Ação
31	RSID3@bz	Rossi Resid	ON	Bovespa	Ação
32	GFSA3@bz	Gafisa	ON	Bovespa	Ação
33	VALE5@bz	Vale	PNA	Bovespa	Ação
34	CGAS5@bz	Comgas	PNA	Bovespa	Ação
35	USIM5@bz	Usiminas	PNA	Bovespa	Ação
36	NETC4@bz	Net	PN	Bovespa	Ação
37	TAMM4@bz	Tam S/A	PN	Bovespa	Ação
38	CESP6@bz	Cesp	PNB	Bovespa	Ação
39	BRAP4@bz	Bradespar	PN	Bovespa	Ação
40	TCSL4@bz	Tim Part S/A	PN	Bovespa	Ação
41	TMAR5@bz	Telemar	PNA	Bovespa	Ação
42	TNLP4@bz	Telemar N L	PN	Bovespa	Ação
43	ALLL11@bz	All Amer Lat	UNT N2	Bovespa	Ação
44	MMXM3@bz	MMX Miner	ON	Bovespa	Ação
45	BRKM5@bz	Braskem	PNA	Bovespa	Ação
46	ELET6@bz	Ceb	PNB	Bovespa	Ação
47	CSAN3@bz	Cosan	ON	Bovespa	Ação

Fonte: Dados extraídos de Economática © e Thonsom Reuters para elaboração do quadro pelo autor.

Ressalta-se que a amostra, somente de empresas acompanhadas pelos analistas no sistema I/B/E/S, constituiu uma limitação nos testes empíricos para generalização dos resultados.

3.2.2 *Coleta de dados*

Para a realização dos testes empíricos propostos neste estudo, foi necessário coletar os dados para as empresas do mercado de capitais e dos analistas financeiros. Os procedimentos para coleta e tratamento dos dados encontram-se individualmente descritos a seguir:

1. Demonstrativos Contábeis extraídos da base de dados da Economática®.

Os dados extraídos dos demonstrativos contábeis foram coletados junto à base de informações da Economática®, trimestralmente, a partir do 4º trimestre de 2005 até o 4º trimestre de 2009, conforme demonstrado abaixo:

- a. Patrimônio Líquido anual de cada empresa, em moeda original, consolidado, demonstrado em milhares de reais.
- b. Lucro Líquido anual de cada empresa, em moeda original, consolidado, demonstrado em milhares de reais.
- c. Capital Social anual de cada empresa, em moeda original, consolidado, demonstrado em milhares de reais.

2. Mercado de Capitais brasileiro extraídos da base de dados da Economática®

Os dados extraídos das informações sobre o Mercado de Capitais da Economática® foram coletados, no período de 2006 a 2009, conforme demonstrado abaixo:

- a. Fechamento individual de cada ação de cada empresa, no último dia útil de cada ano, ajustado por proventos, em moeda original
- b. Beta do período de análise (2006 a 2009) de cada empresa

3. Mercado de Capitais extraídos da base de dados do *Yahoo Finance* [2009?]

As informações sobre o valor do fechamento índice do Ibovespa [2009?], no último dia útil de cada mês, no período de 2006 a 2009, foram extraídos do banco de dados do Yahoo Finance [2009?].

4. Mercado de Capitais extraídos da base de dados da Receita Federal do Brasil - RFB

As informações sobre o taxa de juros da Selic mensal, a partir de agosto de 2005 até dezembro de 2009, foram extraídos do sítio da Secretaria da RFB.

5. Banco de Dados da *Thomson Reuters*

As Previsões dos Lucros para o ano seguinte ($t+1$) dos Analistas Financeiros, mensalmente, no período de 2006 a 2009, foram extraídas do Bando de Dados da Thomson Reuters.

3.2.3 Efeitos da amostra

A amostra foi trabalhada com um cuidado especial, no que diz respeito ao efeito escala, ou seja, as diferenças produzidas pelo tamanho entre as distintas empresas da amostra, que podiam gerar a ocorrência da heterocedasticidade, ou seja, os termos de erro das equações da amostra podiam apresentar variâncias diferentes.

No estudo original de Bryan e Tiras (2007), devido ao expressivo número de empresas em sua pesquisa (42.320 empresas-ano), para controlar a heterocedasticidade e o efeito escala dos diferentes tipos de empresas, as variáveis dependentes e independentes da equação foram padronizadas, ponderando pela variável $V_{j,t-1}$ (valor de mercado da empresa no ano anterior), conforme proposto no estudo de Brown *et al* (1999).

No entanto, no presente estudo, este procedimento não será realizado, por ter a amostra sido considerada mais “homogênea”, sendo composta pelas principais empresas brasileiras de capital aberto que integram o Ibovespa, acompanhadas pelos analistas no sistema I/B/E/S, ou seja, a amostra é composta de empresas com tamanho mais padronizado, e que representam grande parte das negociações diárias ocorridas na Bolsa de Valores de São Paulo, – Bovespa, devido às suas representatividades econômicas, em termos de volume e liquidez. Segundo informações da Bovespa, as empresas que integram o Ibovespa respondem por 80% das negociações em termos de volume de negócios e de volume financeiro.

Para demonstrar a homogeneidade da amostra e revelar o agrupamento natural dos dados, procedeu-se a uma análise da distribuição de frequência para o conjunto de dados representantes do valor do patrimônio líquido das empresas da amostra, no período de 2006 a 2009, sendo 47 empresas distribuídas em quatro períodos totalizando 188 observações. Do total das observações, destaque-se que 152 observações encontram-se sintetizadas no bloco que demonstra o valor do patrimônio líquido aproximado de 12 bilhões de reais, 19 observações demonstram o patrimônio líquido de aproximadamente 24 bilhões de reais, e 06 observações demonstram o patrimônio líquido de 36 bilhões. Desta forma, ressalta-se que 94,15% da amostra têm o seu patrimônio líquido entre as faixas de 12 e 36 bilhões de reais, sendo que 80,81% da amostra apresentam o patrimônio líquido no bloco de 12 bilhões de reais. Abaixo, o histograma com o número de empresas no eixo de frequência e o valor do patrimônio líquido no eixo de bloco (GRAF. 1).

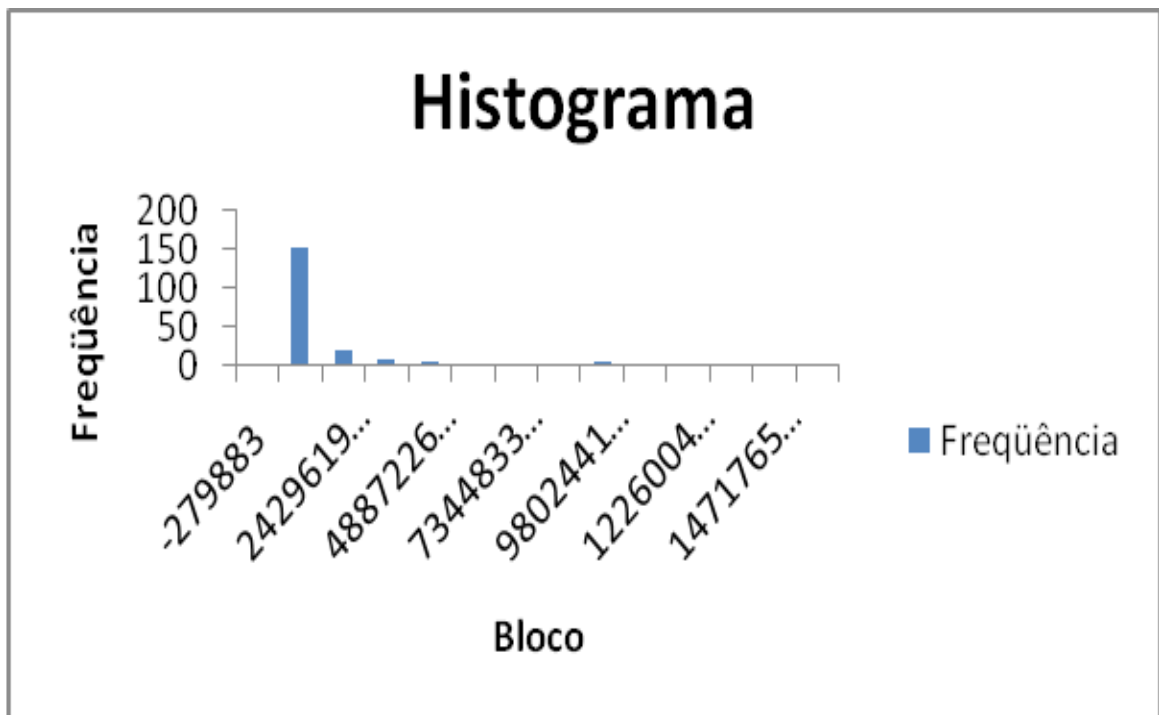


GRÁFICO 1 - Histograma das empresas

Fonte: Gráfico elaborado pelo autor.

3.2.4 Definição Teórica e Operacional das Variáveis

Segundo Cupertino e Lustosa (2006), o MO depende de três variáveis: a variável que representa o valor contábil do Patrimônio Líquido da empresa no período corrente ($b_{j,t}$), a que representa os lucros da empresa no período corrente ($x_{j,t}$), e a que representa as “outras informações” da empresa no período corrente ($v_{j,t}$). O modelo também depende dos parâmetros, ω e γ , e da taxa de desconto representativa do custo de capital r .

A aplicação dos testes depende da variável que representa o valor de mercado da empresa $V_{j,t}$.

Para testar as hipóteses deste estudo será necessário calcular a variável dependente Valor de mercado das empresas ($V_{j,t}$), para cada empresa da amostra em cada período. Esta variável dependente, $V_{j,t}$ foi configurada pela multiplicação do preço de fechamento das ações, no último dia de cada trimestre do ano, pelo número de ações de cada empresa ajustado pela oferta de novas ações e pelo pagamento de dividendos e juros sobre o capital próprio, conforme:

$$V_{j,t} = \text{Valor da Ação} \times \text{Número total de ações da Empresa}$$

As variáveis contábeis Patrimônio Líquido ($b_{j,t}$) e Lucro contábil ($x_{j,t}$) podem ser consideradas como as principais variáveis para se testar o modelo e exercem um papel fundamental no MO. A variável que representa o Patrimônio Líquido não exige tratamento especial para operacionalização do modelo. Neste estudo, será utilizado o valor do Patrimônio Líquido Legal apresentado nos demonstrativos financeiros das empresas. Já a variável que representa o lucro contábil merece melhor

detalhamento para sua utilização, pois, conforme apontado no estudo de Coelho e Carvalho (2007, p. 102), apesar de o Lucro Contábil ser um dos principais objetivos informacionais da contabilidade, o conceito vem sofrendo alterações ao longo do tempo. Independente disto, uma das premissas do modelo supõe que o resultado seja apurado pela relação do lucro limpo.

Lima (2008) destaca que todas as alterações nos ativos e passivos da empresa que não estejam relacionadas aos fatos contábeis que envolvam os proprietários da empresa, devem, necessariamente, transitar pela demonstração de resultados do exercício, caracterizando, assim, uma articulação limpa, sem viés, entre o Balanço e a Demonstração de Resultado do Exercício.

De acordo com a definição do Fasb (*Financial Accounting Standards Board*), e como destacado por Hendriksen e Van Breda (1999, p. 209), o conceito de lucro refere-se ao lucro operacional corrente, mais os itens extraordinários (eventos e transações de ocorrência menos frequente ou incomum, esta não sendo muito relacionada às operações normais); já o lucro líquido inclui o efeito acumulado de mudança de princípios contábeis e o lucro abrangente inclui, ainda, outras variações de capital não pertencentes aos proprietários.

Ainda analisando as definições do Fasb, sobre o conceito de lucro abrangente, conclui-se que ele se aproxima mais da definição de lucro limpo apontada por Ohlson, e parece corroborar seus pressupostos para a utilização da variável lucro contábil no Modelo.

Todavia, neste estudo, adota-se a mesma definição de Sánchez (2003) e Lima (2008) para a definição da variável lucro contábil. Nestes estudos, o Lucro Líquido depois da incidência dos impostos, foi considerado adequado para a implementação da variável Lucro Contábil no MO, pois, acredita-se que o Lucro Líquido seja menos “sensível” a distorções. Tal escolha também se baseia na conceituação de Lucro Lí-

quido apresentada por Coelho e Carvalho (2007) que aproxima, conceitualmente, a definição de lucro líquido da do lucro abrangente:

O conceito de “Lucro Líquido”, portanto, está associado ao funcionamento em continuidade da empresa, pois alcança as mudanças ocorridas nos ativos líquidos da mesma, decorrentes de sua atividade – normal, recorrente, operacional, não-recorrente, não-operacional –, definida por ações intencionais de agentes econômicos internos, seja da administração ou independentemente desta, até aquele momento da vida da firma (COELHO; CARVALHO, 2007, p. 124).

Ohlson (1995) argumenta que a variável “outras informações” do seu modelo, deve ser pensada como informações de valor relevante sobre eventos que tenham impactos importantes nos demonstrativos financeiros das empresas, devendo serem, portanto, incorporados aos dados contábeis em um momento futuro. Apesar da importância desta variável em seu modelo, Ohlson (1995) não define a forma de obtenção das informações para incorporação em seu modelo.

No entanto, em seu estudo de 2001, Ohlson declara que as “previsões de analistas” constituem uma ferramenta razoável para mensurar a variável “outras informações”, argumentando que o “consenso das previsões dos analistas” ($\bar{x}_{j,t}^{t+1}$) contém informações que representam a expectativa dos investidores para os resultados futuros da empresa.

Dessa forma, a previsão dos analistas para os lucros esperados no ano seguinte, ($t+1$) extraídos do banco de dados do sistema I/B/E/S, será utilizada como *proxy* para a variável “outras informações”.

Para mensurar os parâmetros de persistência, a base será o trabalho de DHS (1999), que considera, nos modelos que incorporam a variável de “previsões dos analistas” para os lucros do exercício seguinte ($t+1$), a utilização dos parâmetros de persistência na configuração de $\omega = 1$ e $\gamma = 0$, como os melhores para explicar os preços atuais das ações de empresas. Nesse sentido, utilizar-se-ão os valores fixos de persistência, $\omega = 1$ e $\gamma = 0$, no primeiro estágio da regressão (equação (8)).

Recorre-se à metodologia utilizada nos principais trabalhos sobre o MO, entre eles DHS (1999) e Lee (1999), que consideram a taxa de retorno do Patrimônio Líquido como taxa de desconto (r). Lee (1999) ressalta que, para estimar o custo de capital na DIL de Ohlson, os pesquisadores são atraídos para a metodologia do *Capital Asset Pricing Model* (CAPM). Dessa forma, para estimação desta variável deverão ser considerados dois pontos principais: 1) Taxa de Juros Livre de Risco, que poderá ser estabelecida para mensuração do resultado anormal; e 2) O custo de capital próprio via o CAPM, que será a taxa de desconto do modelo, sendo, seu cálculo para cada empresa determinado da seguinte forma:

$$k_e = r_f + \beta(r_m - r_f) \quad (9)$$

r_f = retorno sem risco, que será calculado pela taxa da Selic descontado do IR (15%)

r_m - retorno de mercado, que, neste caso, será o retorno do índice Ibovespa

β = medida de sensibilidade dos retornos de uma ação em relação ao retorno de mercado (volatilidade das ações)

A escolha da Selic como taxa livre de risco é fundamentada pela sua utilização como referência básica em políticas monetárias no Brasil, sendo indicada para remunerar

as Letras Financeiras do Tesouro (LFT). Securato (1996) argumenta que, no Brasil, as remunerações oferecidas pela poupança ou pelos títulos federais, a exemplo da LFT, poderiam ser consideradas como risco zero.

Optou-se por descontar da variação mensal da Selic a alíquota mínima de Imposto de Renda (15%), para assegurar a remuneração líquida no caso de investimentos em ativos desta natureza.

A seguir a tabela das remunerações com base na Selic capitalizada por ano que foram utilizadas para apuração da taxa de retorno para o capital livre de risco:

TABELA 1
Índices de remunerações com base na SELIC

2006	2007	2008	2009
0,15080	0,118481	0,124809	0,099238
68	07	847	98

Fonte: Dados extraídos do site RFB para elaboração da tabela

A seguir, a tabela das remunerações com base no Ibovespa capitalizado por ano que foram utilizados para apuração da taxa de retorno do mercado:

TABELA 2
Índices de remunerações com base na Ibovespa

2006	2007	2008	2009
0,329328	0,436479	-	0,826577
073	741	0,4122342	896
		92	

Fonte: Dados extraídos do site Yahoo Finance [2009?] para elaboração da tabela

O quadro com o beta do período de 2006 a 2009 de cada empresa que foi utilizado para medida de sensibilidade dos retornos de uma ação em relação ao retorno de mercado (volatilidade das ações) será destacado a seguir.

QUADRO 2: Beta das empresas 2006-2009

EMPRESAS - Beta período de 4 anos (31-12-2005 a 31-12-2009)					
Ordem	Nome	Beta	Ordem	Nome	Beta
1	Gol	1	25	Copel	0.9
2	Itausa	0.4	26	Tran Paulist	1
3	Gerdau Met	1.3	27	Cyrela Realty	0.8
4	Ambev	1	28	Sid Nacional	1.2
5	Souza Cruz	1.2	29	Lojas Americ	0.5
6	Telesp	0.6	30	Gerdau	1.4
7	Natura	0.7	31	Rossi Resid	2.4
8	ItauUnibanco	1.2	32	Gafisa	0.3
9	Celesc	0.6	33	Vale	0.7
10	Ultrapar	0.7	34	Comgas	0.4
11	Bradesco	0.5	35	Usiminas	1.2
12	Petrobras	0.4	36	Net	1.7
13	CCR Rodovias	0.5	37	Tam S/A	0.6
14	Lojas Renner	0.5	38	Cesp	0.9
15	P.Acucar-Cbd	1.1	39	Bradespar	1
16	Brasil	1.3	40	Tim Part S/A	0.1
17	Embraer	1.6	41	Telemar	0.2
18	Cemig	1.1	42	Telemar N L	1.1
19	Vivo	0.4	43	All Amer Lat	0.3
20	Klabin S/A	0.6	44	MMX Miner	0.6
21	Eletropaulo	1.4	45	Braskem	1.3
22	Sabesp	1.4	46	Ceb	1
23	Light S/A	1.4	47	Cosan	1
24	CPFL Energia	1			

Fonte: Dados extraídos de Economática® para elaboração do quadro pelo autor

3.2.5 Parâmetros para definição das Empresas com maior e menor dispersão na Previsão dos Analistas

Para a definição de empresas com alta e baixa dispersão, a amostra será dividida em dois grupos, de acordo com o percentual do desvio padrão sobre as médias das previsões individuais dos analistas, no último período de análise, sendo que 23 empresas, com maior percentual do desvio padrão sobre as médias das previsões, (ALTA) serão classificadas como grupo de empresas com maior dispersão na previsão dos analistas, enquanto 24 delas com menor percentual do desvio padrão sobre as médias das previsões (BAIXA) serão classificadas como grupo de empresas com menor dispersão na previsão dos analistas.

TABELA 3
CLASSIFICAÇÃO DA DISPERSÃO NA PREVISÃO DOS ANALISTAS

Ordem	Empresa	Desvio Padrão das Previsões dos Analistas	Consenso na previsão dos Analistas (Média)	Coefficiente de Variação	Classificação da Dispersão
1	Gol	0.07	2.62	0.03	Baixa
2	Itausa	0.03	0.81	0.03	Baixa
3	Gerdau Met	0.15	3.91	0.04	Baixa
4	Ambev	0.44	9.96	0.04	Baixa
5	Souza Cruz	0.22	4.92	0.05	Baixa
6	Telesp	0.22	4.39	0.05	Baixa
7	Natura	0.09	1.59	0.06	Baixa
8	ItauUnibanco	0.15	2.16	0.07	Baixa
9	Celesc	0.39	5.57	0.07	Baixa
10	Ultrapar	0.25	3.32	0.08	Baixa
11	Bradesco	0.19	2.21	0.09	Baixa
12	Petrobras	0.31	2.96	0.10	Baixa
13	CCR Rodovias	0.20	1.84	0.11	Baixa
14	Lojas Renner	0.14	1.33	0.11	Baixa
15	P.Acucar-Cbd	0.25	2.11	0.12	Baixa
16	Brasil	0.36	2.71	0.13	Baixa
17	Embraer	0.12	0.92	0.13	Baixa
18	Cemig	0.40	2.88	0.14	Baixa
19	Vivo	0.32	2.15	0.15	Baixa
20	Klabin S/A	0.09	0.63	0.15	Baixa
21	Eletropaulo	0.80	4.94	0.16	Baixa
22	Sabesp	0.96	5.95	0.16	Baixa
23	Light S/A	0.43	2.53	0.17	Baixa
24	CPFL Energia	0.43	2.49	0.17	Baixa
25	Copel	0.69	3.75	0.18	Alta
26	Tran Paulista	1.07	5.57	0.19	Alta
27	Cyrela Realty	0.33	1.56	0.21	Alta
28	Sid Nacional	0.34	1.57	0.21	Alta
29	Lojas Americ	0.05	0.23	0.23	Alta
30	Gerdau	0.20	0.83	0.24	Alta
31	Rossi Resid	0.26	0.97	0.27	Alta
32	Gafisa	0.27	0.93	0.29	Alta
33	Vale	0.50	1.69	0.30	Alta
34	Comgas	0.84	2.63	0.32	Alta
35	Usiminas	0.68	1.87	0.36	Alta
36	Net	0.55	1.35	0.41	Alta
37	Tam S/A	2.57	6.10	0.42	Alta
38	Cesp	1.40	3.24	0.43	Alta
39	Bradespar	0.98	1.93	0.51	Alta
40	Tim Part S/A	0.04	0.06	0.64	Alta
41	Telemar	2.66	4.05	0.66	Alta
42	Telemar N L	1.62	2.26	0.71	Alta
43	All Amer Lat	0.14	0.19	0.73	Alta
44	MMX Miner	0.23	-0.27	-0.87	Alta
45	Braskem	1.96	1.33	1.48	Alta
46	Ceb	2.33	0.95	2.45	Alta
47	Cosan	0.29	0.10	2.95	Alta

Fonte: Dados extraídos de ThonsomReuters para elaboração da tabela pelo autor.

3.2.6 Estimação do Modelo

Segundo Lima (2008), entre as divergências mais pontuais no que tange à adoção de uma metodologia para estimação do MO, destaca-se a escolha do método de análise: corte transversal ou séries temporais.

Após a revisão dos estudos que testaram empiricamente o MO, verificou-se que não existe uniformidade para utilização de um método de análise específico, sendo que, em alguns estudos, foram utilizados os procedimentos de estimação com séries temporais específicas para cada empresa, dados em painel com efeito fixo e dados em painel e Mínimos Quadrados Ordinários Agrupados.⁴

Ressalte-se que, nos estudos de Bryan e Tiras (2007), e também nos de DHS (1999), os procedimentos para estimação do MO foram todos baseados nos Mínimos Quadrados Ordinários Agrupados, sem que se mencionasse qualquer tratamento para o efeito da heterogeneidade não observada, nas amostras de empresas divididas entre vários setores.

Neste estudo optou-se pela utilização do método de dados em painel, no qual a mesma unidade de corte transversal será acompanhada ao longo do tempo, reunindo a amostra numa dimensão de empresas e tempo, simultaneamente. Gujarati (2006) argumenta que os dados em painel estão sendo cada vez mais utilizados em pesquisa econômica.

Gujarati (2006, p. 514), citando Baltagi, lista algumas vantagens na utilização dos dados em painel, nas quais se pode destacar: a combinação de séries temporais com dados de corte transversal que proporciona “(...) *dados mais informativos, mais variabilidade e menor colinearidade entre as variáveis, mais grau de liberdade e mais eficiência*”. Os estudos com dados em painel também são mais adequados ao

⁴ Pooled Ordinary Least Squares.

estudo de dinâmica da mudança; podem detectar e medir melhor os efeitos das variáveis; devido à possibilidade de aumento do tamanho da amostra, podem minimizar o viés que decorreria da agregação de dados, entre outros.

A primeira estimação do modelo será realizada por dados em painel e Mínimos Quadrados Ordinários Agrupados, em consonância com os procedimentos para estimação do MO e das demais equações dos testes de hipóteses. O processo de Estimação seguirá os seguintes passos:

- a) Empilhar os dados de tamanho $N \times T$, sendo N os indivíduos da amostra e T os períodos analisados na amostra;
- b) Estimar uma regressão múltipla, na qual a variável dependente $y_{(it)}$ se relaciona com cada uma das variáveis independentes $x_{(it)}$'s, sendo t o período de análise que varia entre os anos de 2006 e 2009 (ano) e i o indivíduo da análise, que varia de 1 a 47 empresas;
- c) Obter os coeficientes da regressão β 's previstos e interpretá-los;
- d) Utilizar os testes F e t , ou seja, as mesmas estatísticas da metodologia de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para realizar os testes de significância de uma relação de regressão múltipla. Será utilizado o teste F para determinar se existe uma relação significativa entre a variável dependente e o conjunto de todas as variáveis independentes (teste de significância global). O teste t , se cada uma das variáveis independentes do modelo é significativa individualmente (teste de significância individual).

Gujarati (2006, p. 525) destaca que as regressões com dados em painel podem apresentar vários problemas de estimação e inferência, pois os dados envolvem tanto dimensões transversais quanto temporais. Dessa forma, no tratamento dos dados podem-se enfrentar tanto os problemas que enfrentam os dados em corte transversal (como heterocedasticidade) quanto os que enfrentam os dados em corte temporal (como a autocorrelação).

Espera-se que não haja problemas de heterocedasticidade relativos ao efeito do tamanho variado das empresas na amostra, porque a amostra deste estudo, composta pelas principais empresas brasileiras listadas no mercado de capitais, foi considerada homogênea para a finalidade deste estudo, conforme análise na seção 3.2.3, deste capítulo.

Em relação aos problemas de autocorrelação, as DIL permitem que se estabeleça uma relação entre as informações correntes e futuras, a partir de um processo autorregressivo de primeira ordem AR(1), conforme será demonstrado na seção 3.2.7.

Adicionalmente, serão apresentados resultados das estatísticas descritivas para todas as variáveis trabalhadas nos testes, buscando informações complementares para interpretar as relações entre as variáveis e os seus padrões de comportamento e permitir a realização de inferências estatísticas, sobre as características dos elementos de interesse neste estudo.

Brown, Lo e Lys (1999) realizaram um estudo envolvendo o coeficiente de determinação (R^2) para pesquisas que utilizam as variáveis contábeis como *proxy* para avaliar os preços e retorno das ações de uma empresa (*value relevance*). Os autores analisaram empiricamente o poder de explicação dos dados contábeis na avaliação das empresas. Os resultados do estudo de Brown, Lo e Lys (1999) mostraram que a medida do R^2 pode levar a julgamentos incertos, quando houver a presença do efeito escala na amostra (devido ao tamanho diferente das empresas).

Brown, Lo e Lys (1999) concluem que os pesquisadores devem ter cautela com a interpretação dos resultados do R^2 apresentados na pesquisa em presença do efeito escala; sugerem que neste tipo de análise os resultados devem ser bem fundamentados.

Nesta pesquisa, espera-se encontrar resultados consistentes para análise e interpretação dos R^2 na apresentação dos testes, devido à homogeneidade considerada neste estudo para as empresas da amostra, conforme demonstrado na seção 3.2.3, deste capítulo.

3.2.7 Testes de Hipóteses

A equação de teste é matematicamente equivalente à equação original do MO, conforme apresentada na equação (8), considerando, inclusive, as orientações de Ohlson (2001) sobre os retornos anormais, pilares para sua análise. Para consistência com os testes de DHS (1999), assume-se que não existem dividendos e omitem-se os dividendos dos testes empíricos. “The exclusion of dividends does not alter our hypotheses or results in any material way”⁵. (BRYAN; TIRAS, 2007, p. 652)

A base para o desenvolvimento dos testes de hipóteses no MO será a sumarizada abaixo, conforme proposto no estudo de Hand (2001):

$$V_{j,t} = \frac{R\omega}{R-\omega} x_{j,t} + \frac{(R-1)\omega}{R-\omega} b_{j,t} + \frac{R}{(R-\omega)(R-\gamma)} v_{j,t} + \varepsilon_{j,t} \quad (10)$$

onde:

⁵ “A exclusão dos dividendos não altera a nossa hipótese ou resultados substancialmente”. (BRYAN e TIRAS, 2007, p. 652) Tradução do autor.

$V_{j,t}$ = Valor de Mercado (preço) do Patrimônio Líquido da Empresa j no tempo t ;

$x_{j,t}$ = Lucro Líquido da empresa j , do momento $(t-1)$ até t ;

$b_{j,t}$ = Valor do Patrimônio Líquido da empresa j no momento t ;

$R = 1 +$ custo de capital (r);

ω = parâmetro de persistência dos retornos anormais x_t^a ($0 \leq \omega < 1$);

γ = parâmetro de persistência da “outras informações” v_t ($0 \leq \gamma < 1$); e

$\varepsilon_{j,t}$ = termo de erro da regressão em relação à empresa j no momento t .

Como *proxy* para as variáveis que representam as “outras informações” da empresa no momento t ($V_{j,t}$), será utilizado o “consenso das previsões dos analistas” sobre os lucros da empresa para o exercício seguinte $t+1$ (próximo ano).

No entanto, as “previsões dos analistas” refletem as informações contidas nos demonstrativos financeiros, como o próprio lucro e valor do patrimônio líquido, além das “outras informações” não contempladas pelos fundamentos da contabilidade.

Dessa forma, a média prevista dos lucros futuros ($\bar{x}_{j,t}^{t+1}$) será, então, altamente correlacionada com ($x_{j,t}$), tal que as implicações empíricas da equação de regressão (10), inclusive para a variável ($V_{j,t}$), não serão explicativas.

Para evitar as implicações de correlação entre as variáveis descritas acima, as DIL presentes no MO permitem que se estabeleça uma relação entre as informações correntes e futuras, a partir de um processo auto-regressivo de primeira ordem AR(1).

Espera-se que o termo de erro deste processo AR(1) contenha “outras informações” relevantes para avaliação da firma, que não foram explicadas pelas variáveis contábeis de lucro e patrimônio líquido. Isso significa que as variáveis contábeis explicativas do modelo não serão correlacionadas com o resíduo da equação do primeiro estágio. Logo, a variável “outras informações” pode ser relevante para explicar o preço de mercado da empresa. Gujarati (2006) afirma que o processo AR(1) é muito simples e demonstrou ser muito útil para várias aplicações.

Dessa forma, a estimação da variável (v_t) será realizada neste processo AR(1), diretamente dos fundamentos da contabilidade, como demonstrado por Bryan e Tiras (2007) e exposto a seguir:

$$f_{j,t} = \delta_0 + \delta_1 x_{j,t} + \delta_2 b_{j,t} + v_{j,t} \quad (11)$$

onde:

$f_{j,t}$ = “consenso das previsões dos analistas” para os lucros do próximo ano;

δ = coeficientes de regressão;

$v_{j,t}$ = resíduo das regressões, que serão as *proxies* para “outras informações” no segundo estágio.

Para cada ano da amostra, será estimada a equação (11), usando todos os anos observados na amostra. O estudo de Bryan e Tiras (2007) demonstra que a variável “*outras informações previstas*” ($\hat{v}_{j,t}$) é significativa como *proxy* para a variável “*outras informações*” ($v_{j,t}$) na equação (10), conforme demonstrado a seguir:

$$V_{j,t} = \beta_0 + \beta_1 x_{j,t} + \beta_2 b_{j,t} + \beta_3 \hat{v}_{j,t} + \mu_{j,t} \quad (12)$$

onde:

β_i = coeficientes da regressão;

$\hat{v}_{j,t}$ = resíduo da regressão na equação (11) e *proxy* para variável “*outras informações*” na equação $f_{j,t}$; e

$\mu_{j,t}$ = resíduo da regressão

A equação (12) servirá para representar o modelo proposto por Ohlson (2001), consistente com as variáveis de “lucro”, “valor do Patrimônio Líquido” e previsão residual dos analistas, e será a base para realização dos testes de hipóteses, sendo denominado modelo EBAF.

Se as “previsões dos analistas” contêm informações, além das refletidas somente no “lucro” e no “valor do Patrimônio Líquido” das empresas do mercado brasileiro, espera-se que, além de um coeficiente positivo para variável $\hat{v}_{j,t}$ ($\beta_3 > 0$), o poder explicativo da equação (12) seja maior que o poder de explicação de uma equação que omita esta variável $\hat{v}_{j,t}$ da regressão. Para se proceder a esta comparação, será criado um modelo base que suprima a variável $\hat{v}_{j,t}$, na equação (12) e, simplesmente, rodar-se-á uma regressão com variável dependente, sendo os preços de mercados das empresas e as variáveis explicativas “lucro” e “valor do Patrimônio

Líquido” de empresas no mercado brasileiro, denominado modelo EB (equação (13)).

Os testes que serão implementados na hipótese 1 deste estudo (H_1) servirão para verificar, se a inclusão da variável explicativa $\hat{V}_{j,t}$ incrementa o poder de explicação da equação de avaliação de empresas do MO, em relação ao poder de explicação da equação de avaliação de empresas do referido modelo, sem a variável $\hat{V}_{j,t}$, comparando os R^2 ajustados das equações do modelo EBAF (R_{EBAF}^2) e do modelo EB (R_{EB}^2). Abaixo, a formalização deste primeiro teste de hipóteses:

H_{1a} (Hipótese para avaliação do poder explicativo da variável “previsões dos analistas”): O R^2 ajustado da equação do modelo com as variáveis de “lucro”, “valor do Patrimônio Líquido” e previsão residual dos analistas (EBAF) é significativamente maior que o R^2 ajustado da equação do modelo com as variáveis explicativas “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido” (EB):

$$H_{1a} = [(R_{EBAF}^2) - (R_{EB}^2) > 0].$$

O próximo teste de hipóteses será implementado para verificar a afirmativa de DHS (1999), de que o MO não é mais descritivo para os preços de mercado, do que um modelo qualquer que capitalize as “previsões dos analistas”. Essa implicação significa que o “lucro” e o “valor do Patrimônio Líquido” das empresas não têm maior poder explicativo incremental do que as “previsões dos analistas”. Para verificação deste teste, Bryan e Tiras (2007) criaram um novo modelo no qual regridem os preços de mercados das empresas com a variável explicativa “previsões dos analistas”, detalhado abaixo:

$$V_{j,t} = \pi_0 + \pi_1 f_{j,t} + k_{j,t} \tag{14}$$

onde:

$f_{j,t}$ = “consenso das previsões dos analistas” para os lucros do próximo ano;

π = coeficiente de regressão; e

$k_{j,t}$ = resíduo da regressão.

Na equação (14), (modelo AF), a taxa de desconto será utilizada diretamente no coeficiente de regressão, em vez de dividir a variável independente $f_{j,t}$ por uma taxa de desconto. A comparação dos R^2 ajustados das equações do modelo EBAF (R_{EBAF}^2) e do modelo AF (R_{AF}^2) servirá como base para o teste do poder explicativo do “lucro” e do “valor do Patrimônio Líquido”. Abaixo, a formalização para configuração do primeiro teste de hipóteses:

H_{1b} (Hipótese para avaliação do poder explicativo incremental das variáveis “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido”): O R^2 ajustado, da equação do modelo, com as variáveis de “lucro”, “valor do Patrimônio Líquido” e previsão residual dos analistas (EBAF) é significativamente maior que o R^2 ajustado da equação do modelo com as variáveis explicativas “previsões dos analistas” (AF):

$$H_{1b} = [(R_{EBAF}^2) - (R_{AF}^2) > 0].$$

Estas primeiras configurações das hipóteses devem servir de parâmetro para confirmar os achados de DHS (1999) relativos ao poder explicativo das variáveis de “previsões dos analistas”, “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido”.

As configurações para os próximos testes de hipóteses servirão de parâmetro para verificar a diferença dos resultados em ambiente de informação mais escassa. Ohlson (2001) argumenta que os preços de mercado das empresas dependem parcialmente da relação dos lucros correntes e parcialmente da relação dos lucros correntes e lucros futuros. A capacidade de predição dos lucros futuros determina o poder de explicação do modelo de avaliação, principalmente em relação à variável “outras informações”. Uma questão importante neste contexto de capacidade de predição dos lucros é que, em ambientes com a qualidade informação mais escassa, esta capacidade de predição dos lucros será menor, do que em ambientes de boa qualidade de informação.

Conforme Brown *et al* (1987a), a habilidade de predição dos analistas em ambientes de informação de qualidade inferior (escassa) também será menor, desde que não haja fatores relevantes a serem considerados em suas análises, como algum privilégio de informação, por exemplo. Conforme a premissa do estudo de Bryan e Tiras (2007), em sua segunda configuração do teste de hipóteses, espera-se que o poder de explicação das “previsões dos analistas” e que “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido” sejam menores em ambientes de informação de qualidade inferior.

Outro ponto importante é que, em ambiente de informação de qualidade inferior, é improvável que os analistas confiem nos lucros para fazerem projeção dos resultados futuros. Os estudos de Liu *et al* (2004) confirmam a afirmativa de Bryan e Tiras (2007) quando estes, ao proporem a dispersão de previsão dos analistas como uma *proxy* para o ambiente de informação, justificam que, em ambientes de informação de qualidade inferior, as “previsões dos analistas” são menos correlacionadas com “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido”.

Os resultados do estudo de Liu *et al* (2004) sugerem que, em ambientes de informação de qualidade inferior, os analistas são forçados a utilizarem “outras informações” relevantes, ao invés de informações sobre o “lucro” e o “valor

Patrimônio Líquido”, na formulação de suas análises. Seguindo esta linha de raciocínio, em ambientes de informação de qualidade inferior, os analistas focarão menos nas informações de desempenho do passado e mais em “outras informações”, aumentando a proporção do poder explicativo do “lucro” e do “valor do Patrimônio Líquido”.

Se os analistas em ambiente de informação de qualidade inferior não consideram o “lucro” e o “valor do Patrimônio Líquido” como base para suas previsões, aumenta-se, então, a probabilidade de que o “lucro” e o “valor do Patrimônio Líquido” contenham informações sobre os lucros futuros não capturados por analistas.

Ressalte-se que, em ambientes de informações mais escassas, os analistas tendem a não investir em recursos adicionais para discernir entre informações relevantes e ruídos de mercados, a não ser que tenham outras fontes de informação que possam acrescentar valores relevantes a serem considerados em suas previsões. Outros participantes de mercado, que não tenham fontes privilegiadas de informações, tenderão a confiar mais nas informações de lucros refletidas em ambientes de qualidade de informação mais escassa. Desta forma, em ambientes de qualidade mais escassa de informações, espera-se encontrar uma proporção mais alta do poder explicativo de “lucro” e de “valor do Patrimônio Líquido”, não correlacionada às “previsões dos analistas”, do que em ambientes com boa qualidade de informação.

Assim sendo, a dispersão das “previsões dos analistas” pode configurar uma *proxy* efetiva para a qualidade do ambiente de informação baseado na literatura de Brown *et al* (1987b), Wiedman (1996), Barron *et al* (1998), Gebhardt *et al* (2001) e Hand e Mary (2000)). Dessa forma, as próximas configurações dos testes de hipóteses podem ser formalizadas como abaixo:

H_{2a} (H-L: Hipótese para avaliação do poder explicativo da variável “previsões dos analistas” para empresas com maior e menor dispersão nas “previsões

dos analistas”): O poder de explicação incremental da variável “previsões dos analistas”, em relação ao “lucro” e ao “valor do Patrimônio Líquido” é maior para empresas com alta dispersão, do que para firmas com baixa dispersão, na opinião dos analistas:

$$H_{2a} = ((R_{EBAF}^2 - R_{EB}^2)^H > (R_{EBAF}^2 - R_{EB}^2)^L)$$

H_{2b} (H-L: Hipótese para avaliação do poder explicativo das variáveis “lucro” e o “valor do Patrimônio Líquido” para empresas com maior e menor dispersão nas “previsões dos analistas”): O poder de explicação incremental de “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido”, em relação às “previsões dos analistas” é maior para empresas com alta dispersão, do que para firmas com baixa dispersão, na opinião dos analistas:

$$H_{2b} = ((R_{EBAF}^2 - R_{AF}^2)^H > (R_{EBAF}^2 - R_{AF}^2)^L)$$

Em suas análises de resultado, DHS (1999, p. 29) evidenciaram que os modelos de avaliação de empresas que incorporam a variável “previsões dos analistas” para os lucros do exercício seguinte ($t+1$), têm grande habilidade para explicar o preço atual das ações, do que outros modelos que não incorporam esta variável.

Além disso, DHS (1999, p. 29) afirmaram que, dos Modelos testados por eles, os modelos que incorporam a variável “previsões dos analistas” para os lucros do exercício seguinte ($t+1$), utilizando os parâmetros de persistência na configuração de $\omega=1$ (parâmetro de persistência dos lucros = 1) e $\gamma = 0$ (parâmetro de persistência das “outras informações” = 0), são os melhores para explicar os preços atuais das ações de empresas.

Desse modo, as configurações para o último teste de hipóteses servirão como parâmetro para verificar se, realmente, o relaxamento dos procedimentos de estimação do estudo de Bryan e Tiras (2007), em relação à utilização dos parâmetros de persistência e da taxa de desconto do MO (1995, 2001) e conforme equação (12) seria mais explicativo para os preços de mercado das empresas analisadas, que a equação original do MO (equação (10)), com a utilização dos parâmetros de persistência apontados como os melhores, para a explicação dos preços atuais das empresas, no estudo de DHS (1999, p. 29). Para evitar implicações de correlação entre as variáveis descritas anteriormente, as DIL com a estimação da variável (v_t) também serão realizadas neste processo AR(1), diretamente dos fundamentos da contabilidade. Assim, a equação DHS será representada pela seguinte expressão (equação (15)):

$$V_{j,t} = \frac{R\omega}{R-\omega}x_{j,t} + \frac{(R-1)\omega}{R-\omega}b_{j,t} + \frac{R}{(R-\omega)(R-\gamma)}\hat{v}_{j,t} + \varepsilon_{j,t} \quad (15)$$

Espera-se que o poder explicativo da equação (12) EBAF seja superior ao poder de explicação da equação (15) DHS. A comparação dos R^2 ajustados das equações do modelo EBAF (R^2_{EBAF}) e do modelo DHS (R^2_{DHS}) servirão como base para o teste do poder explicativo das equações representantes dos modelos. A formalização para a configuração do último teste de hipóteses segue abaixo:

H₃ (R^2 EBAF- R^2 DHS: Hipótese para avaliação do poder explicativo da equação proposta por Bryan e Tiras 2007 (EBAF) e da equação propostas por Dechow, Hutton e Sloan 1999 (DHS), como a que melhor explica o valor das empresas):

$$H_3 = [(R^2_{EBAF}) - (R^2_{DHS}) > 0].$$

4 RESULTADOS EMPÍRICOS

Este estudo propôs-se a testar a influência da dispersão na previsão dos analistas, sobre o valor explicativo incremental das variáveis “previsões dos analistas”, “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido”, com base na metodologia do MO para avaliação de empresas no mercado brasileiro, a partir da metodologia descrita no capítulo 3.

Neste capítulo, apresentam-se os resultados e as análises obtidas na observação das variáveis e nas regressões testadas, ressaltando-se as implicações teóricas do estudo. Para tanto, as análises estão organizadas sob a mesma dinâmica, apresentada no desenvolvimento da metodologia, no capítulo 03.

4.1 Análise das variáveis testadas e inferências sobre o ambiente de informação.

Na TAB. 4, apresentam-se as estatísticas descritivas de todas as variáveis trabalhadas na amostra, de forma completa, de todas as variáveis trabalhadas na divisão da amostra, de acordo com a classificação das empresas por baixa dispersão, e de todas as variáveis trabalhadas na amostra, de acordo com a classificação das empresas por alta dispersão, além de um resumo com a definição das variáveis, do período e das divisões das amostras consideradas nos testes.

TABELA 4
Estatística descritiva das variáveis trabalhadas na amostra

	Amostra Completa			Amostra Baixa Dispersão (L)			Amostra Alta Dispersão (H)			Diferença entre as Médias (H - L)
	Média	Mediana	Desvio Padrão	Média	Mediana	Desvio Padrão	Média	Mediana	Desvio Padrão	
Xjt	5,359,9	1,610,	11,897,96	7,497,6	2,125,9	14,460,9	3,349,3	980,	8,524,9	(4,148,248
	23	140	8	30	78	59	81	887	78)
Bjt	11,099,7	4,835,	21,858,03	14,581,1	5,151,4	26,850,4	7,864,1	3,834,	15,368,8	(6,716,996
	02	701	9	34	63	51	38	517	17)
Vjt	22,678,2	8,486,	42,774,90	29,402,1	11,013,9	48,983,3	16,562,3	6,875,	35,602,3	(12,839,820
	72	512	5	64	23	86	44	526	11)
X aj	10,126,1	2,857,	33,598,13	13,779,5	4,225,7	41,978,2	6,587,9	1,222,	23,034,5	(7,191,535
	65	213	2	06	51	20	71	897	80)
B aj	11,099,7	4,835,	21,858,03	14,581,1	5,151,4	26,850,4	7,864,1	3,834,	15,368,8	(6,716,996
	02	701	9	34	63	51	38	517	17)
F aj	5,094,7	2,135,	14,310,29	6,759,2	2,688,5	17,256,7	3,447,4	1,175,	10,833,0	(3,311,828
	28	010	3	80	75	91	53	997	13)
F	1,944,5	713,	4,391,36	2,560,6	798,7	4,912,4	1,369,5	477,	3,838,4	(1,191,111
	47	065	6	81	80	35	71	003	40)
Ke	27%	34%	47%	25%	34%	45%	29%	34%	49%	4%

A estatística descritiva ao nível de confiança de 95%

Período de análise das variáveis relativo aos anos de 2006 a 2009

Amostra completa com representação de 47 empresas

Amostras com baixa dispersão com representação de 24 empresas

Amostras com alta dispersão com representação de 23 empresas

O total de observações de cada amostra é de 188

Apresentação das Definições das Variáveis:

Xjt Lucro anual das empresas

Bjt Patrimônio Líquido das empresas

Vjt Valor das empresas de mercado

X aj Lucro anual das empresas ajustados com os parâmetros de persistência e a taxa de desconto conforme a metodologia de DHS (1999)

B aj Patrimônio Líquido das empresas ajustados com os parâmetros de persistência e a taxa de desconto conforme a metodologia de DHS (1999)

F aj Consenso das Previsões dos Analistas para cada empresa ajustados com os parâmetros de persistência e a taxa de desconto conforme a metodologia de DHS (1999)

F Consenso das Previsões dos Analistas para cada empresa

Ke Custo de Capital Próprio

Fonte: Tabela elaborada pelo autor.

As empresas com menor dispersão das previsões dos analistas para formação do consenso apresentaram, em média, lucros, valor do patrimônio líquido, valor de mercado e o “consenso das previsões dos analistas” para os lucros do período seguinte (t+1), maiores que as empresas com maior dispersão, conforme resultados observados na TAB. 4. Destaca-se, inclusive, que as médias da amostra com baixa dispersão são significativamente superiores aos das médias das amostras com alta dispersão.

As variáveis lucro, valor do patrimônio líquido e valor de mercado ajustados pelos parâmetros de persistência e taxa de desconto, conforme a metodologia proposta por DHS (1999), não apresentaram comportamentos significativamente diferentes daqueles das variáveis de lucro, patrimônio líquido e valor de mercado da empresa sem o ajuste, conforme relatado no parágrafo anterior.

No entanto, ressalte-se que as variáveis lucros e de previsão de lucros dos analistas para o ano seguinte, ajustadas pelos parâmetros de persistências e pela taxa de desconto, tiveram um aumento nas médias de seus resultados, substancialmente, em comparação com as médias das variáveis sem o devido ajuste, tanto na amostra completa, quanto nas amostras de alta e de baixa dispersão. Esse resultado indica que tais ajustes nas variáveis podem alterar os resultados das regressões no MO.

A variável “lucros anuais” das empresas com alta dispersão representou em média 45%, em relação à média da mesma variável relativa às empresas com baixa dispersão no período analisado; já o valor do patrimônio líquido das empresas com alta dispersão representou 54%, em relação à média das empresas com baixa dispersão no período analisado, e o valor de mercado das empresas com alta dispersão representou 56% do valor de mercado das empresas com baixa dispersão. Resumindo, os resultados mostrados permitem inferir que, na média, apesar de o valor de “mercado” das empresas com alta dispersão representar 56% do valor das empresas com baixa dispersão, os “lucros anuais” das empresas com alta dispersão representam somente 45% dos lucros das empresas com baixa dispersão.

Dessa forma, há evidências iniciais, conforme o estudo de Liu *et al* (2004), de que a análise da dispersão na previsão dos analistas seja interessante para inferir sobre a qualidade do ambiente de informação da empresa, sendo permitido abstrair neste caso, que as empresas podem influenciar, indiretamente, as opiniões dos analistas para a emissão de boas recomendações e opiniões em suas análises e, assim, mesmo que os “lucros anuais” das empresas com alta dispersão perfaçam apenas

45% dos lucros auferidos por empresas com alta dispersão, o valor de mercado das empresas de alta dispersão atingem 56% do valor de mercado das empresas que apresentam baixa dispersão.

Além disso, a média do custo de capital próprio para as empresas com menor dispersão foi 4% inferior às empresas com maior dispersão, evidenciando que os analistas exigem um prêmio de risco maior para as empresas com ações de maior dispersão, acrescentando, ainda, que a alta dispersão possa estar associada com a taxa de desconto utilizada pelos analistas, a fim de descapitalizar a expectativa de resultados futuros do investimento.

TABELA 5
Relação Lucro/Patrimônio Líquido

Resultados	Amostra Baixa Dispersão (L)	Amostra Alta Dispersão (H)
Média dos Lucros	7, 497, 630	3, 349, 381
Valor do PL	14,581,134	7, 864, 138
Relação de lucros/PI	51%	43%

Fonte: Tabela elaborada pelo autor.

Observa-se na TAB. 5 que, na média, os lucros anuais das empresas com baixa dispersão representam, aproximadamente, 51% do seu patrimônio líquido, enquanto que esta mesma média nas empresas com alta dispersão representa apenas 43%. Estes resultados corroboram uma premissa importante dos estudos de Liu *et al* (2004), que demonstra que as empresas com maior dispersão na previsão dos analistas para os resultados futuros têm menor retorno futuro.

Os resultados obtidos acima corroboram integralmente a base teórica delineada na seção 2.2.8, na qual se descreve a possibilidade de se relacionar as propriedades do ambiente de informação das empresas com as “previsões dos analistas”, demonstrando que o grau da crença média dos analistas (consenso) auxilia a inferir sobre as incertezas do ambiente de informação das empresas. Segundo Barron *et al* (1998), a dispersão da previsão dos analistas poderia refletir a idiosincrasia dos

analistas em relação às expectativas de resultados futuros da empresa (lucros no ano $t+1$), uma vez que as informações públicas disponíveis representam o primeiro conjunto de sinais que são comumente compartilhados por todos os analistas.

A seguir, apresenta-se a matriz de correlação entre as variáveis amostrais observadas neste estudo (TAB. 6):

TABELA 6
Matriz de correção entre as variáveis amostrais

Matriz de Correlação das Variáveis da Amostra								
	X_{jt}	B_{jt}	V_{jt}	X_{aj}	B_{aj}	F_{aj}	F	Ke
X_{jt}	1							
	0.94834							
B_{jt}	2	1						
	0.84340							
V_{jt}	7	0.8986	1					
	0.56717							
X_{aj}	2	0.50533	0.50899	1				
	0.94834							
B_{aj}	2	1	0.8986	0.50533	1			
	0.62323	0.59843	0.69635	0.88825	0.59843			
F_{aj}	1	2	5	4	2	1		
	0.92679	0.89939	0.82883	0.32420	0.89939	0.49868		
F	9	2	8	2	2	2	1	
	-							
Ke	-	0.01943	0.11633	0.25219	0.01943	0.29262	0.0794	
	0.01779	3	7	5	3	2	9	1

Fonte: Tabela elaborada pelo autor.

A matriz de correlação (TAB. 6) demonstra a associação linear positiva entre a variável que representa o valor de mercado das empresas (V_{jt}) e as de lucro anual das empresas (X_{jt}), Patrimônio Líquido das Empresas (B_{jt}) e Previsão dos Analistas para o Lucro das empresas (F).

Destaca-se que a variável (F), apesar de positivamente relacionada com a variável (V_{jt}), está associada com essa variável em menor intensidade que as variáveis (X_{jt}) e (B_{jt}), o que permite inferir que as variáveis lucros (X_{jt}) e valor do patrimônio líquido (B_{jt}) podem ser mais importantes para a explicação dos preços de mercados das

empresas, do que a variável que representa a previsão dos analistas para os lucros do próximo ano (F).

Outra observação importante na matriz de correlação (TAB. 6) refere-se à forte relação linear positiva entre a variável dos analistas (F) e as variáveis lucros (X_{jt}) e valor do patrimônio líquido (B_{jt}), indicando que os analistas dependem, fundamentalmente, das informações contábeis para elaborar suas previsões sobre os lucros futuros das empresas. Estas observações estão em consonância com pesquisas sobre avaliação de empresas, como demonstrado no trabalho de Bryan e Tiras (2007).

As variáveis de lucro (X_{aj}), valor do patrimônio líquido (B_{aj}), valor de mercado (V_{jt}) e previsão dos analistas (F_{aj}), todas ajustadas pelos parâmetros de persistência e pela taxa de desconto, conforme a metodologia proposta por DHS (1999) apresentaram relação linear entre si, com intensidade significativamente menor do que as variáveis X_{jt} , B_{jt} , F e V_{jt} apresentaram entre si, sem o respectivo ajuste.

Estes resultados demonstram que os parâmetros de persistência e as taxas de desconto alteram de maneira não proporcional a relação linear entre as variáveis. Dessa maneira, espera-se que o MO ajustado com os parâmetros de persistência e com a taxa de desconto na equação (15) deste estudo (DHS), seja mais explicativo para os preços de mercado das empresas, do que na equação (12), também deste estudo (EBAF).

A seguir, são apresentados os coeficientes da Matriz de Correlação de *Pearson*, entre as variáveis amostrais observadas neste estudo, para variáveis da amostra com alta dispersão na previsão dos analistas, para as variáveis da amostra com baixa dispersão na previsão dos analistas e a diferença dos resultados, entre as matrizes de alta dispersão e de baixa dispersão (TAB. 7):

TABELA 7
Coefficientes da Matriz de Correlação

PAINEL A - Matriz de Correlação Empresas com alta dispersão na previsão dos analistas (23 empresas)								
	X_{jt}	B_{jt}	V_{jt}	X_{aj}	B_{aj}	F_{aj}	F	Ke
X_{jt}	1							
	0.86969							
B_{jt}	9	1						
	0.80366	0.84332						
V_{jt}	5	2	1					
	0.59214	0.38409						
X_{aj}	9	3	0.58276	1				
	0.86969		0.84332	0.38409				
B_{aj}	9	1	2	3	1			
	0.63355	0.42449	0.69627	0.92458	0.42449			
F_{aj}	4	8	3	6	8	1		
	0.91761	0.82349	0.71098	0.30921	0.82349	0.43763		
F	9	2	5	6	2	1	1	
				0.19713		0.21232	-	
Ke	-0.05483	-0.0051	0.10975	2	-0.0051	9	0.13002	1

PAINEL B - Matriz de Correlação Empresas com baixa dispersão na previsão dos analistas (24 empresas)								
	X_{jt}	B_{jt}	V_{jt}	X_{aj}	B_{aj}	F_{aj}	F	Ke
X_{jt}	1							
	0.97340							
B_{jt}	8	1						
	0.86015							
V_{jt}	5	0.92594	1					
	0.55042	0.53364	0.47483					
X_{aj}	7	9	7	1				
	0.97340			0.53364				
B_{aj}	8	1	0.92594	9	1			
	0.61111	0.65290	0.69251		0.65290			
F_{aj}	3	8	8	0.87601	8	1		
	0.94101	0.94390	0.89102	0.32238	0.94390	0.52101		
F	8	6	8	9	6	7	1	
	0.02366	0.05412	0.15426	0.32701	0.05412	0.38631	-	
Ke	3	9	2	5	9	1	0.02407	1

PAINEL C - Diferença entre a Matriz de Correlação Empresas com alta e baixa dispersão na previsão dos analistas								
	X_{jt}	B_{jt}	V_{jt}	X_{aj}	B_{aj}	F_{aj}	F	Ke
X_{jt}	0	0	0	0	0	0	0	0
B_{jt}	-0.10371	0	0	0	0	0	0	0
		-						
V_{jt}	-0.05649	0.08262	0	0	0	0	0	0
	0.04172	-	0.10792					
X_{aj}	2	0.14956	3	0	0	0	0	0
B_{aj}	-0.10371	0	-0.08262	-0.14956	0	0	0	0
	0.02244	-	0.00375	0.04857	-			
F_{aj}	1	0.22841	5	6	0.22841	0	0	0
		-			-			
F	-0.0234	0.12041	-0.18004	-0.01317	0.12041	0.08339	0	0
		-			-			
Ke	-0.07849	0.05923	-0.04451	-0.12988	0.05923	0.17398	0.10595	0

Fonte: Tabela elaborada pelo autor.

A matriz de diferença entre a correlação das variáveis com alta e com baixa dispersão na previsão dos analistas (Painel C da TAB. 7) demonstra que as associações lineares positivas entre a variável que representa o valor de mercado das empresas (V_{jt}) com as variáveis de lucro anual das empresas (X_{jt}), Patrimônio Líquido das Empresas (B_{jt}) e Previsão dos Analistas para o Lucro das empresas (F) é menor para as empresas com alta dispersão na previsão dos analistas do que para empresas com menor dispersão na previsão dos analistas. Estes resultados estão demonstrados no painel C da TAB. 7, que representa o resultado da subtração de cada coeficiente de correlação do painel A (amostra com alta dispersão), com cada coeficiente de correlação do painel B (amostra com baixa dispersão), sendo que todos os resultados das variáveis sem o ajuste estão demonstrados com sinal negativo, a saber, das variáveis X_{jt} , B_{jt} , F e V_{jt} .

Estes resultados reforçam as indicações de que os analistas confiam mais nas informações dos fundamentos da contabilidade, quando as empresas estão inseridas no ambiente de informação com maior qualidade. Estes achados permitem a introspecção de que, quando a dispersão das informações diminui, os analistas consideram com mais precisão as informações fundamentais da contabilidade. Os resultados sustentam, ainda que, a utilização da *proxy* de dispersão na previsão dos analistas tende a ser efetiva para inferir sobre o ambiente de informação das empresas brasileiras no mercado de capitais.

A análise da estimação da variável ($V_{j,t}$) realizada pelo processo AR(1), na (equação (11)), conforme demonstrado na TAB. 8, com o objetivo de capturar “outras informações” não disponibilizadas pelos fundamentos da contabilidade, também permite algumas inferências sobre a variável de “consenso dos analistas” ($f_{j,t}$).

Uma primeira inferência seria o fato de que, em torno de 5% de probabilidade (valor p), as variáveis de “lucro” e “valor Patrimônio Líquido” são explicativas para a variável de “consenso das previsões dos analistas”, conforme demonstrado no R^2

ajustado, que apresentou o resultado de 0,8701, demonstrado no painel “A” da TAB. 8, considerando a amostra completa de todas as empresas (47 empresas). Isto significa que as variáveis de “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido” têm alto poder de explicação da variável de “consenso das previsões dos analistas”, considerada a amostra completa das empresas no painel “A” da TAB. 8.

TABELA 8
Resumo das propriedades de estimação – 1º. Estágio

Resumo das Propriedades da Estimação no 1o estágio da Regressão por MQO Agrupados das Previsões dos analistas sobre Lucros e Valor do Patrimônio Líquido

$$f_{j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 x_{j,t} + \alpha_2 b_{j,t} + v_{j,t}$$

Painel A - Amostra Completa

		Coefficiente	Erro Padrão	Teste t	Valor P
	$x_{j,t}$	0,2785735	0,0312760	8,9100000	0,0000000
	$b_{j,t}$	0,0356019	0,0170692	2,0900000	0,0380000
Número de observações		188			
R ²		0,8735			
R ² ajustado		0,8701			
Teste F		0,0000			
R ² ano 2006		0,8714			
R ² ano 2007		0,9377			
R ² ano 2008		0,9679			
R ² ano 2009		0,9730			
R ² (médio 2006 a 2009)		0,9375			

Painel B - Amostra Alta Dispersão (H)

		Coefficiente	Erro Padrão	Teste t	Valor P
	$x_{j,t}$	0,3754183	0,0387613	9,69	0,000
	$b_{j,t}$	0,0230362	0,0214735	1,07	0,286
Número de observações		92			
R ²		0,8542			
R ² ajustado		0,8458			
Teste F		0,0000			
R ² ano 2006		0,8925			
R ² ano 2007		0,9595			
R ² ano 2008		0,9838			
R ² ano 2009		0,9138			
R ² (médio 2006 a 2009)		0,9374			

Painel C - Amostra Baixa Dispersão (L)

		Coefficiente	Erro Padrão	Teste t	Valor P
	$x_{j,t}$	0,1600482	0,0468714	3,41	0,001
	$b_{j,t}$	0,0873088	0,0253072	3,45	0,001
Número de observações		96			
R ²		0,9127			
R ² ajustado		0,9079			
Teste F		0,0000			
R ² ano 2006		0,8582			
R ² ano 2007		0,9344			
R ² ano 2008		0,9933			

R ² ano 2009	0,9958
R ² (médio 2006 a 2009)	0,9454

Painel D- Diferença nos resultados da entre a Amostra de Alta e Baixa Dispersão (H-L)

R ²	-0,0585
R ² ajustado	-0,0621
R ² média anual	-0,0080

Fonte: Tabela elaborada pelo autor.

Notas: **Considerações sobre os testes:**

As definições das variáveis encontram-se detalhadas na seção 3.2.7 da metodologia

O relatório estatístico foi baseado na estimação da regressão no período de 4 anos relativos a 2006 a 2009

A amostra completa é composta por 47 empresas

A amostra representante da alta dispersão na previsão dos analistas é composta por 23 empresas

A amostra representante da baixa dispersão na previsão dos analistas é composta por 24 empresas

TABELA 9
Teste t

Teste-t: duas amostras em par para médias	Amostra Alta Dispersão	Amostra Baixa Dispersão
Média	0,9374	0,945425
Variância	0,001738113	0,004186469
Observações	4	4
Correlação de Pearson	0,581437542	
Hipótese da diferença de média	0	
Gl	3	
Stat t	-0,303984042	
P(T<=t) uni-caudal	0,390502432	
t crítico uni-caudal	4,540702858	
P(T<=t) bi-caudal	0,781004864	
t crítico bi-caudal	5,840909309	

Fonte: Tabela elaborada pelo autor.

A segunda importante inferência sobre a variável de Consenso dos Analistas é relativa aos resultados apresentados na amostra, considerando a dispersão das “previsões dos analistas” por tipo (alta e baixa), na qual os níveis de significância demonstrado no R^2 ajustado foram 0,8458 e 0,9079, para a amostra de alta e baixa dispersão, respectivamente. A diferença de significado no R^2 ajustado sugere que os analistas de empresas com alta dispersão, consideram mais “outras informações” e menos as variáveis da contabilidade de “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido” em suas previsões, que os analistas de empresas com baixa dispersão.

Estes resultados também estão indicados na análise dos coeficientes de regressão da variável explicativa da contabilidade relacionada ao valor do patrimônio líquido, a qual se apresentou com valor de probabilidade de aceitação da hipótese de significância de 0,286, na amostra de alta dispersão, e de 0,001, para a amostra de baixa dispersão, sugerindo que a variável contábil de valor do patrimônio líquido não

seria explicativa para a variável “consenso dos analistas”, na amostra de alta dispersão ao nível de significância de 5%.

Os resultados desses testes, relacionando as informações dos analistas com o ambiente de informação das empresas, confirmam as hipóteses testadas por Barron *et al* (1998), quando demonstraram que as incertezas e a qualidade em comum das informações dos analistas podem ser medidas pela dispersão apresentada na formação do “consenso das previsões dos analistas”.

Dividindo as análises em 02 períodos de tempo, sendo o primeiro antes da crise financeira mundial (os anos de 2006 e 2007 (período 1)), e o outro durante a crise financeira mundial⁶ (nos anos de 2008 e 2009 (período 2)), pode-se refletir sobre algumas considerações a respeito do contexto econômico e a avaliação das empresas, como: a média dos R^2 ajustados da amostra completa no Painel A da TAB. 8 no período 1 (0,90455) é menor que a média no período 2 (0,97045), o que possibilita inferir que os analistas, no período de crise, utilizam mais os fundamentos da contabilidade que as outras informações, para fazer suas previsões. No painel B (TAB. 8) (empresas com alta dispersão), os resultados da média dos coeficientes de determinação para o período 1 (0,926) e para o período 2 (0,9488) e os resultados da média dos coeficientes de determinação médios do Painel C (TAB. 8) para o período 1 (0,8963) e para o período 2 (0,99455), confirmam as inferências anteriores em relação ao painel A (TAB. 8).

Ainda, pode-se acrescentar que, a partir da observação da variação do coeficiente de determinação médio nos períodos 1 e 2, para empresas com maior e menor dispersão na previsão dos analistas, obteve-se a variação 0,0288 e 0,09825, respectivamente, sendo que as empresas com menor dispersão na previsão dos analistas passam a confiar ainda mais nas informações da contabilidade (“lucro” e “valor do Patrimônio Líquido”), em períodos de maior turbulência nos mercados

⁶A crise econômica do biênio 2008 e 2009 foi um desdobramento da crise financeira internacional, que iniciou-se em meados de 2008 com a falência do tradicional banco de investimentos Lehman Brothers.

econômicos, demonstrando que um modelo que sintetiza informações contábeis para a avaliação de empresas pode ser mais sólido nos períodos de incertezas, como durante a crise financeira mundial no período de 2008 e 2009.

Assim sendo, identificar a influência dos vários sinais nas “previsões dos analistas” revelou-se tarefa interessante para pensar as expectativas de mercado, conforme demonstrado também no estudo de Abarbanell (1991), sendo a identificação dessa influência um ponto relevante para o desenvolvimento das hipóteses do estudo, ao se pensar sobre as relações entre as variáveis de mercado e os dados contábeis.

Ressalte-se que foram realizados testes adicionais, para verificar a média anual do R^2 ajustado, relativos aos períodos entre 2006 e 2009, e que os resultados foram semelhantes aos reportados, conforme demonstrado no Painel D da TAB. 8.

Salienta-se ainda, que se aplicou o teste-t adicional, para verificar se a média anual do R^2 ajustado, relativa aos períodos de 2006 a 2009, era maior para amostras de baixa dispersão. Os resultados demonstram que no nível de confiança de 0,95 os resultados não permitem rejeitar a hipótese nula, de igualdade nos valores das médias na TAB. 9, ou seja, de acordo com estes resultados, estatisticamente, não se pode concluir que as médias entre alta e baixa dispersão sejam diferentes.

4.2 Análise dos resultados de H_{1a} : O poder explicativo das Previsões dos Analistas sobre os lucros e valor do Patrimônio Líquido $H_{1a} = [(R_{EBAF}^2) - (R_{EB}^2) > 0]$.

TABELA 10
Resultados H_{1a}

Resultados do teste de hipótese H_{1a}		
(R_{EBAF}^2)	MQO Agrupa- dos	Média Anual
	0,8226	0,8524

(R_{EB}^2)	0,8165	0,8345
Diferença	0,0061	0,0179
Teste-t: duas amostras em par para médias	<i>EBAF</i>	<i>EB</i>
Média	0,852425	0,8345
Variância	0,019662169	0,0208281
Observações	4	4
Correlação de Pearson	0,981300127	
Hipótese da diferença de média	0	
Gl	3	
Stat t	1,288899337	
P(T<=t) uni-caudal	0,14391348	
t crítico uni-caudal	2,353363435	
P(T<=t) bi-caudal	0,287826961	
t crítico bi-caudal	3,182446305	

Fonte: Tabela elaborada pelo autor.

Os resultados do teste de hipótese H_{1a} apresentados na TAB. 10 estão em conformidade com a hipótese nula do teste e indicam que a inclusão da variável explicativa $\hat{V}_{j,t}$ incrementa o poder de explicação da equação de avaliação de empresas do MO, em relação ao poder de explicação da equação de avaliação de empresas do referido modelo, sem a variável $\hat{V}_{j,t}$. Dessa forma, pode-se evidenciar, estatisticamente, que a variável “consenso das previsões dos analistas” incrementa o poder explicativo do MO além das variáveis explicativas dos fundamentos da contabilidade de “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido”, conforme demonstrado na TAB 11..

Vale ressaltar que foram realizados testes adicionais para verificar a média anual do R^2 ajustado, relativo aos períodos entre 2006 e 2009, e que os resultados foram semelhantes aos reportados, conforme demonstrado na TAB. 10 representativa dos testes, nas equações (12) e (13).

Saliente-se, ainda, que se aplicou o teste-t adicional (TAB 10), para verificar se a média anual do R^2 ajustado, relativo aos períodos entre 2006 e 2009, fica maior na equação (12) EBAF, no nível de confiança de 0,95. Os resultados não permitem rejeitar a hipótese nula, de igualdade nos valores das médias, ou seja, de acordo com estes resultados, estatisticamente, não se pode concluir que a média do R^2 ajustado da equação (12) EBAF seja diferente da média do R^2 ajustado da equação (13) EB.

Vale destacar, então, que, devido à pequena diferença apresentada entre os coeficientes de determinação, na média, economicamente, ou seja, de acordo com a base metodológica para explicação do fenômeno, não se pode deduzir que, a incorporação da variável $\hat{v}_{j,t}$ no MO incremente o poder de explicação, em relação às variáveis extraídas dos fundamentos da contabilidade para o mercado brasileiro.

No entanto, destaque-se que, nas análises dos resultados da estimação da equação (12) EBAF e da equação (13) EB, apesar de o R^2 ajustado apresentar-se alto, sugerindo uma alta explicação dos preços de mercado das empresas pelas variáveis explicativas, a variável explicativa “lucro” não foi significativa para explicação nessas equações. Esse resultado não foi consistente com a literatura do MO, o que pode indicar a presença de multicolinearidade.

Em relação às outras variáveis explicativas da equação (12) EBAF, representantes do valor do “patrimônio líquido” e das “outras informações” das empresas e a outra variável explicativa da equação (13) EB, relativa ao valor do patrimônio líquido das empresas, no decorrer dos anos, todas foram significantes no nível de 5%, tanto para a equação (12) EBAF, quanto para a equação (13) EB.

TABELA 11
Resumo das propriedades da Estimação da equação de regressão 12

Resumo das Propriedades da Estimação da equação de regressão 12 (EBAF) por MQO Agrupados

$$V_{j,t} = \beta_0 + \beta_1 x_{j,t} + \beta_2 b_{j,t} + \beta_3 \hat{v}_{j,t} + \mu_{j,t}$$

Painel A - Amostra Completa

		Coefficiente	Erro Padrão	Teste t	Valor P
$x_{j,t}$		-0,185165	0,3559749	-0,5200000	0,6040
$b_{j,t}$		1,847031	0,1942776	9,5100000	0,0000
$\hat{v}_{j,t}$		2,274809	0,8436698	2,7000000	0,0080
Número de observações	188				
R ²	0,8283				
R ² ajustado	0,8226				
Teste F	0,0000				
R ² ajustado 2006	0,6425				
R ² ajustado ano 2007	0,9104		Média R ² ajust. 2006/2007		0,7765
R ² ajustado ano 2008	0,9259				
R ² ajustado ano 2009	0,9309		Média R ² ajust. 2008/2009		0,9284
R ² ajust. (médi 2006 a 2009)	0,852425				

Painel B - Amostra Alta Dispersão (H)

		Coefficiente	Erro Padrão	Teste t	Valor P
$x_{j,t}$		0,269269	0,4680631	2,71	0,008
$b_{j,t}$		1,340697	0,2593045	5,17	0,0000
$\hat{v}_{j,t}$		-2,092155	1,302139	-1,61	0,1120
Número de observações	92				
R ²	0,7558				
R ² ajustado	0,7386				
Teste F	0,0000				
R ² ajustado 2006	0,3495				
R ² ajustado ano 2007	0,9136		Média R ² ajust. 2006/2007		0,6316
R ² ajustado ano 2008	0,9457				
R ² ajustado ano 2009	0,9213		Média R ² ajust. 2008/2009		0,9335
R ² ajust. (médi 2006 a 2009)	0,782525				

Painel C - Amostra Baixa Dispersão (L)

		Coefficiente	Erro Padrão	Teste t	Valor P
$x_{j,t}$		-2,386684	0,4742243	-5,03	0,0000
$b_{j,t}$		2,932072	0,2560468	11,45	0,0000
$\hat{v}_{j,t}$		3,824993	1,066484	3,59	0,0010
Número de observações	96				
R ²	0,9114				
R ² ajustado	0,9055				
Teste F	0,0000				
R ² ajustado 2006	0,8368				
R ² ajustado ano 2007	0,9128		Média R ² ajust. 2006/2007		0,8748
R ² ajustado ano 2008	0,9604				
R ² ajustado ano 2009	0,9706		Média R ² ajust. 2008/2009		0,9655
R ² ajust. (médi 2006 a 2009)	0,92015				

Painel D- Diferença nos resultados da entre a Amostra de Alta e Baixa Dispersão (H-L)

R ²	-0,1556
R ² ajustado	-0,1669
R ² média anual	-0,1376

Fonte: Tabela elaborada pelo autor.

Notas: **Considerações sobre os testes:**

As definições das variáveis encontram-se detalhadas na seção 3.2.7 da metodologia

O relatório estatístico foi baseado na estimação da regressão no período de 4 anos relativos a 2006 a 2009

O intervalo de confiança foi de 95%

A amostra completa é composta por 47 empresas

A amostra representante da alta dispersão na previsão dos analistas é composta por 23 empresas

A amostra representante da baixa dispersão na previsão dos analistas é composta por 24 empresas

A explicação para o efeito da multicolinearidade no modelo pode ser a alta correlação entre as variáveis explicativas e o coeficiente de Pearson acima de 0,80, conforme demonstrado na matriz de correlação entre as variáveis da amostra. Outra justificativa para o efeito da multicolinearidade é o número pequeno de empresas disponíveis para análise no mercado brasileiro, o que permite supor que possa existir uma baixa variabilidade nos valores observados.

No entanto, o problema de multicolinearidade não implica que os estimadores de MQO não serão estimadores precisos e confiáveis, mas que podem ser viesados. Mesmo assim, acredita-se que suas consequências não seriam tão críticas para o Modelo, exceto em casos de multicolinearidade muito alta. Assim, optou-se por não adotar medidas com o intuito de corrigir o problema neste caso, principalmente pela indisponibilidade de dados das empresas para consideração de uma amostra mais representativa, devido às restrições de dados.

TABELA 12
Resumo das Propriedades da Estimação da Equação de regressão 13

Resumo das Propriedades da Estimação da equação de regressão 13 (EB) por MQO Agrupados

$$V_{j,t} = \beta_0 + \beta_1 x_{j,t} + \beta_2 b_{j,t} + \mu_{j,t}$$

Painel A - Amostra Completa

$x_{j,t}$
$b_{j,t}$

	Coeficiente	Erro Padrão	Teste t	Valor P
$x_{j,t}$	-0,185165	0,3620549	-0,5100000	0,6100
$b_{j,t}$	1,847031	0,1975958	9,3500000	0,0000

Número de observações	188
R ²	0,8214
R ² ajustado	0,8165

Teste F	0,0000		
R ² ajustado 2006	0,625		
R ² ajustado ano 2007	0,853	Média R ² ajust. 2006/2007	0,7390
R ² ajustado ano 2008	0,9276		
R ² ajustado ano 2009	0,9324	Média R ² ajust. 2008/2009	0,9300
R ² ajust. (médi 2006 a 2009)	0,8345		

Painel B - Amostra Alta Dispersão (H)

		Coeficiente	Erro Padrão	Teste t	Valor P
$x_{j,t}$		0,269269	0,4723473	2,69	0,009
$b_{j,t}$		1,340697	0,2616779	5,12	0,000
Número de observações	92				
R ²	0,7484				
R ² ajustado	0,7338				
Teste F	0,0000				
R ² ajustado 2006	0,3243				
R ² ajustado ano 2007	0,8667	Média R ² ajust. 2006/2007			0,5955
R ² ajustado ano 2008	0,9304				
R ² ajustado ano 2009	0,9236	Média R ² ajust. 2008/2009			0,9270
R ² ajust. (médi 2006 a 2009)	0,76125				

Painel C - Amostra Baixa Dispersão (L)

		Coeficiente	Erro Padrão	Teste t	Valor P
$x_{j,t}$		-2,386684	0,5045119	-4,73	0,000
$b_{j,t}$		2,932072	0,2723999	10,76	0,000
Número de observações	96				
R ²	0,8986				
R ² ajustado	0,893				
Teste F	0,0000				
R ² ajustado 2006	0,8445				
R ² ajustado ano 2007	0,8839	Média R ² ajust. 2006/2007			0,8642
R ² ajustado ano 2008	0,9426				
R ² ajustado ano 2009	0,9436	Média R ² ajust. 2008/2009			0,9431
R ² ajust. (médi 2006 a 2009)	0,90365				

Painel D- Diferença nos resultados da entre a Amostra de Alta e Baixa Dispersão (H-L)

R ²	-0,1502
R ² ajustado	-0,1592
R ² média anual	-0,1424

Fonte: Tabela elaborada pelo autor.

Notas: Considerações sobre os testes:

As definições das variáveis encontram-se detalhadas na seção 3.2.7 da metodologia

O relatório estatístico foi baseado na estimação da regressão no período de 4 anos relativos a 2006 a 2009

O intervalo de confiança foi de 95%

A amostra completa é composta por 47 empresas

A amostra representante da alta dispersão na previsão dos analistas é composta por 23 empresas

A amostra representante da baixa dispersão na previsão dos analistas é composta por 24 empresas

4.3 Análise dos resultados de H_{1b} : o poder explicativo incremental das variáveis “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido” $H_{1b} = [(R_{EBAF}^2) - (R_{AF}^2)] > 0$.

TABELA 13
Resultados H_{1b}

Resultados do teste de hipótese H_{1b}			
	MQO Agrupado	Média Anual	
(R_{EBAF}^2)	226	0,8	0,8
(R_{AF}^2)	269	0,0	0,7
Diferença	957	0,7	0,1
Teste-t: duas amostras em par para médias			
	<i>EBAF</i>	<i>AF</i>	
Média	0,852425	0,728825	
Variância	0,019662169	0,025941916	
Observações	4	4	
Correlação de Pearson	0,913932496		
Hipótese da diferença de média	0		
Gl	3		
Stat t	3,760126022		
P(T<=t) uni-caudal	0,016443605		
t crítico uni-caudal	2,353363435		
P(T<=t) bi-caudal	0,03288721		
t crítico bi-caudal	3,182446305		

Fonte: Tabela elaborada pelo autor.

TABELA 14
Resumo das Propriedades da Estimação da equação da regressão 14

Resumo das Propriedades da Estimação da equação de regressão 14 (AF) por MQO Agrupados

$$V_{j,t} = \pi_0 + \pi_1 f_{j,t} + k_{j,t}$$

Painel A - Amostra Completa

	Coeficiente	Erro Padrão	Teste t	Valor P
$f_{j,t}$	0,711642	0,3493262	2,0400000	0,0430000
Número de observações	188			
R ²	0,0477			
R ² ajustado	0,0269			
Teste F	0,0611			
R ² ajustado 2006	0,5025			
R ² ajustado ano 2007	0,8743	Média R ² ajust. 2006/2007		0,6884
R ² ajustado ano 2008	0,8022			
R ² ajustado ano 2009	0,7363	Média R ² ajust. 2008/2009		0,7693
R ² ajust. (méd. 2006 a 2009)	0,728825			

Painel B - Amostra Alta Dispersão (H)

	Coeficiente	Erro Padrão	Teste t	Valor P
--	-------------	-------------	---------	---------

		$f_{j,t}$			
			0,8958726	0,4974071	1,8000000 0,0750000
Número de observações	92				
R ²	0,0541				
R ² ajustado	0,0106				
Teste F	0,2981				
R ² ajustado 2006	0,4104				
R ² ajustado ano 2007	0,9188			Média R ² ajust. 2006/2007	0,6646
R ² ajustado ano 2008	0,9337				
R ² ajustado ano 2009	0,6725			Média R ² ajust. 2008/2009	0,8031
R ² ajust. (médi 2006 a 2009)	0,73385				

Painel C - Amostra Baixa Dispersão (L)

			Coeficiente	Erro Padrão	Teste t	Valor P
		$f_{j,t}$				
			0,6141359	0,5070704	1,2100000	0,2290000
Número de observações	96					
R ²	0,0528					
R ² ajustado	0,0111					
Teste F	0,2886					
R ² ajustado 2006	0,521					
R ² ajustado ano 2007	0,8134			Média R ² ajust. 2006/2007	0,6672	
R ² ajustado ano 2008	0,7514					
R ² ajustado ano 2009	0,864			Média R ² ajust. 2008/2009	0,8077	
R ² ajust. (médi 2006 a 2009)	0,73745					

Painel D- Diferença nos resultados da entre a Amostra de Alta e Baixa Dispersão (H-L)

R ²	0,0013
R ² ajustado	-0,0005
R ² média anual	-0,0036

Fonte: Tabela elaborada pelo autor.

Notas: Considerações sobre os testes:

As definições das variáveis encontram-se detalhadas na seção 3.2.7 da metodologia

O relatório estatístico foi baseado na estimação da regressão no período de 4 anos relativos a 2006 a 2009

O intervalo de confiança foi de 95%

A amostra completa é composta por 47 empresas

A amostra representante da alta dispersão na previsão dos analistas é composta por 23 empresas

A amostra representante da baixa dispersão na previsão dos analistas é composta por 24 empresas

Os resultados do teste de hipótese H_{1b} apresentados na TAB. 13 estão em conformidade com a hipótese nula do teste e indicam que as variáveis explicativas do MO, conforme equação (12) EBAF, são mais descritivas para os valores de mercado das empresas, do que um modelo que capitalize isoladamente as “previsões dos analistas” (equação (14) - AF).

Dessa maneira, pode-se evidenciar que, para o mercado brasileiro, a afirmativa de DHS (1999) de que o MO não seja mais descritivo para os preços de mercados das empresas, do que um modelo simples que utilize a capitalização das “previsões dos analistas”, não é verdadeira.

Destaque-se que foram realizados testes adicionais para verificar a média anual do R^2 ajustado, relativos aos períodos entre 2006 e 2009, e que os resultados foram semelhantes aos reportados, conforme demonstrado nas TAB. 11 e 14 representativas dos testes nas equações (12) e (14).

Saliente-se ainda, que se aplicou o teste-t, para verificar se a média anual do R^2 ajustado, relativo aos períodos de 2006-2009, era maior na equação (12) EBAF, no nível de confiança de 0,95. Os resultados permitem rejeitar a hipótese nula de igualdade nos valores das médias, ou seja, de acordo com estes resultados, estatisticamente podemos inferir que a equação (12) EBAF é realmente mais descritiva para os valores de mercado das empresas brasileiras, que o modelo que capitalize as previsões dos analistas (equação (14) AF).

A análise da equação (14) AF pode contribuir para demonstrar uma possível causa de multicolinearidade na equação (12) EBAF, conforme comentado nas análises dos resultados na seção 4.1, pois, a variável explicativa do modelo da equação (14) AF foi significativa no nível de 5%, quando tratada isoladamente, ou seja, sem os efeitos de variáveis explicativas de “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido”, que teriam o efeito de alta correlação com a variável de “consenso das previsões dos analistas”. Entretanto, o resultado do R^2 ajustado na regressão da equação (14) apresentou-se muito baixo (0,0269) sugerindo que, isoladamente, a variável de “previsões dos analistas” não seja muito explicativa para os valores de mercado das empresas brasileiras.

Outro ponto interessante na análise do painel “A” da TAB. 14 refere-se aos resultados dos coeficientes de determinação ajustados, anualmente, no período de 2006-2009, que se apresentaram significativos, nos anos de 2006, 2007, 2008 e 2009, sendo 0,5025, 0,8743, 0,8022 e 0,7363 os números auferidos, respectivamente, enquanto o resultado deste coeficiente na análise do dados em painel, no período entre 2006 e 2009 foi de apenas 0,0269. Estes resultados demonstram que, quando consideramos o efeito tempo (período entre 2006 e 2009)

para a análise dos dados, a capacidade de explicação do valor da empresa pela variável “consenso das previsões dos analistas” possui baixo poder explicativo, de acordo com o resultado coeficiente de determinação ajustado (0,0269).

Então, pode-se inferir que a concatenação da variável “consenso das previsões dos analistas” no espaço de tempo (2006- 2009) não foi coordenada para explicar o valor das empresas, enquanto, isoladamente, a análise anual da variável “consenso das previsões dos analistas” foi mais explicativa para o valor da empresa. Sendo assim, os resultados da amostra, considerando a dimensão das empresas (corte transversal) com a dimensão temporal (séries temporais) permitiram identificar os efeitos das variáveis, no decorrer do tempo, o que pode minimizar o viés que decorreria da agregação de todas as empresas em análises anuais, vinculando-as ao estudo da mudança no tempo, demonstrando a utilidade da estimação do MO por dados em painel. Em síntese, os dados em painel enriqueceram a análise, ocorrência que não seria possível, se a análise ficasse restrita aos dados do corte transversal, isoladamente.

4.4 Interpretação dos resultados para a análise do poder das “previsões dos analistas”, dos lucros e do valor do patrimônio líquido.

Os resultados das hipóteses H_{1a} e H_{1b} , relativos ao poder explicativo das variáveis de “previsões dos analistas”, “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido” no mercado brasileiro de ações, permitem responder a algumas questões sobre as variáveis do MO:

- 1) Os resultados das regressões (12), (13) e (14), respectivamente EBAF, EB e AF, indicam a real utilização dos analistas para previsão dos lucros das empresas para o período seguinte (ano $t+1$), das variáveis de “lucro” e de “valor do Patrimônio Líquido” para a formação de suas opiniões.

2) A diferença dos R^2 das equações (12) EBAF e (13) EB indicam que, no período entre 2006 e 2009, as variáveis de “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido” disponíveis nos demonstrativos financeiros das empresas foram as de maior relevância para explicar os valores de mercado das empresas brasileiras no MO. No entanto, ressalte-se a pequena diferença encontrada entre a subtração dos coeficientes de determinação das equações (12) EBAF e (13) EB.

3) A diferença dos R^2 das equações (12) EBAF e (14) AF indica que, no período entre 2006 e 2009, a variável de “consenso das previsões dos analistas” foi pouco relevante para a explicação dos valores de mercados das empresas brasileiras.

Resumindo, pode-se concluir que, em média, as “previsões dos analistas” incorporam parte significativa e relevante das informações contábeis refletidas nos lucros e no valor do patrimônio líquido das empresas, e que estas informações dos analistas incluem uma substancial porção de informações relevantes disponíveis na contabilidade para o mercado de capitais.

Esses resultados também indicam certa eficiência dos analistas na obtenção e interpretação das informações de observação pública, como a publicação dos demonstrativos contábeis das empresas no mercado de capitais brasileiro, permitindo inclusive, inferir que as “previsões dos analistas” possam ser úteis na construção de *proxies*, como variáveis de interesse, em pesquisas empíricas para o mercado.

Assim, os resultados apresentam-se de forma útil para o mercado de capitais brasileiro, na medida em que examinam a eficácia da associação efetiva dos dados extraídos da contabilidade com os dados extraídos do mercado de capitais no Brasil.

4.5 Avaliação do poder explicativo da variável “previsões dos analistas” para empresas com maior e menor dispersão nas “previsões dos analistas”: $H_{2a} = ((R_{EBAF}^2 - R_{EB}^2)^H > (R_{EBAF}^2 - R_{EB}^2)^L)$

TABELA 15
Resultados H_{2a}

Resultados do teste de hipótese H _{2a}			
	MQO Agrupado	Média Anual	
$(R_{EBAF}^2 - R_{EB}^2)^H$	0048	0,0213	0
$(R_{EBAF}^2 - R_{EB}^2)^L$	0125	0,0165	0
Diferença	0077)	(0,0048	0
Teste-t: duas amostras em par para médias	R2 EBAF -R2 EB (H)	R2 EBAF - 52 EB (L)	
Média	0213	,0165	0
Variância	0,000421176	0,00028378	
Observações	4	4	
Correlação de Pearson	-0,031374274		
Hipótese da diferença de média	0		
gl	3		
Stat t	0,354275387		
P(T<=t) uni-caudal	0,373285512		
t crítico uni-caudal	2,353363435		
P(T<=t) bi-caudal	0,746571025		
t crítico bi-caudal	3,182446305		

Fonte: Tabela elaborada pelo autor.

Os resultados apresentados na TAB. 15, da mesma forma que os resultados do teste de hipótese H_{1a} apresentados na TAB. 10, indicam que a inclusão da variável explicativa $\hat{v}_{j,t}$ incrementa o poder de explicação da equação de avaliação de empresas do MO, em relação ao poder de explicação da equação de avaliação de empresas do referido modelo, sem a variável $\hat{v}_{j,t}$, tanto para empresas com alta, quanto para empresas com baixa dispersão na previsão dos analistas. Desse modo,

pode-se evidenciar, estatisticamente, que a variável “consenso das previsões dos analistas” incrementa o poder explicativo do MO, além do das variáveis explicativas dos fundamentos da contabilidade de lucros e valor do patrimônio líquido para empresas com alta e baixa dispersão na previsão dos analistas.

No entanto, devido à pequena diferença apresentada entre os coeficientes de determinação, em média, economicamente, também, não se pode deduzir que, realmente, a incorporação da variável $\hat{v}_{j,t}$ no MO incremente o poder de explicação, em relação às variáveis extraídas dos fundamentos da contabilidade, em relação à divisão da amostra de empresas com alta e com baixa dispersão na previsão dos analistas.

Saliente-se que a variável $\hat{v}_{j,t}$ não é estatisticamente significativa na amostra de alta dispersão (painel B da equação (12) – EBAF – na TAB. 11, enquanto, na amostra de baixa dispersão a variável $\hat{v}_{j,t}$ é significativa no nível de 1% (painel C da equação (12) – EBAF – na TAB. 11), sendo que o R^2 ajustado na amostra de baixa dispersão (0,9055) é maior que o R^2 ajustado na amostra de alta dispersão (0,7386), demonstrando que o MO seja mais consistente para empresas com baixa dispersão na previsão dos analistas, do que para empresas com alta dispersão na previsão dos analistas no mercado brasileiro.

Quanto à variação dos resultados negativos de (-0,0077) em relação às equações (12) e (13) (EBAF – EB), para empresas com alta dispersão na previsão dos analistas (0,0048) e para empresas com baixa dispersão (0,0125), os resultados deste estudo conduzem à rejeição da hipótese nula de que o MO seja mais robusto em ambientes com maior dispersão na previsão dos analistas, devido ao fato de que estes pesam mais as “outras informações” em suas análises, do que em ambientes de informação de maior qualidade.

Uma explicação para rejeição desta hipótese do estudo pode ser atribuída ao alto poder explicativo das variáveis “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido” presente no MO e, bem como ao pequeno incremento introduzido pela inclusão da variável de “consenso das previsões dos analistas”, tanto na análise da amostra completa, quanto na análise da divisão da amostra com alta e baixa dispersão na previsão dos analistas, no mercado brasileiro de capitais, conforme os resultados apresentados nas tabelas das equações (12) EBAF e (13) EB.

Esperava-se que, no ambiente de informação brasileiro, as variáveis explicativas de lucros e valor do patrimônio líquido fossem menos correlacionadas com as “outras informações”. Por isso, a hipótese nula foi baseada no pressuposto de que a variação dos resultados das equações de EBAF (12) e EB (13) deveria apresentar um resultado maior nas empresas separadas da amostra com alta dispersão na previsão dos analistas. No entanto, esses resultados demonstram que a variável de previsão dos analistas seria altamente correlacionada com as informações contábeis de “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido” no estudo, o que sugere que os analistas não dispunham de uma proporção significativa de “outras informações”, para suas análises, baseando suas projeções, principalmente, nas variáveis extraídas da contabilidade.

Os resultados sobre a habilidade de predição dos analistas no mercado brasileiro apontam para um ambiente de boa qualidade de informação no qual os analistas fazem suas previsões, com base nos demonstrativos contábeis e financeiros; ou seja, devido ao fato dos analistas de empresas brasileiras focarem nos resultados de desempenho de variáveis extraídas da contabilidade, com lucros e valor do patrimônio líquido para o desenvolvimento de suas projeções sobre os resultados futuros da empresa. Desta forma, há evidências, de acordo com a teoria proposta por Liu *et al* (2004), de que o ambiente de informação das empresas brasileiras seja de boa qualidade.

Ressalta-se que foram realizados testes adicionais, para verificar a média anual do R^2 ajustado, relativos aos períodos entre 2006 e 2009, e que os resultados não foram semelhantes aos reportados, conforme demonstrado nas TAB. 15, representante dos testes nas equações (12) e (13).

Saliente-se ainda, que se aplicou o teste-t adicional, para verificar a média anual do R^2 ajustado, relativo aos períodos entre 2006 e 2009, para amostras de alta e baixa dispersão, no nível de confiança de 0,95. Os resultados não permitem rejeitar a hipótese nula, de igualdade dos valores das médias, ou seja, de acordo com estes resultados estatisticamente não se pode concluir que as médias entre alta e baixa dispersão sejam diferentes.

Entretanto, considerando os resultados das médias anuais do teste de hipótese H_{2a} na TAB 15, poder-se-ia verificar que as variáveis explicativas de “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido” são menos correlacionadas com as “outras informações”, justificando a base teórica que foi considerada para a formulação da hipótese nula, de que a variação dos resultados das equações de EBAF (12) e EB (13) apresentaria um resultado maior nas empresas separadas da amostra com alta dispersão na previsão dos analistas. Apesar disso, devido ao pequeno resultado apresentado na diferença entre as médias anuais na TAB 15, na qual os resultados foram muito próximos de zero, economicamente, não se poderia deduzir sobre a real utilização dos analistas das “outras informações” adicionais, a dos fundamentos da contabilidade para a elaboração de suas previsões para os lucros futuros das empresas, em ambientes com maior e menor dispersão.

4.6 Avaliação do poder explicativo das variáveis “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido” para empresas com maior e menor dispersão nas “previsões dos analistas”:

$$H_{2b} = ((R_{EBAF}^2 - R_{EB}^2)^H > (R_{EBAF}^2 - R_{EB}^2)^L)$$

TABELA 16
Resultados H_{2b}

Resultados do teste de hipótese H _{2b}			
$(R^2_{EBAF} - R^2_{AF})^H$	MQO Agrupado	Média Anual	
7280	0,	0487	0,
$(R^2_{EBAF} - R^2_{AF})^L$	8944	0,	0,
		1827	
Diferença	1664)	(0,	(0,
Teste-t: duas amostras em par para médias	R2 EBAF - R2 AF (H)	R2 EBAF - R2 AF (L)	
Média	0487	1827	0,
Variância	0, 018768089	0,010379133	0,
Observações	4	4	
Correlação de Pearson	-0, 627900003		
Hipótese da diferença de média	0		
gl	3		
Stat t	-1, 240728088		
P(T<=t) unid	0, 151445656		
t crítico unid	2, 353363435		
P(T<=t) bid	0, 302891311		
t crítico bid	3,182446305		

Fonte: Tabela elaborada pelo autor.

Os resultados apresentados na TAB. 16, da mesma forma que os resultados do teste de hipótese H_{1b}, apresentados na TAB. 13, indicam que as variáveis explicativas do MO, conforme equação (12) EBAF, são mais descritivas para os valores de mercado das empresas, do que um modelo que capitalize, isoladamente, as “previsões dos analistas” (equação (14) AF), tanto para empresas com alta, quanto para empresas com baixa dispersão na previsão dos analistas

Vale ressaltar que foram realizados testes adicionais para verificar a média do anual do coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajustado), relativos aos s entre 2006 e 2009, e que os resultados foram semelhantes aos reportados, conforme demonstrado nas TAB. 11 e 14 representantes dos testes nas equações (12) e (14).

Saliente-se, ainda, que se aplicou o teste-t adicional para verificar a média anual do coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajustado), relativo aos períodos entre 2006 e 2009, para amostras de alta e baixa dispersão no nível de confiança de 0,95 (TAB 16). Os resultados não permitem rejeitar a hipótese nula de igualdade dos valores das médias, ou seja, de acordo com estes resultados, estatisticamente, não se pode concluir que as médias entre alta e baixa dispersão sejam diferentes.

Desta forma, pode-se evidenciar que, para o mercado brasileiro, a afirmativa de DHS (1999), de que o MO não seja mais descritivo para os preços de mercados das empresas, do que um modelo simples que utilize a capitalização das “previsões dos analistas”, não seja verdadeira.

Destaque-se que a variável $f_{j,t}$ não é estatisticamente significativa no nível de 5%, nas amostras de alta e de baixa dispersão na previsão dos analistas, conforme demonstrado no painel B e C, respectivamente, da equação (14) – AF – na TAB. 14), e ainda, que o R^2 ajustado na amostra de baixa dispersão (0,0111) e na amostra de baixa dispersão (0,0106) são insignificantes para a explicação do valor de mercado das empresas no mercado brasileiro.

Quanto à variação dos resultados em relação às equações (12) e (14) (EBAF – AF), para empresas com alta dispersão na previsão dos analistas (0,728) e para empresas com baixa dispersão (0,8944), os resultados negativos deste estudo (-0,1664) conduzem à rejeição da hipótese nula de que o MO seja mais robusto em ambientes com maior dispersão na previsão dos analistas, devido ao fato de que os analistas pesam mais as “outras informações” em suas análises, do que em ambientes de informação de maior qualidade.

Estes resultados também reforçam a ideia de que a explicação para a rejeição desta hipótese do estudo pode ser, realmente, atribuída não só ao alto valor explicativo

das variáveis “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido” presentes no MO, mas também ao pequeno incremento introduzido pela inclusão da variável de “consenso das previsões dos analistas”, tanto na análise da amostra completa, quanto na da divisão da amostra com alta e baixa dispersão na previsão dos analistas, no mercado brasileiro de capitais.

Este alto valor explicativo das variáveis “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido”, para a avaliação de empresas, detectado na análise dos dados deste trabalho demonstra que a divulgação de demonstrativos financeiros no mercado brasileiro de capitais estaria se constituindo em um instrumento de grande importância para o relacionamento das empresas com os agentes do mercado, contribuindo com evidências de que os resultados contábeis divulgados, contribuiriam com um importante conteúdo informacional para o mercado acionário brasileiro, como apregoa a pesquisa de Sarlo Neto *et al* (2003).

Assim, os resultados desta investigação não confirmaram, para o mercado brasileiro de capitais, os resultados encontrados no trabalho de Bryan e Tiras (2007), no qual eles advogam a idéia de que os analistas pesam mais fortemente as “outras informações”, se o ambiente de dispersão nas “previsões dos analistas” for mais alto, pois, estatisticamente, as variações das hipóteses H_2 não puderam concluir estas determinações. Apesar disto, ressalte-se que, economicamente, os resultados apresentados nestas hipóteses estão muito próximos de zero, sendo, por isso, pouco significativos para se inferir com segurança sobre as “previsões dos analistas” relacionadas com a qualidade da informação do mercado brasileiro de capitais.

4.7 Avaliação do poder explicativo da equação proposta por Bryan e Tiras 2007 (EBAF) e da equação propostas por Dechow, Hutton e Sloan 1999 (DHS) “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido” $H_3 = [(R_{EBAF}^2) - (R_{DHS}^2) > 0]$.

TABELA 17
Resultados H₃

Resultados do teste de hipótese H ₃		
	MQO Agrupa- do	Média Anual
(R^2_{EBAF})		
(R^2_{DHS})	0,8226	0,8524
	0,8821	0,8529
	(0,0595)	(0,0005)
Diferença		
Teste-t: duas amostras em par para médias		
	<i>EBAF</i>	<i>DHS</i>
Média	0,8524	0,8529
Variância	0,019662169	0,02539518
Observações	4	4
Correlação de Pearson	0,999294888	
Hipótese da diferença de média	0	
gl	3	
	-	
Stat t	0,047635408	
P(T<=t) uni-caudal	0,482500305	
t crítico uni-caudal	2,353363435	
P(T<=t) bi-caudal	0,96500061	
t crítico bi-caudal	3,182446305	

Fonte: Tabela elaborada pelo autor.

TABELA 18
Resumo das Propriedades da Estimação da equação de regressão 15

Resumo das Propriedades da Estimação da equação de regressão 15 (DHS) por MQO Agrupados

$$V_{j,t} = \frac{R\omega}{R-\omega} x_{j,t} + \frac{(R-1)\omega}{R-\omega} b_{j,t} + \frac{R}{(R-\omega)(R-\gamma)} \hat{v}_{j,t} + \varepsilon_{j,t}$$

Painel A - Amostra Completa

	Coefficiente	Erro Pa- drão	Teste t	Valor P
$x_{j,t}$	0,07425	0,0414192	1,7900000	0,0750
$b_{j,t}$	1,691006	0,0595971	28,3700000	0,00000
$\hat{v}_{j,t}$	1,848089	0,1853098	9,9700000	0,00000
Número de observações	188			
R ²	0,8859			
R ² ajustado	0,8821			
Teste F	0,0000			
R ² ajustado 2006	0,6147			
R ² ajustado ano 2007	0,9138	Média R ² ajust. 2006/2007		0,7643
R ² ajustado ano 2008	0,9447			
R ² ajustado ano 2009	0,9384	Média R ² ajust. 2008/2009		0,9416
R ² ajust. (méd. 2006 a 2009)	0,8529			

Painel B - Amostra Alta Dispersão (H)

		Coefficiente	Erro Pa- drão	Teste t	Valor P
$x_{j,t}$		0,475862	0,0691318	6,88	0,00000
$b_{j,t}$		1,666996	0,0990885	16,82	0,00000
$\hat{v}_{j,t}$		2,469899	0,3455855	7,15	0,00000
Número de observações	92				
R ²	0,8736				
R ² ajustado	0,8647				
Teste F	0,0000				
R ² ajustado 2006	0,3542				
R ² ajustado ano 2007	0,9137		Média R ² ajust. 2006/2007		0,6340
R ² ajustado ano 2008	0,9181				
R ² ajustado ano 2009	0,9203		Média R ² ajust. 2008/2009		0,9192
R ² ajust. (médi 2006 a 2009)	0,776575				

Painel C - Amostra Baixa Dispersão (L)

		Coefficiente	Erro Pa- drão	Teste t	Valor P
$x_{j,t}$		-0,07598	0,0503827	-1,51	0,1350
$b_{j,t}$		1,742366	0,0714727	24,38	0,0000
$\hat{v}_{j,t}$		1,448964	0,2260286	6,41	0,0000
Número de observações	96				
R ²	0,9149				
R ² ajustado	0,9092				
Teste F	0,0000				
R ² ajustado 2006	0,8088				
R ² ajustado ano 2007	0,9151		Média R ² ajust. 2006/2007		0,8620
R ² ajustado ano 2008	0,9637				
R ² ajustado ano 2009	0,9669		Média R ² ajust. 2008/2009		0,9653
R ² ajust. (médi 2006 a 2009)	0,913625				

Painel D- Diferença nos resultados da entre a Amostra de Alta e Baixa Dispersão (H-L)

R ²	-0,0413
R ² ajustado	-0,0445
R ² média anual	-0,1371

Fonte: Tabela elaborada pelo autor.

Notas: Considerações sobre os testes:

As definições das variáveis encontram-se detalhadas na seção 3.2.7 da metodologia

O relatório estatístico foi baseado na estimação da regressão no período de 4 anos relativos a 2006 a 2009

O intervalo de confiança foi de 95%

A amostra completa é composta por 47 empresas

A amostra representante da alta dispersão na previsão dos analistas é composta por 23 empresas

A amostra representante da baixa dispersão na previsão dos analistas é composta por 24 empresas

Os resultados do teste de hipótese H_3 apresentados na TAB. 17 não permitem rejeitar a hipótese nula do teste. Eles indicam que a inclusão dos parâmetros de persistência e da taxa de desconto no MO, conforme metodologia proposta por DHS (1999), considerada como a que melhor explica os preços de mercado das empresas, incrementam o poder de explicação da equação de avaliação de empresas do MO, em relação ao poder de explicação da equação de avaliação de

empresas do referido modelo, conforme equação (15) DHS. Desta forma, pode-se evidenciar, estatisticamente, que a inclusão dos parâmetros de persistência e a taxa de desconto, conforme literatura original, incrementa o poder explicativo do MO.

Ressalte-se que o incremento no R^2 ajustado (de 0,0595) seria significativa para, na média, deduzir, inclusive economicamente, que realmente a incorporação dos parâmetros e da taxa de desconto seria útil para explicação do valor de mercado das empresas brasileiras.

Saliente-se também, que nas análises dos resultados da estimação da equação (15) a variável explicativa “lucro”, que não foi significativa na estimação da equação (12) EBAF, seria significativa no nível de 10%. Esse resultado estaria mais consistente com a literatura do MO.

Em relação às outras variáveis explicativas da equação (15) DHS, representantes do valor do “patrimônio líquido” e das “outras informações”, todas foram significantes no nível de 5%, na estimação da equação (15) DHS.

Na análise das empresas com alta e baixa dispersão na previsão dos analistas da estimação da equação (15), a variável explicativa “lucro” só não foi significativa para empresas da amostra de baixa dispersão, no nível de 5%, indicando o mesmo problema de multicolinearidade detectado na estimação da equação (12) EBAF.

Os testes adicionais esclarecem que, apesar da maior robustez apresentada na estimação da equação (15) DHS, estatisticamente, os resultados das análises das hipóteses H_1 e H_2 deste estudo poderiam ser alterados, se fosse substituída a equação (12) EBAF pela equação (15) DHS, devido à alteração das relações das variáveis contábeis com a variável de previsão dos analistas.

Vale destacar que foram realizados testes adicionais para verificar a média do anual do coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajustado), relativos aos períodos entre 2006 e 2009, e que os resultados foram semelhantes aos reportados, conforme demonstrado nas TAB. 10 e 18 representantes dos testes nas equações (12) e (15).

Saliente-se, também, que se aplicou o teste-t adicional para se verificar a média anual do coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajustado), relativo aos períodos 2006-2009, para amostras de alta e baixa dispersão. O nível de confiança de 0,95 não permite rejeitar a hipótese nula, de igualdade nos valores das médias estatísticas, ou seja, de acordo com estes resultados, estatisticamente, não se pode concluir que as médias entre alta e baixa dispersão sejam diferentes.

Quando se dividiram as análises da estimação das equações (12) EBAF, (13) EB, (14) AF e (15) DHS em 02 períodos de tempo, sendo o primeiro antes da crise financeira mundial - os anos de 2006 e 2007 (período 1) - e o outro durante a crise financeira mundial - os anos 2008 e 2009 (período 2) -, pode-se reafirmar algumas considerações, a respeito do contexto econômico e da avaliação das empresas descritos na seção 4.1 deste trabalho: a média dos R^2 ajustados da amostra completa e da divisão das amostras de alta e baixa dispersão na previsão dos analistas no período 1 é menor que a média no período 2, reforçando a inferência de que os analistas, durante o período de crise, utilizam mais os fundamentos da contabilidade do que as outras informações para fazer suas previsões.

Este ponto da análise também ajuda a esclarecer que os analistas do mercado brasileiro ainda, realmente, confiam mais nas informações da contabilidade (Lucro e Valor do Patrimônio Líquido), mesmo em períodos de maior turbulência nos mercados econômicos, reforçando, assim, a conclusão a que se chegou através das análises da seção 4.3: um modelo que sintetiza informações contábeis para a avaliação de empresas pode ser mais sólido nos períodos de incertezas, como na crise financeira mundial no período de 2008 e 2009.

5 CONCLUSÃO

O objetivo geral deste estudo consistiu em analisar a influência da dispersão na previsão dos analistas sobre o valor explicativo incremental das variáveis “previsões dos analistas”, “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido”, com base na metodologia do MO para avaliação de empresas no mercado brasileiro. Para isso, foram realizados procedimentos para aplicação dos testes das hipóteses, que foram propostas de forma afirmativa, com o suporte do referencial teórico pertinente e da análise dos resultados das avaliações quantitativas das informações e evidências encontradas para auxiliar na explicação do problema desta investigação. Desse modo, foram pesquisadas as principais empresas brasileiras com ações listadas na Bolsa de Valores de São Paulo, no período entre 2006 e 2009, sendo os dados das empresas coletados nos demonstrativos contábeis, no sistema I/B/E/S e nas informações sobre o mercado brasileiro de capitais para avaliação do poder explicativo das variáveis “previsões dos analistas”, “lucro” e do “valor do Patrimônio Líquido”, levando-se em conta a qualidade do ambiente de informação das empresas, com base na metodologia do MO (1995; 2001).

Os resultados encontrados durante esta investigação dão suporte à proposta de Ohlson (2001), na qual ele advoga que a variável “consenso das previsões dos analistas”, talvez seja uma *proxy* efetiva para a variável “outras informações”, no modelo de regressão do valor de mercado sobre os lucros, patrimônio líquido e outras informações. Da mesma forma que DHS (1999) e Bryan e Tiras (2007), este estudo conclui que a inclusão das “previsões dos analistas” aumenta o poder de explicação dos preços de mercado no MO. No entanto, para o mercado brasileiro, o poder explicativo das variáveis extraídas dos fundamentos da contabilidade (lucro e valor do patrimônio líquido), relativo às “previsões dos analistas”, na média, é mais alto.

A análise dos resultados evidenciou que os analistas incorporam, em média, grande parte da informação refletida nos lucros e no valor do patrimônio líquido, e alguma

informação adicional, além da refletida pelos fundamentos da contabilidade. Pôde-se evidenciar, inclusive, que, no período da crise financeira (2008, 2009), no mercado brasileiro, os analistas ainda dependeram mais significativamente das informações extraídas dos lucros e valor do patrimônio líquido para fazer suas previsões de sobre as projeções de lucros futuros para as empresas.

A análise da dispersão na variável de “consenso das previsões dos analistas” mostrou-se consistente para permitir inferir sobre as propriedades do ambiente de informação das empresas no mercado brasileiro. Os resultados do estudo apontaram que as empresas com menor dispersão na previsão dos analistas apresentaram, na média, lucros, valor do patrimônio líquido, valor de mercado e expectativa de lucros futuros maiores do que os valores apresentados por empresas com baixa dispersão na previsão dos analistas. As empresas com baixa dispersão na previsão dos analistas também apresentaram, na média, um custo de capital próprio menor do que o das empresas com alta dispersão. Estes resultados se encontraram em perfeita consonância, principalmente, com o estudo de Liu *et al* (2004), que argumentaram que empresas com melhor qualidade na divulgação das informações tem menor custo de capital

Os resultados desta pesquisa também permitem inferir sobre a utilização pelos analistas dos demonstrativos contábeis para projeções dos lucros futuros das empresas, sustentando a ideia de que os analistas confiam mais nas informações contábeis das empresas inseridas em ambiente de maior qualidade das informações e, ainda, alicerçam-se sobre a base teórica de que a dispersão, na previsão dos analistas, é crucial para se inferir sobre o ambiente de informação das empresas brasileiras.

A análise da variável de “consenso das previsões dos analistas” efetuada através do processo AR(1), demonstrou que os analistas pesam, significativamente, as informações contábeis de lucro e valor do patrimônio líquido no desenho de suas projeções de lucros futuros, principalmente, para empresas com menor dispersão na

previsão dos analistas. Esse fato revelou-se interessante para assentar sobre as relações do mercado de capitais com as variáveis contábeis, fornecendo informações sólidas para o desenvolvimento de testes sobre as influências dos vários sinais das “previsões dos analistas”, conforme abordado no estudo de Abarbanell (1991).

Em ambiente de informação de qualidade inferior, os resultados do estudo apontaram para o sentido contrário ao esperado na formulação dos testes de hipóteses, sendo que o poder explicativo das variáveis “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido” foi, na média, maior em ambiente de informação de melhor qualidade. Esses resultados são inconsistentes não apenas com a base teórica do MO para a avaliação de empresas (1995, 2001) mas também, com os resultados alcançados nas pesquisas de Bryan e Tiras (2007). No mercado brasileiro, em ambiente de informação de qualidade inferior, os resultados encontrados por meio desta investigação apontam para o fato de que os analistas não buscam informações adicionais relevantes para a formulação das suas previsões mas, ao contrário do que se esperava, continuam considerando com rigor as informações de “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido” em suas análises.

Dessa forma, a manutenção da confiança dos analistas nos dados contábeis não resultou em acréscimo significativo de poder explicativo da variável “consenso das previsões dos analistas” para o MO, fato que inviabilizou aceitar a teoria proposta como base para esta pesquisa. Possíveis explicações para o resultado encontrado neste estudo podem ser não apenas a alta correlação entre as variáveis contábeis com as “previsões dos analistas”, mas também o alto valor explicativo das variáveis de “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido” e o pequeno incremento introduzido pela adição da variável de “consenso das previsões dos analistas”. Isso sugere que os analistas não dispunham de uma proporção significativa de outras fontes de informações para a realização de suas projeções sobre os lucros futuros das empresas no mercado brasileiro.

Os resultados encontrados na análise da equação proposta por Bryan e Tiras (2007) demonstraram que as inclusões dos parâmetros de persistência e da taxa de desconto incrementaram o poder explicativo do MO para as empresas no mercado brasileiro. A maior robustez apresentada na equação do MO, com os parâmetros de persistência e a taxa de desconto, conforme metodologia proposta por DHS (1999), para a explicação do valor de mercado das empresas, poderia alterar os resultados dos testes de hipóteses H_1 e H_2 , principalmente, pela possibilidade de alteração na relação entre as variáveis contábeis com a de “consenso das previsões dos analistas”.

Para pesquisas futuras, a utilização das variáveis do MO ajustadas pelos parâmetros de persistência e pela taxa de desconto, também poderia ser valiosa para investigações sobre a influência da dispersão nas “previsões dos analistas” e para a qualidade do ambiente de informações das empresas no mercado brasileiro, considerando que a pesquisa identificou uma menor correlação nas variáveis com este ajuste.

Os achados obtidos neste estudo também poderiam servir de referência para se tentar aprimorar o poder explicativo dos modelos de avaliação de empresas baseados em informações extraídas dos fundamentos da contabilidade. Enquanto isto, apesar das conclusões deste estudo, não seria demais afirmar que o poder explicativo das “previsões dos analistas”, e das variáveis contábeis de “lucro” e “valor do Patrimônio Líquido” poderia diferir nos diferentes tipos de ambientes de informação no mercado brasileiro de capitais.

Destaque-se, ainda, que a amostra somente de empresas acompanhadas pelos analistas no sistema I/B/E/S constitui uma limitação nos testes empíricos para generalização dos resultados, principalmente em relação a aspectos metodológicos específicos, como:

- a. o curto período de tempo do estudo (4 anos);
- b. a amostra com um número reduzido de grandes empresas (47 empresas);
- c. os dados utilizados, já que a amostra não considerou a existência de diferenças entre práticas e normas contábeis em cada setor.

Finalmente, espera-se que, de algum modo, este estudo incentive o interesse pelas pesquisas envolvendo o MO e as relações da contabilidade com o mercado de capitais brasileiro, e ainda, que pesquisas adicionais possam fornecer maior robustez aos resultados encontrados. Esta pesquisa não se exauri aqui.

REFERÊNCIAS

ABARBANELL, Jeffery S. Do analysts' earnings forecasts incorporate information in prior stock price changes? **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 14, n. 2, p. 147-165, June 1991.

ABOODY, D.; LEV, B. The value relevance of intangibles: the case of software capitalization. **Journal of Accounting Research**, Chicago, v.36, n. 3, p. 161-191, Sept. 1998. Supplement.

ASSAF NETO, A. **Finanças corporativas e valor**. São Paulo: Atlas, 2003.

BALL, Ray. J.; BROWN, Phillip. An empirical evaluation of accounting income numbers. **Journal of Accounting Research**, Chicago, v. 6, n. 2, p. 159-178, Aug. 1968.

BARRON, O. E. *et al.* Using analysts' forecasts to measure properties of analysts' information environment. **The Accounting Review**, Sarasota, v. 73, n. 4, p. 421-433, Oct. 1998.

BERNARD, V. L. The Feltham-Ohlson framework: implications for empiricists. **Contemporary Accounting Research**, Toronto, v. 11, n. 02, p. 733-747, Spring 1995.

BEUREN, I. M. **Como elaborar trabalhos monográficos em contabilidade: teoria e prática**. São Paulo: Atlas, 2008.

BRASIL. Secretaria da Receita Federal. **Taxa de juros Selic**. [2009?]. Disponível em: <<http://www.receita.fazenda.gov.br/>>. Acesso em: 15 mar. 2010.

BROWN, L. D.; RICHARDSON, G. D.; SCHWAGER, S. J. An information interpretation of financial analyst superiority in forecasting earnings. **Journal of Accounting Research**, Chicago, v. 25, n. 1, p. 49-67, Spring 1987.

BROWN, Lawrence D. *et al.* Security analyst superiority relative to univariate time-series models in forecasting quarterly earnings. **Journal of Accounting Research**, Chicago, v. 9, n.1 , p. 61-87, Apr. 1987.

BROWN, S.; LO, K.; LYS, T. Use of R^2 in accounting research: measuring changes in value relevance over the last four decades. **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 28, n. 2, p. 83-115, Dec. 1999.

BRYAN, D. M.; TIRAS, S. L. The influence of forecast dispersion on the incremental explanatory power of earnings, book value, and analyst forecast on market prices. **The Accounting Review**, Sarasota, v. 82, n. 2, p. 651-677, Mar. 2007.

CALDEIRA, Luciano Marques; CAMARGO JUNIOR, Alceu Salles; PIMENTA JUNIOR, Tabajara. **A eficiência de mercado na América Latina: um estudo da hipótese de caminho aleatório no Brasil, México, Peru e Argentina**. Trabalho apresentado no 5º Congresso USP: Controladoria e Contabilidade em out. de 2005. Disponível em: <http://www.congressousp.fipecafi.org/artigos52005/an_resumo.asp?cod_trabalho=208>. Acesso em: 11 jan. 2010.

CAMARGOS, M. A. de; BARBOSA, F. V. Teoria e evidência da eficiência informacional do mercado de capitais brasileiro. **Caderno de Pesquisas em Administração**, São Paulo, v. 10, n. 01, p. 41-55, jan./mar. 2003.

COELHO, A. C.; CARVALHO, L. N. Análise conceitual de lucro abrangente e lucro operacional corrente: evidências no setor financeiro brasileiro. **Brazilian Business Review**, v. 4, n. 2, p. 119-139, maio/ago. 2007.

COSTA; F. M. da; SILVA, V. S. **Ajustes aos US-GAAP: estudo empírico sobre sua relevância para empresas brasileiras com ADRS negociados na Bolsa de Nova Iorque**. In: ENANPAD, 29, Brasília, 2005. [2005?] Disponível em: <http://www.anpad.org.br/evento.php?cod_evento_edicao=9>. Acesso em: 14 maio 2009.

CUPERTINO, C. M. **O Modelo de Ohlson de avaliação de empresas: uma análise crítica de sua aplicabilidade e testabilidade empírica**. 2003. 133 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) - Universidade de Brasília, Brasília, 2003.

CUPERTINO, C. M.; LUSTOSA, Paulo R. B. O Modelo de Ohlson de avaliação de empresas: tutorial para utilização. **Contabilidade Vista & Revista**, Belo Horizonte, v. 17, n. 1, p. 47-68, jan./mar., 2006.

DALMÁCIO, F. Z.; ALENCAR, R. C. de. **A relevância da informação contábil no processo de avaliação de empresas brasileiras: uma análise dos investimentos em ativos intangíveis e seus efeitos sobre *value-relevance* do lucro e patrimônio líquido**. In: ENANPAD, 30, 2006, Salvador. [2006?]. Disponível em:

<<http://www.anpad.org.br/enanpad/2006/dwn/enanpad2006-fica-3139.pdf>>. Acesso em: 12 jan. 2010.

DALMÁCIO, F. Z. *et al.* **Modelos de avaliação propostos por Ohlson e suas aplicações ao mercado de capitais no Brasil**. Trabalho apresentado no 5º Congresso USP Controladoria e Contabilidade, 2005.

DAMODARAN, A. **Avaliação de empresas**. 2. Ed. São Paulo: Prentice Hall, 2007.

DAMODARAN, A. **Avaliação de investimentos**: ferramentas e técnicas para a determinação do valor de qualquer ativo. Rio de Janeiro: Qualitymark, 2008.

DECHOW, Patricia M.; HUTTON Amy P.; SLOAN Richard G. An empirical assessment of the residual income valuation model. **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 26, n. 1-3 , p. 1-34, Jan. 1999.

EASTON, P. D. Security returns and the value relevance of accounting data. **Accounting Horizons**, Sarasota, v.13, n. 4, p. 339-412, Dec.1999.

ELTON, E. J. *et al.* **Moderna teoria de carteiras e análises de investimentos**. São Paulo: Atlas, 2004.

FACULTY OF ECONOMICS AND COMMERCE. **Overview**. Disponível em: <<http://www.ecom.unimelb.edu.au/research/databases/IBES/IBES.html>>. Acesso em: 4 abr. 2010.

FAMA, E. F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **Journal of Finance**, New York, volume 25, n. 2, p. 383-417, May 1970.

FAMA, E. F. Inflation, output, and money. **Journal of Business**, Chicago, v. 55, n. 2, p. 201-231, Apr. 1982.

FAMA, E. F. *et al.* The adjustment of stock prices to new information. **International Economic Review**, Philadelphia, v. 10, n. 1, p. 1-21, Feb. 1969.

FRANKEL, R.; LEE, C. M.C. Accounting valuation, market expectation, and cross-sectional returns. **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 25, n. , p. 283-319, June 1998.

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**, São Paulo, v. 19, n. 47, Aug. 2008.

KIMURA, Herbert. Aspectos comportamentais associados às reações do mercado de capitais. **RAE Eletrônica**, São Paulo, v. 2, n. 1, jan./jul. 2003.

KOTHARI, S. P. Capital markets research in accounting. **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 31, n. 1-3, p. 105-231, Sept. 2001.

I/B/E/S. In: **Wikipedia**: the free encyclopedia. Disponível em: <http://en.wikipedia.org/wiki/Institutional_Brokers'_Estimate_System>. 2 mar. 2010.

IBOVESPA [2009?] Disponível em: <<http://www.bmfbovespa.com.br/Indices/download/IBovespa.pdf>>. Acesso em: 18 abr. 2010.

INFOMONEY. **Tabela de índices de preços das ações de empresas do Ibvespa**. Disponível em: <<http://web.infomoney.com.br/>>. Acesso em: 30 mar. 2010.

INVESTOPEDIA. **Institutional Brokers' Estimate System – IBES**. Disponível em: <<http://www.investopedia.com/terms/i/ibes.asp>>. Acesso em: 4 abr. 2010.

LAMOUNIER, W. M.; TAKAMATSU, R. T. Anúncios de prejuízos e reações dos retornos na Bovespa. In: SEMEAD - Seminários em Administração FEA-USP, 9., 2006, São Paulo. **Anais ...**, 2006. CD ROM.

LAMOUNIER, W. M.; ANTUNES, G. A.; BRESSAN, A. A. Análise do “efeito tamanho” nos retornos das ações de empresas listadas na BOVESPA. **Revista Contabilidade e Finanças**, São Paulo, v. 40, n. 40, p. 87-101, jan./abr. 2006.

LEE, C. M. C. Accounting-based valuation: impact on business practices and research. **Accounting Horizons**, Sarasota, v. 13, n. 4, p. 413-425, Dec.1999.

LEMME, C. F.. Revisão dos modelos de avaliação de empresas e suas aplicações nas práticas de mercado. **Revista de Administração**, São Paulo v.36, n. 2, p.117-124, abr./jun 1999.

LIMA, A. N. **Evidências empíricas do Modelo de Ohlson (1995) para o Brasil**. 182 f. 2008. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) – Programa de Pós Graduação em Ciências Contábeis, Universidade do Vale do Rio dos Sinos, 2008.

LIU, M.; XU, D.; YAO, T. **Why does analysts forecast dispersion predict stock returns? A corporate guidance perspective**. 2004. (EFA, Maastricht Meetings Paper, 4903). Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=556704>>. Acesso em: 23 mar. 2010.

LO, K.; LYS, T. The Ohlson model: contribution to valuation theory, limitations, and empirical applications. **Journal of Accounting, Auditing and Finance**, Boston, v. 15, n.3, p. 337-367, Summer 2000.

LOPES, A. B. **A relevância da informação contábil para o mercado de capitais: o modelo de ohlson aplicado à Bovespa**. 2001, 308 f. (Tese Doutorado) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2001.

LOPES, A. B. **A informação contábil e o mercado de capitais**. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2002.

MIRANDA, J. H.; LOPES, A. B.; TEIXEIRA, A. J. C. **Abordagem da precificação de empresas de acordo com o Modelo de Ohlson e a equação para cálculo de opções de Black, Scholes e Merton**. [2005?]. Trabalho apresentado no 3º. Simpósio FUCAPE de Produção Científica. Disponível em: <<http://www.fucape.br/simposio/3/artigos/jorge%20henrique,%20alexandro%20broedel%20e%20aridelmo%20teixeira.pdf>>. Acesso em: 24 fev. 2010.

MÜLLER, A. N.; TELÓ, A. R. Modelos de avaliação de empresas. **Revista FAE**, Curitiba, v. 6, n. 2, p. 97-112, maio/dez. 2003.

NAKAMURA, W. T.; MENDONÇA, P. C. P. A hipótese de eficiência de mercado: evidência da forma fraca na bolsa de valores de São Paulo. [2003?]. Trabalho apresentado no 6º **SEMEAD**, FEA-USP. Disponível em: <<http://www.ead.fea.usp.br/semead/6semead/finan%E7as/002Fin%20-%20A%20Hip%F3tese%20de%20Efici%EAncia%20de%20Mercado.doc>>. Acesso em: 2 mar. 2010.

SARLO NETO, A. *et al.* Uma investigação sobre a capacidade informacional dos lucros contábeis no mercado acionário brasileiro, In: **CONGRESSO USP CONTROLADORIA E CONTABILIDADE**, 3, 2003, São Paulo. v. 1. p. 1-15. CD ROM.

OHLSON, J. A. Earnings, book values, and dividends in equity valuation. **Contemporary Accounting Research**, Toronto, v. 11, n. 2, p. 661-687, Spring 1995.

OHLSON, J. A. Earnings, book values, and dividends in equity valuation: an empirical perspective. **Contemporary Accounting Research**, Toronto, v. 18, n. 1, p. 107-120, Spring 2001.

OHLSON, J. A. A practical model of earnings measurement. **The Accounting Review**, Sarasota, v. 81, n. 1, p. 271-279, Jan. 2006.

OHLSON, J. A.; LOPES, A. B. Avaliação de empresas com base em números contábeis. **Brazilian Business Review**, v. 4, n. 2, p. 96-103, maio/ago. 2007.

OTA, K. A. New improvement to the Ohlson (1995) Model: empirical evidence from Japan. [S.l.]: Social Science Research Network, 2000.

OTA, K. A. A test of the Ohlson (1995) model: empirical evidence from Japan. **The International Journal of Accounting**, London, v. 37, n. 2, p. 157-182, Sept. 2002.

PEREZ, M. M.; FAMÁ, R. Avaliação de empresas e apuração de haveres em processos judiciais: uma análise segundo a teoria de finanças. [2003?]. Trabalho apresentado no 6º SEMEAD. Disponível em: <http://www.praticacontabil.com/Apuracao_de_Haveres.doc>. Acesso em: 4 mar. 2010.

RÊGO, R. H. T.; MUSSA, A. Anomalias do mercado acionário: a verificação do efeito feriado no IBOVESPA e IBX-100 no período de 2002 a 2007. 2008. In: CONGRESSO USP DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, 8., 2008, São Paulo. **Anais...** São Paulo: USP, 2008. v. 8. p. 1-14.

SAURIN, V.; COSTA JÚNIOR, N. C. A. da; ZILIO, A. da C. S. Estudo dos modelos de avaliação de empresas com base na metodologia do fluxo de caixa descontado: estudo de caso. **Revista de Ciências da Administração**, Florianópolis, v. 9, n. 18, p. 123-148, Maio/Ago. 2007.

SCHIVINSKI, T. **O efeito da divulgação das demonstrações financeiras sobre o retorno das ações e avaliação do modelo CAPM no mercado de capitais brasileiro**. 2002. 113 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Produção) – Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2002.

SECURATO, J. R. **Decisões financeiras em condições de risco**. São Paulo: Atlas, 1996.

SILVA, L. W. M. **Métodos de avaliação de empresas**: casos de práticas adotadas no Brasil. Rio de Janeiro: IBMEC, 2006.

WATTS, R.; ZIMMERMAN, J. Positive accounting theory: a ten-year perspective. **The Accounting Review**, Sarasota, v. 65, n. 1, p. 131-156, Jan. 1990.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge: MIT Press, 2002.

YAHOO FINANCE. **IBOVESPA - (^BVSP)**: preços históricos. [2009?]. Disponível em: <<http://br.finance.yahoo.com/q/hp?s=%5EBVSP>>. Acesso em: 30 mar. 2010.