

Evidências Empíricas do Modelo de Ohlson (1995) para o Brasil

Aline Nast de Lima

Centro Universitário Feevale – FEEVALE

Instituto de Ciências Sociais Aplicadas - ICSA

RS 239, no 2755 - Vila Nova - Novo Hamburgo - RS - CEP 93352-000

E-mail: alinelima@feevale.br

Paulo Renato Soares Terra

Universidade Federal do Rio Grande do Sul - UFRGS

Programa de Pós-Graduação em Administração - Escola de Administração

Rua Washington Luís, 855 - Porto Alegre - RS – CEP 90010-460

E-mail: prsterra@ea.ufrgs.br

Resumo

A proposta deste estudo é testar empiricamente se o modelo de avaliação da firma proposto por Ohlson, em 1995, produz estimativas adequadas para os dados das principais empresas brasileiras listadas na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa) no período de 2002 a 2005. Destaca-se que a aplicação empírica de todas as premissas desse modelo ainda é relativamente escassa e controversa para mercados emergentes. Foram testadas diferentes especificações para a função de preço de Ohlson (1995), de acordo com os resultados obtidos para os parâmetros de persistência do resultado anormal e da variável “outra informação”. A metodologia foi desenvolvida estritamente conforme os pressupostos teóricos de Ohlson (1995), a qual consistiu em testar o modelo através de uma análise em corte transversal para um painel de 53 ações, representando 46 empresas, da qual foram obtidos parâmetros de persistência únicos anuais através do modelo das dinâmicas informacionais. Os resultados encontrados a partir da análise das distintas especificações propostas indicam que o modelo de Ohlson não é adequado para prever o preço para as ações da amostra, pois os parâmetros e coeficientes que foram estimados encontram-se fora dos intervalos teóricos estabelecidos. Pode-se dizer que a investigação dos diferentes testes aplicados sobre o modelo de Ohlson sinalizaram que as dinâmicas informacionais lineares não são adequadas para explicar o preço das ações da amostra deste estudo.

1. Introdução

A diversidade de paradigmas apresentada na literatura acadêmica acerca de metodologias de avaliação do preço das ações que forneçam um maior poder explicativo e acurácia na determinação do valor dos ativos de uma empresa aumenta a probabilidade de ocorrência de progresso científico, especialmente em investigações empíricas realizadas nas áreas de contabilidade, economia e finanças. Sugere-se, então, que o campo de pesquisas relacionado à temática de analisar e evidenciar um possível “melhor” método para avaliar o preço de um ativo em mercados competitivos encontra-se aberto a

conjecturas (dadas às especificidades diagnosticadas nos mercados de capitais entre países)¹, que têm sido objeto de destaque na pesquisa em contabilidade e finanças.

Fundamentalmente, as pesquisas empíricas desenvolvidas que abordam este tema representam uma das áreas mais profícuas de estudo em contabilidade e finanças, haja vista os inúmeros trabalhos² produzidos na tentativa de investigar e determinar o valor intrínseco das ações, ou seja, aquele valor objetivo ao qual deveria tender o preço das ações das empresas, dada toda a informação disponível. Acredita-se que tais investigações apresentam os principais fundamentos sob os quais devam ser desenvolvidas as metodologias e os modelos de avaliação/precificação de ativos de uma firma.

Constata-se na literatura acadêmica que o avanço mais importante neste tipo de investigação tenha sido proporcionado pela contribuição teórica formal desenvolvida por James Ohlson para demonstrar a relação entre a informação publicamente disponível – tanto a contábil quanto a distinta da contábil – e o preço das ações. De fato, Lundholm (1995, p. 749), destaca que “*The Ohlson (1995) and Feltham and Ohlson (1995) papers are landmark works in financial accounting*”. De acordo com Popova (2003), considera-se que Ohlson (1995), baseando-se especialmente nos trabalhos de Preinreich (1938), Edwards e Bell (1961) e Peasnell (1981, 1982), tenha sido o precursor e criador dos fundamentos para uma nova definição do objetivo apropriado da pesquisa que relaciona as informações contábeis e a avaliação do preço dos ativos.

Uma das principais características do modelo desenvolvido por Ohlson (1995) consiste na determinação de um modelo linear, o qual define o comportamento estocástico temporal do resultado contábil anormal através da introdução das dinâmicas informacionais lineares (*linear information dynamics*), que permitem que se estime diretamente o valor da empresa mediante o comportamento futuro esperado da informação disponível no momento presente.

No entanto, apesar da importante contribuição teórica oferecida pelo modelo de Ohlson, Lo e Lys (2000) comentam que as questões relacionadas à aplicabilidade e à testabilidade desse modelo ainda são controversas, tendo em vista a dificuldade da estimação do parâmetro de persistência do resultado anormal e o estabelecimento de uma *proxy* para mensurar a variável “outra informação” e seu parâmetro de persistência, os quais são gerados a partir do modelo linear das informações. Tal afirmativa pode ser evidenciada em diversos estudos empíricos que se propuseram a estimar o modelo (FRANKEL e LEE, 1998; DECHOW, HUTTON e SLOAN, 1999; LO e LYS, 2000; McCRAE e NILSSON, 2001; CHOI, O'HANLON e POPE, 2001; OTA, 2002; CALLEN e MOREL, 2001), os quais apresentaram uma diversidade significativa em relação à metodologia adotada, aos dados coletados, ao estabelecimento dos parâmetros das variáveis do modelo, bem como à consideração, ou não, da variável “outra informação”.

Ademais, observa-se que ainda é escasso encontrar na literatura pesquisas empíricas que tratem efetivamente de avaliar esse modelo para mercados emergentes, considerando, de fato, o comportamento estocástico da evolução temporal do resultado anormal e da variável “outra informação”. No Brasil, especificamente, esse tipo de estudo

¹ Para maiores esclarecimentos, ver Lopes (2007).

² Exemplos incluem Ohlson (1990, 1991, 1995) e Feltham e Ohlson (1995). Exemplos de pesquisas empíricas incluem Bernard (1994), Fairfeld (1994), Ou e Penman (1996), Penman e Sougiannis (1995), Frankel e Lee (1998), Lee *et al.* (1998), Dechow, Hutton e Sloan (1999).

ainda é incipiente. Algumas exceções foram encontradas nos trabalhos de Lopes (2001, 2005), Cupertino (2003), Galdi e Lopes (2006) e Lopes, Costa e Santana (2007).

Em função das considerações e controvérsias que podem ser observadas quanto ao tratamento dado ao modelo de Ohlson, o presente estudo propõe-se a testar empiricamente se o modelo de avaliação do preço das ações proposto por Ohlson, em 1995, produz estimativas adequadas para os dados das principais empresas brasileiras³ listadas na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa). Para tanto, ao realizar o teste empírico proposto foram adotados os seguintes critérios metodológicos:

- I. composição da amostra pelas principais ações negociadas no mercado de capitais brasileiro, representando as empresas com maior grau de liquidez da Bovespa;
- II. obtenção dos parâmetros de persistência para a variável resultado anormal e “outra informação”, de acordo com o pressuposto teórico de Ohlson (1995) das Dinâmicas Informacionais Lineares;
- III. inclusão da variável “outra informação”, obtida a partir da *proxy* de previsão do resultado contábil dos analistas financeiros junto ao banco de dados do I/B/E/S, conforme recomendação de Ohlson (2001);
- IV. utilização de duas taxas de desconto para mensurar os diferentes modelos econométricos especificados, sendo uma determinada a partir do retorno do ativo livre de risco, e a outra mensurada a partir do custo de capital para cada ação (baseada no CAPM – *Capital Asset Pricing Model*);
- V. redução do efeito escala presente na amostra, deflacionando-se todas as variáveis presentes nas funções de avaliação pelo patrimônio líquido, possibilitando assim, manter-se a estacionariedade das variáveis presentes no modelo, bem como uma maior significância econômica para as análises desenvolvidas;
- VI. derivação dos coeficientes das funções de Ohlson (1995) de maneira explícita, considerando algebricamente os parâmetros de persistência obtidos, com o objetivo de comparar-se e averiguar a acurácia dos coeficientes estimados a partir das regressões realizadas;
- VII. investigação da confiabilidade das informações evidenciadas pelo sistema contábil brasileiro, mediante a aplicação da *Clean Surplus Relation*.

Ressalta-se que, as possíveis restrições diagnosticadas quanto aos testes empíricos realizados podem estar subordinadas à amplitude da amostra, não sendo factível *a priori* apresentar uma generalização das evidências encontradas para todo o mercado de capitais brasileiro. Vale esclarecer que o critério condicionante da amostra, tanto em sentido temporal como em número de ações brasileiras investigadas, foi determinado com base nos dados coletados junto ao sistema I/B/E/S (*International Broker Estimate System*), relativo ao consenso dos analistas quanto ao valor previsto de resultados contábeis para as empresas que são acompanhadas no mercado de capitais brasileiro.

³ Utiliza-se a expressão “principais empresas brasileiras” em virtude da congruência observada entre as ações que compõem o Índice Bovespa (Ibovespa) e as que fazem parte da amostra do estudo, uma vez que os testes aqui desenvolvidos, a partir de um painel de 53 ações, 46 empresas, no período compreendido entre os anos 2002-2005, coincidem com as ações integrantes da carteira teórica do Ibovespa, a qual representa o comportamento médio do mercado, dada a sua representatividade em termos de liquidez e capitalização bursátil.

Em sentido oposto, sugere-se que a análise dessa limitação ora mencionada deve ser ponderada, levando-se em consideração que o objetivo central do estudo consiste em testar empiricamente, de maneira completa, todas as implicações teóricas do modelo de Ohlson. Ou seja, a opção escolhida para o desenvolvimento deste trabalho sustenta-se no rigor metodológico aplicado em todo o processo de estimação dos modelos especificados.

Espera-se que esta investigação contribua para o fornecimento de evidências teóricas e empíricas para a literatura acadêmica em contabilidade e finanças, ao investigar se o modelo de avaliação da firma⁴, proposto por Ohlson (1995), pode explicar o preço dos ativos no Brasil e, assim, validar ou não esse modelo para os dados das principais empresas brasileiras de capital aberto.

Igualmente, pretende-se agregar aos trabalhos já desenvolvidos no Brasil por Lopes (2001) e Cupertino (2003), especialmente no que tange aos aspectos metodológicos acima descritos, dadas as delimitações e sugestões de pesquisa apresentadas no estudo de Lopes (2001, p. X):

Este trabalho é limitado pelo procedimento de seleção da amostra e dinâmica informacional sobre a qual o modelo de Ohlson é baseado. Direções futuras de pesquisa neste tópico incluem uma investigação mais profunda das características da informação contábil brasileira e sua inter-relação com os preços negociados, bem como um material mais analítico relacionado com modelos do papel da contabilidade em mercados incompletos imperfeitos.

Espera-se ainda estimular e ampliar o debate proposto no estudo desenvolvido por Cupertino (2003, p. 5): “Mas, afinal, quais as razões que explicam a dificuldade de aplicação prática e de testabilidade empírica do modelo de Ohlson?”. Acredita-se que este estudo possa fornecer subsídios e evidências relevantes para explicar o questionamento ora apresentado, tendo em vista as vantagens e limitações inerentes à metodologia empírica adotada para se testar o modelo de Ohlson (1995) no mercado de capitais brasileiro, bem como a aplicação de uma análise de robustez para se verificar a consistência dos resultados obtidos nos testes efetuados.

O restante do estudo está estruturado da seguinte forma: na seção 2 apresenta-se o modelo de Ohlson (1995); o método de pesquisa é demonstrado na seção 3, definindo-se a técnica empírica de estimação, especificação do modelo econométrico e suas hipóteses, as variáveis, a amostra e a coleta dos dados; por fim, na seção 4 apresentam-se os resultados da aplicação do teste empírico e na seção 5 as considerações finais acerca deste estudo.

2. Derivando o Modelo de Ohlson (1995)

No modelo de avaliação da firma desenvolvido por Ohlson em 1995, as variáveis contábeis fundamentais, que apresentam atributos relevantes para serem utilizados na mensuração do preço das ações de uma empresa são o resultado contábil e o patrimônio líquido. Adicionalmente, em virtude das próprias características inerentes aos sistemas contábeis, relacionadas ao conservadorismo, à adoção do regime de competência e à confrontação da receita com a despesa, o modelo admite que se inclua qualquer outro tipo de informação disponível sobre a empresa que seja relevante para a predição dos seus

⁴ Destaca-se que este é um modelo de avaliação do capital próprio ou *equity* da firma.

resultados contábeis futuros, mas que ainda não tenha sido reconhecida ou captada pelo sistema contábil. Ohlson (1995) denomina essa variável de “outra informação”, denotando que os dados contábeis apresentam-se como indicadores de valor incompletos.

Sua abordagem teórica partiu, essencialmente, da tentativa de solucionar uma questão básica no contexto de avaliação do valor da firma: “*can one devise a cohesive theory of a firm’s value that relies on the clean surplus relation to identify a distinct role for each of the three variables, earnings, book value, and dividends?*” (Ohlson, 1995, p. 661-662). De fato, a fundamentação teórica do modelo de Ohlson encontra-se estruturada a partir de relações que foram estabelecidas entre vários constructos da teoria contábil com as propriedades da função de avaliação da firma: “*The approach used has the advantage of not only yielding a closed-form valuation function, but also providing a concrete and complete framework to deal with value and accounting data*” (Ohlson, 1995, p. 663). Esse modelo baseia-se em três principais premissas:

- I. o valor da firma é igual ao valor presente dos seus dividendos esperados, aplicando-se um fator de desconto igual à taxa livre de risco;
- II. na contabilidade “tradicional”, em que tanto a informação contábil quanto os dividendos satisfazem a *Clean Surplus Relation* (doravante, CSR);
- III. no modelo linear com comportamento estocástico para o resultado anormal.

A primeira premissa considera a utilização do valor presente dos dividendos futuros descontados em conjunto com a propriedade da irrelevância da política de dividendos para definir o preço de ações. A segunda premissa é a responsável por manter a consistência da determinação do resultado, independentemente do sistema de contabilidade adotado. A terceira premissa trata do comportamento estocástico do resultado anormal a partir das Dinâmicas Informacionais Lineares (doravante, DIL). Lundholm (1995) destaca que as implicações empíricas do modelo dependem crucialmente dessa última premissa.

Segundo Ohlson (1995, p. 664), as premissas expressam:

The three assumptions lead to a linear, closed form, valuation solution explaining goodwill, that is, value equals book value plus a linear function of current abnormal earnings and the scalar variable representing other information.

Apresentaram-se sinteticamente as principais bases conceituais sobre as quais se assenta o modelo de Ohlson. Na seção 2 apresenta-se de forma detalhada as implicações teóricas desse modelo.

2.1 Primeira Premissa: O Modelo de Desconto de Dividendos

A origem fundamental do modelo de Ohlson remete aos pressupostos do Modelo de Desconto de Dividendos (doravante MDD), o qual se constitui como uma forte referência dos modelos neoclássicos de avaliação da firma. Esse modelo baseia-se nas seguintes premissas: a taxa de juros é não estocástica, as crenças/expectativas são homogêneas e os indivíduos são neutros em relação ao risco. A partir dessa concepção, o valor patrimonial (capital próprio) de uma empresa passa a ser o valor presente de todos

os dividendos futuros que serão pagos pela empresa para os seus acionistas, de tal forma que:

$$P_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} R_f^{-\tau} E_t \left[\tilde{d}_{t+\tau} \right] \quad (1)$$

onde:

P_t = preço da ação na data t;

$\tilde{d}_{t+\tau}$ = dividendos pagos em t + τ ;

$E_t[\cdot]$ = operador do valor esperado baseado nas informações da data t.

A Equação 1 não permite que se obtenham crescimentos infinitos, sendo necessário considerar a seguinte condição de regularidade:

$$P_{t+\tau} R_f^{-\tau} \rightarrow 0 \text{ quando } \tau \rightarrow \infty$$

Penman e Sougiannis (1995, p. 5) afirmam o seguinte a respeito dessa condição:

The formula requires the prediction of dividends to infinity or to a liquidating dividend but the Miller and Modigliani (1961) dividend irrelevance proposition states that price is unrelated to the timing of expected payout prior to or after any finite horizon. So, for going concerns, targeted dividends to a finite horizon are uninformative about price unless policy ties the dividend to value-generating attributes. This call for the targeting of something “more fundamental” than dividends.

A aplicação prática do MDD é tida como problemática, ao se considerar horizontes finitos, tendo em vista que sua fórmula requer a predição de dividendos em horizontes infinitos. Todavia, mesmo apresentando deficiências, o MDD é considerado como ponto de partida para a avaliação de empresas na literatura econômica e financeira, ao considerar que o valor das ações de uma empresa é igual ao valor atual dos dividendos correntes esperados. Enfim, esse modelo constituiu-se na primeira premissa do modelo de Ohlson.

2.2 Segunda Premissa: Adoção da *Clean Surplus Relation*

A segunda premissa considerada por Ohlson (1995) em seu modelo é o conceito da CSR. As implicações desse conceito, conforme Brimble e Hodgson (2004, p. 2), têm sido amplamente abordadas pela contabilidade:

The issue of whether accounting income should be reported on a comprehensive clean surplus basis, or whether net income from core operations should be retained with non-operating dirty surplus flows accounted for directly in reserves, has been ongoing over the last seven decades (Patton 1934, May 1937, Dhaliwal, Subramanyam and Trezevant 1999, O’Hanlan and Pope 1999, Cahan et al. 2000).

Esse conceito impõe que todas as transações (com exceção daquelas realizadas com os acionistas) que causam alterações no patrimônio líquido da firma devem passar pelas contas de resultado. Portanto, a CSR considera que quaisquer eventos que não estejam relacionadas com transações entre sócios devem necessariamente passar pelo resultado. Para Ohlson (1995, p. 661):

[...] the bottom-line items in the balance sheet and income statement - book values and earnings – and its format requires the change in book value to equal earnings minus dividends (net of capital contribution). We refer to this relation as the clean surplus relation because, as articulated, all changes in assets/liabilities unrelated to dividends must pass through the income statement.

Suwardi (2004, p. 16) afirma que “Accounting data is defined to be clean surplus when the change between opening and closing retained income equals income less dividends in the intervening period”. Portanto, pode-se dizer que todas as perdas ou ganhos que afetam o patrimônio líquido da empresa serão incluídos em seu resultado. Lopes (2001, p. 52) salienta que “essa relação simplesmente apresenta a idéia advinda diretamente da igualdade patrimonial”. Como pode ser visto pela Equação 2, essas mudanças no patrimônio líquido de um período a outro somente ocorrerão na parte do resultado da firma que não foi distribuído como dividendo.

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

onde:

y_t = patrimônio líquido na data t;

y_{t-1} = patrimônio líquido na data t-1;

x_t = resultado líquido do exercício no período (t -1, t);

d_t = dividendos líquidos das contribuições de capital na data t.

Dessa maneira, é possível apresentar o valor de uma empresa em função das informações contábeis correntes e futuras esperadas, independentemente da política de dividendos adotada pela firma, assim como de seu sistema contábil. Tal medida gera uma restrição: apenas se o resultado contábil líquido captar todas as alterações no patrimônio líquido de uma firma é que o resultado anormal (residual) futuro será considerado como uma variável relevante que permita sua correta mensuração. A partir disso, pode-se apresentar a definição do resultado anormal:

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

onde:

x_t^a = resultado anormal na data t;

R_f = taxa livre de risco (mais uma unidade), isto é, $1 + r_f$ na data t.

A Equação (3) expressa que é possível obter resultados anormais positivos sempre que o resultado gerado for maior que o custo do capital investido. Em caso contrário, o resultado anormal poderá se apresentar próximo de zero ou negativo.⁵ Tradicionalmente, a taxa de remuneração mínima utilizada baseia-se no custo de capital da empresa para se chegar aos resultados anormais auferidos no período. Entretanto, no desenvolvimento teórico, Ohlson (1995) apresenta o resultado anormal a partir da taxa de juros do ativo livre de risco.

Com base nas considerações feitas, pode-se representar os dividendos conforme a Equação 4 (a partir da combinação das Equações 2 e 3):

$$d_t = x_t^a - y_t + R_f(y_{t-1}) \quad (4)$$

⁵ O paralelo entre o resultado anormal de Ohlson e o *Economic Value Added* de Stewart (2003) é trivial.

Bartholdy, Peare e Willet (2000, p. 6) salientam que, a partir da CSR, Ohlson pôde:

(...) devises a theory of firm value that makes use of the clean surplus relation to identify a distinct role for earnings, book value, and dividends. A convex combination of a pure flow model of value and a pure stock model of value is derived and Ohlson argues that the combination is of conceptual interest because it brings both the bottom line items into valuation through the clean surplus relation (as suggested by Brennan although Brennan is not cited).

Entretanto, Cauwenberge e Beelde (2005, p. 16 e 18) ressaltam que “*The importance of the Ohlson model and its emphasis on clean surplus⁶ accounting have not gone unnoticed to advocates of comprehensive income (e.g. Brief and Peasnell, 1996)*”. Portanto, na perspectiva desses autores, caso a CSR não seja corretamente considerada, possivelmente ocorrerão problemas na especificação das variáveis contábeis, tendo em vista que “*that emphasized clean surplus as a necessary condition to derive other algebraic properties of accounting data (e.g. Edwards and Bell, 1961, Brief and Lawson, 1992)*”.

Stromann (2002, p. 2) destaca algumas dificuldades que podem surgir ao não se considerar corretamente a CSR:

Difficulties in assessing the informativeness of financial statements arise primarily because of the varying degree of faithfulness to clean surplus accounting, systematic non-accounting influences like tax-alignment of accounting, delayed or omitted recognition of value-relevant aspects which causes systematic biases in asset-valuation (conservatism), as well as the failure of some accounting systems to adequately report (derivative) financial instrument.

Constata-se, então, que a propriedade da CSR é fundamental, tendo em vista que permite o estabelecimento de um modelo de avaliação em função de dados contábeis, evitando a necessidade de especificar uma política de dividendos da firma. Ou seja, ao se utilizar a igualdade da Equação 4, pode-se reescrever o MDD (Equação 1) como um modelo de desconto de números contábeis, conhecido como Modelo de Avaliação pelo Resultado Anormal⁷ (doravante MRA):

$$P_t = y_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} R_f^{-\tau} E_t [\tilde{x}_{t+\tau}^a] \quad (5)$$

onde:

\tilde{x}_{t+1}^a = predição do resultado anormal para a data $t + \tau$.

⁶ Segundo Cauwenberge e Beelde (2005, p. 16 e 18): *Under clean surplus, every income and expense item is run through the income statement. As a consequence of double entry accounting, the clean surplus income number shows the acres in net assets derived from non-owner transactions and is therefore regarded to be a ‘true’ or ‘tell it like it is’ measure of income. In practise however, many individual IASB(International Accounting Standards Board) standards, especially those involving fair value measurement, have departed from the clean surplus rule.*

⁷ Para Froidevaus (2004, p. 13), o MRA “[...] have been referred to by a variety of names (residual income, economic profit, discounted abnormal earnings, excess profit) and variations (Edwards-Bell-Ohlson, Ohlson, Ohlson-Juettner etc). Commercial variations of the model have resulted in ‘brand name’ products such as Stern Stewart’s EVATM, or McKinsey’s Economic Profit Model. All these models are based on the concept of residual income developed by Edwards and Bell (1961) and Ohlson (1991, 1995)”.

Conforme Penman e Sougiannis (1995, p. 6), esse modelo apresenta:

The expression over which the expectation is taken compares future flows to those projected by applying the discount rate to beginning-of-period stocks. This equation holds for all clean-surplus accounting principles and alternative valuation techniques are distinguished by the identification of y and x and the rules for their measurement. In this respect, a valuation technique and a (pro forma) accounting system (for equity valuation) are the same thing.

De forma simplificada, pode-se dizer que o modelo expressa o valor da empresa como a soma de seus investimentos de capital e o valor presente descontado do resultado residual de suas atividades futuras. O modelo pode ser considerado em duas partes: uma medida contábil do capital investido e uma medida dos resultados residuais esperados, os quais correspondem aos valores presentes dos fluxos de resultados econômicos futuros ainda não incorporados ao patrimônio líquido corrente, tendo em vista que os mesmos ainda não foram realizados.

É importante destacar que a escolha de uma determinada forma/método de mensuração contábil sobre outro não afeta o valor corrente da empresa, essa escolha poderá influenciar as expectativas futuras. Não é necessário que se tenha cumprido a CSR no passado; porém, tendo-se em vista que a função de valor baseia-se nas expectativas futuras para obter o MRA, exige-se que as expectativas de resultados anormais no futuro estejam baseadas na CSR.

Logo, o MRA pode ser considerado como uma redefinição do MDD em função da consideração da CSR. Todavia, a principal limitação do MRA deve-se ao fato de que as expectativas não são observáveis, sendo necessário para a sua aplicação empírica que se vincule de alguma maneira às expectativas futuras para os dados observados, ou que sejam previstas essas variáveis contábeis para um futuro relativamente curto e estabelecido um valor final a partir desse horizonte temporal (SÁNCHEZ, 2003).

2.3 Terceira Premissa: Dinâmicas Informacionais Lineares

As limitações do MRA constituíram-se no ponto de partida para as análises e para o desenvolvimento do modelo de Ohlson, ou seja, a necessidade de se determinar como as variáveis contábeis e não-contábeis relacionam-se com os resultados anormais futuros. A determinação dessa relação é tida como a terceira premissa do modelo de Ohlson e como o início das suas contribuições originais ao modelo de avaliação de empresas.

Segundo Ohlson (1995), a terceira premissa encontra-se fundamentada na dinâmica das informações lineares, a qual permite relacionar uma função de avaliação ao vincular os resultados anormais futuros com as variáveis contábeis já realizadas. A partir dessa terceira premissa, define-se um sistema de equações lineares que expressa o processo estocástico da evolução temporal dos resultados anormais e da variável “outra informação” por meio das seguintes especificações. Dessa forma, assume-se $\{\tilde{x}_t^a\}_{t \geq 1}$

$$\tilde{x}_{t+1}^a = \omega x_t^a + v_t + \tilde{\varepsilon}_{1t+1} \quad (6)$$

$$\tilde{v}_{t+1} = \gamma v_t + \tilde{\varepsilon}_{2t+1} \quad (7)$$

onde:

\tilde{v}_{t+1} = predição da “outra informação” para a data $t + 1$;

v_t = “outra informação” na data t ;

ω = parâmetro de persistência do resultado anormal, $0 \leq \omega \leq 1$;

γ = parâmetro de persistência da “outra informação”, $0 \leq \gamma \leq 1$;

$\tilde{\varepsilon}_{1t+1}$ e $\tilde{\varepsilon}_{2t+1}$, $t \geq 1$ = termos de erro que possuem média zero e não são correlacionados com as outras variáveis do modelo.

Nesse modelo das informações lineares, a variável de maior relevância não é somente o resultado anormal do período, mas também a inclusão da variável “outra informação”, que é fundamental para a determinação dos resultados anormais futuros. A partir de uma análise detalhada da Equação 6, observa-se que o resultado anormal segue um processo auto-regressivo de primeira ordem modificado, sendo que a variável “outra informação” incorpora-se aos resultados anormais com um atraso temporal, ou seja, o impacto dessa variável é gradual, ocorrendo também mediante um processo auto-regressivo de primeira ordem AR(1). Constata-se, então, que o modelo admite a existência de fatos relevantes que afetam o valor esperado dos resultados futuros, mas não o seu valor atual, tendo em vista que a contabilidade possui um diferencial temporal no reconhecimento dos eventos que impactam o valor da empresa.

Todavia, o modelo requer que os parâmetros de persistência, ω e γ , sejam conhecidos e apresentem um valor entre 0 e 1, ou seja, a persistência dos resultados anormais, assim como da variável “outra informação”, deve ser positiva. Caso o parâmetro $\omega = 0$, a empresa encontra-se em um estágio de não-crescimento, no qual o resultado anormal é transitório, enquanto se $\omega = 1$, o resultado anormal persistirá de forma indefinida. Entretanto, quando $0 < \omega < 1$, a rentabilidade anormal sobre o patrimônio líquido (ROE Anormal – *Abnormal Return On Equity*) muda com o tempo até chegar ao custo de capital da empresa. Isso pode ser evidenciado a partir da simples “manipulação” da Equação 3, resultando em:

$$\frac{x_t^a}{y_{t-1}} = \frac{x_t}{y_{t-1}} - (R_f - 1) \quad (3.1)$$

onde:

$\frac{x_t^a}{y_{t-1}}$ = rentabilidade anormal sobre o patrimônio líquido (ROE anormal);

$\frac{x_t}{y_{t-1}}$ = rentabilidade sobre o patrimônio líquido (ROE).

Conforme Pindyck e Rubinfeld (2002), caso o resultado anormal não seja persistente, a diferença entre as expectativas da rentabilidade sobre o patrimônio líquido e o custo de capital se aproximará de zero ao longo do tempo, já que em uma economia competitiva não é possível manter uma elevada rentabilidade no longo prazo, isto é, tende a zero. Isso ocorre em virtude da existência de oportunidades de inversão com valor presente líquido positivo, o que conseqüentemente potencializaria a atração de outras empresas. No limite ou ponto de equilíbrio, esses ganhos anormais tenderiam a zero.

Portanto, o modelo considera que os resultados anormais no longo prazo, devido às forças competitivas, devem aproximar-se de seu custo de capital. Tal dado é

consistente com as evidências encontradas nos trabalhos de Fama e French (2000) e Bernard (1994) de que, num ambiente de concorrência perfeita, a lucratividade reverte à média: $E[\tilde{x}_{t+\tau}^a] \rightarrow 0$ quando $\tau \rightarrow \infty$.

Além disso, o modelo permite apresentar a variável v_t , que representa os efeitos esperados sobre o resultado anormal futuro de outras informações relevantes no momento t , as quais não se encontram no resultado atual. Essa variável é essencial para se predizer os resultados anormais dos anos seguintes, assim como para obter o valor intrínseco das ações de uma empresa.

A Equação 7 permite observar que a variável “outra informação” segue um processo auto-regressivo, sendo captada nos resultados anormais do período seguinte. Essa variável não tem um efeito contínuo sobre a outra informação esperada futura, razão pela qual o parâmetro de persistência deve estar entre 0 e 1.

Conforme Lopes (2001), as informações “não-contábeis” podem ser consideradas como “choques” sobre os resultados anormais do período seguinte; por isso, tornam-se parte do processo auto-regressivo de \tilde{x}_{t+1}^a desse momento em diante. Ressalta ainda que as informações não-contábeis podem ser completamente imprevisíveis ($\gamma = 0$) ou parcialmente previsíveis ($\gamma = 1$). A diferença entre v_t e $\tilde{\varepsilon}_{1t+1}$ é que o primeiro pode ser parcialmente previsível, ao passo que o segundo é totalmente imprevisível.

Dessa forma, a análise a partir da DIL pode ser tida como a grande contribuição de Ohlson (1995), na medida em que permite vincular a informação disponível em determinado momento com o valor intrínseco da empresa. As duas equações da DIL são combinadas com a CSR, visando a garantir que todos os eventos relevantes estejam relacionados ao valor da empresa e sejam absorvidos pelos resultados e pelo valor contábil do patrimônio líquido.

Segundo Sánchez (2003), a DIL do modelo de Ohlson expressa o valor das ações em função unicamente das informações atuais, e não de expectativas de resultados anormais. Entretanto, é preciso atentar para outras premissas implícitas nesse modelo, que dizem respeito a uma contabilidade não-viesada, na qual os ativos encontram-se contabilizados pelos seus valores reais de mercado, isto é, os resultados anormais não devem ser afetados de maneira tendenciosa por uma contabilidade conservadora. Portanto, caso a contabilidade seja conservadora, podem-se obter resultados anormais futuros que não apresentam uma tendência de reversão à média (zero), adquirindo, assim, um papel relevante no crescimento do patrimônio líquido (*equity*) futuro da empresa.

Lopes (2001) salienta que uma contabilidade não-viesada é aquela na qual a diferença esperada na data t entre o preço futuro e o patrimônio líquido futuro aproxima-se de zero, conforme: $E_t(\tilde{P}_{t+\tau} - \tilde{y}_{t+\tau}) \rightarrow 0$ quando $\tau \rightarrow \infty$. Por outro lado, a contabilidade será conservadora se $E_t[\tilde{P}_{t+\tau} - \tilde{y}_{t+\tau}] \rightarrow K > 0$ quando $\tau \rightarrow \infty$.

2.4 Função de Avaliação do Modelo de Ohlson (1995)

Ao combinar as duas partes das Equações 6 e 7 na MRA (Equação 5), obtém-se a função do preço de Ohlson:

$$P_t = y_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 v_t \quad (8)$$

onde:

$$\alpha_1 = \frac{\omega}{(R_f - \omega)} \quad ; \quad \alpha_2 = \frac{R_f}{(R_f - \omega)(R_f - \gamma)}$$

onde:

α_1 = coeficiente do resultado anormal;

α_2 = coeficiente da “outra informação”.

Essa função de avaliação expressa o valor de mercado das ações de uma empresa, o qual deve ser igual ao patrimônio líquido ajustado pela rentabilidade atual, mensurada através do resultado anormal e por outras informações que alteram a predição da rentabilidade futura. Para a sua aplicação empírica, não são necessárias as predições de dividendos e patrimônios líquidos futuros. A Equação 8 demonstra que o valor de mercado é igual ao valor contábil ajustado tanto pela lucratividade corrente e residual quanto pela variável “outra informação”.

Segundo o modelo teórico de Ohlson, os coeficientes α_1 e α_2 devem apresentar um valor positivo, uma vez que $\omega < R(1+r)$ e $\gamma < R(1+r)$. Ou seja, isto irá ocorrer, na medida em que os parâmetros de persistência ω e γ encontrarem-se compreendidos entre 0 e 1. Se resultados anormais forem positivos e a variável “outra informação” for positiva, o valor da ação será aumentado. Assim, quanto maiores forem os valores de ω e γ , mais “sensível” será o valor do preço das ações da empresa (P_t), dadas as concretizações de $x_{j,t}^a$ e $v_{j,t}$. O modelo de Ohlson implica uma relação linear positiva entre a variável dependente ($P_{j,t}$) e as variáveis independentes ($y_t, x_{j,t}^a, v_{j,t}$).

De fato, o modelo de Ohlson introduz importantes conceitos ao demonstrar que existem informações que são observadas pelo mercado antes que afete o resultado contábil, fator esse que diz respeito à questão de eficiência de mercado, bem como ao assumir que os resultados anormais podem convergir a zero ao longo do tempo.

Fica evidenciado, portanto, que a função de avaliação de valor (8) permite que se derive o preço de uma ação, ou o valor do capital próprio da empresa (*equity*) a partir das variáveis contábeis básicas, sem a necessidade de se fazer qualquer tipo de referência aos dividendos passados ou a futuros. Nesse sentido, Lopes (2001, p. 57) salienta o quanto as contribuições do modelo de Ohlson são úteis para a teoria contábil:

Assim, verifica-se que o modelo apresentado permite, dentro das premissas estabelecidas, avaliar o valor de mercado da empresa por intermédio de variáveis contábeis sem que haja dependência direto do modelo contábil adotado. Esse resultado é fundamental para a teoria de contabilidade moderna, na medida em que ele realiza uma ligação importante entre a informação emanada pela contabilidade e a moderna teoria de finanças. Essa relação traz para a contabilidade uma importância grande na avaliação de organizações. Esse novo papel da contabilidade não está baseado em considerações normativas, mas em uma dedução analítica lógica dentro do *mainstream* da teoria de finanças.

2.5 Implicações Empíricas do Modelo de Ohlson (1995)

A questão fundamental a ser pensada para analisar as implicações empíricas do modelo teórico de Ohlson diz respeito à estimação da variável “outra informação”: “How

can one think of v_t without reducing the dynamic Assumption 1⁸ to the simple AR(1) model?” (OHLSON, 2001, p. 112).

Segundo Ohlson (2001, p.113), a “outra informação” não pode ser uma variável diretamente observada, tendo em vista que influencia apenas as expectativas (valores esperados) dos resultados anormais (Equação 6). Então, sugere que:

(...) to assess the EBD model empirically analyst's consensus forecasts of next-year earnings would seem to be a reasonable measure of expected earnings. The approach maintains the model's “objective expectations” spirit.

Portanto, a previsão dos analistas incorpora toda a informação disponível no período t , conforme:

$$E[x_{t+1}^a] = f_t^{a,t+1} = f_t^{t+1} - ry_t \quad (9)$$

onde:

$f_t^{a,t+1}$ = previsão do resultado anormal;

f_t^{t+1} = previsão do resultado contábil para o período $(t, t+1)$.

Para estimar a “outra informação” como uma variável observável, Ohlson (2001) parte da condição de que ω e γ são conhecidos:

$$v_t = f_t^{at+1} - \omega x_t^a \quad (10)$$

Estimando-se a variável “outra informação” a partir da Equação 10, é possível capturar as informações relevantes para se prever o comportamento futuro do resultado anormal da firma.

Vale destacar que o estudo empírico desenvolvido por Dechow, Hutton e Sloan (1999) é reconhecido, entre outras investigações empíricas observadas na literatura, como sendo um dos únicos a considerar e mensurar corretamente os parâmetros de persistência da DIL e a variável “outra informação”, determinada a partir das previsões de analistas, tida como uma *proxy* capaz de capturar toda a informação relevante que não é absorvida tanto no patrimônio líquido quanto no resultado contábil. Ohlson (2001, p. 108) pondera que:

DHS view their work as providing “an empirical assessment of the residual income valuation model proposed in Ohlson (1995). Compared with other empirical studies referring to Ohlson's and Feltam and Ohlson's, analyses, the DHS paper tries to link empirical evaluations much closer to the EBD model's attributes. Equations related to the EBD model do more than broadly justify the DHS study: the focus on the auto regressive behavior of residual income and estimate the related “persistence” parameter (or its serial dependence, denoted by ω).

Para Sánchez (2003), o trabalho de Dechow, Hutton e Sloan (1999) pode ser dividido em três partes distintas: 1) apresentação da estrutura da DIL do modelo de Ohlson, a partir da qual obtiveram os valores para os parâmetros de persistência; 2) demonstração do valor intrínseco das ações em função das diferentes especificações de modelo de Ohlson, resultando em alterações nos valores dos parâmetros de persistência

⁸ Representada pelas Equações 6 e 7.

da DIL; e 3) relação de tendência estabelecida entre os preços de mercado das ações e seu valor intrínseco.

Nesta pesquisa, optou-se por apresentar os principais pontos da metodologia implementada por Dechow, Hutton e Sloan (1999) para mensurar as variáveis e parâmetros integrantes do modelo de Ohlson, destacando-se os seguintes passos:

1.º) Cálculo do Resultado Anormal: para calcular o resultado anormal, foi considerado um custo de capital constante de 12% e o resultado antes de itens extraordinários.

2.º) Estimação do Parâmetros de Persistência do Resultado Anormal: para estimar os primeiros parâmetros de persistência do resultado anormal, aplicou-se uma metodologia de corte transversal, a partir da qual foram obtidos parâmetro de persistência únicos para todas as empresas, conforme a equação:

$$x_{i,t+1}^a = \omega_0 + \omega x_{i,t}^a + \varepsilon_{i,t+1} \quad (11)$$

Também foi apresentada uma forma alternativa para mensurar esse parâmetro, supondo que cinco variáveis relacionadas a taxas contábeis de retorno e de crescimento do patrimônio líquido determinarão o ω conforme:

$$\omega^c = \omega_1 + \omega_2 q1_t + \omega_3 q2_t + \omega_4 q3_t + \omega_5 div_t + \omega_6 ind_t \quad (12)$$

onde:

$$q1_t = \text{magnitude do resultado anormal} = \left| \frac{x_t^a}{y_{t-1}} \right|$$

$$q2_t = \text{magnitude das despesas especiais} = \left| \frac{DE_t}{y_{t-1}} \right|$$

$$q3_t = \text{magnitude dos } accruals \text{ operacionais} = \left| \frac{AO}{AT} \right|$$

$$div_t = \text{taxa de pagamento dos dividendos} = \frac{d_t}{x_t}$$

ind_t = persistência histórica dos resultados anormais para as empresas que pertencem a um mesmo setor industrial t.

3.º) Estimação do Parâmetros de Persistência da “Outra Informação”: para obter o parâmetro de persistência do resultado anormal, procedeu-se à mensuração da variável “outra informação”, assim definido por Dechow, Hutton e Sloan (1999, p. 6):

Turning first to v_t , it is well established that prices reflect information about future earnings that is not contained in current earnings. Attempts to incorporate this other information into valuation analyses date back at least as far as.

A variável v_t (Equação 10) representa a diferença entre a expectativa condicional dos resultados anormais, baseada em toda a informação disponível menos aquela baseada somente no resultado anormal corrente. Obtidas as variáveis v_t , conforme as duas metodologias de estimação do ω , é possível calcular seus parâmetros de persistências, conforme a Equação 13:

$$v_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 v_t + \varepsilon_{2t+1} \quad (13)$$

4º) Estimação da Função de Avaliação do Preço do Modelo de Ohlson (1995): para proceder aos testes empíricos no modelo final de avaliação do preço das ações de Ohlson, foram consideradas diferentes especificações ponderadas por dois principais aspectos 1) inclusão ou não da variável “outra informação” e; 2) emprego dos parâmetros de persistência do resultado anormal e da variável “outra informação” estimados a partir das regressões ou dos valores teóricos extremos de Ohlson (0 e 1).

Vale lembrar que Ohlson (1995) não havia definido uma metodologia para se estimar a variável “outra informação”, bem como os parâmetros de persistência da DIL. Dado este contexto, diversas metodologias ou *proxies* podem ser evidenciadas em aplicações empíricas que avaliaram o modelo de Ohlson (CUPERTINO, 2003).

3. Método da Pesquisa

3.1 Técnica Empírica de Estimação

Lo e Lys (2000) criticam à inexistência de um papel substancial para a contabilidade no modelo de Ohlson, à inserção de variáveis contábeis na DIL, assim como o fato de que alguns aspectos não são devidamente tratados pela teoria do modelo de Ohlson (1995), como, por exemplo, o efeito escala

A partir da revisão da literatura empírica⁹ do modelo de Ohlson, podem ser identificadas divergências pontuais quanto à adoção de uma metodologia a ser aplicada para se estimar os modelos, as quais se referem-se:

- à escolha do método de análise: corte transversal ou séries temporais;
- à definição da variável a ser utilizada para minimizar o efeito escala presente na amostra;
- ao tratamento ou não da variável coletada no resultado contábil, a qual, a priori, dadas as características inerentes de mensuração da contabilidade, deve atender à CSR.

Considerando as vantagens e limitações diagnosticadas em outros países quanto à escolha de uma metodologia a ser aplicada na estimação do modelo de Ohlson, optou-se nesta pesquisa por estimar as especificações de Ohlson segundo uma estrutura de dados em painel. Tal escolha fundamenta-se na dificuldade em se encontrar comparações empíricas desse modelo (incluindo a variável “outra informação” presente na função de avaliação do preço e retorno) para as empresas brasileiras de capital aberto, comparações essas que sinalizem para a utilização de um determinado método, dadas as especificidades da contabilidade e do mercado de capitais em estudo.

Com relação ao efeito escala, Lo e Lys (2000) apontam estudos do modelo de Ohlson na literatura contábil (BERNARD, 1995; FRANKEL e LEE, 1998; FRANKEL e LEE, 1999; HAND e LANDSMAN, 1999; DECHOW, HUTTON e SLOAN, 1999) que apresentam conclusões distorcidas, devido à desconsideração de tal efeito na estimação do modelo. Os autores afirmam que, na maior parte desses estudos, os parâmetros são

⁹ Exemplos incluem :Frankel e Lee, 1998; Dechow, Hutton e Sloan, 1999; Lo e LYS, 2000; Mcrae e Nilsson, 2001; Choi, O'Hanlon e Pope, 2001; Ota, 2002; Callen e Morel, 2001.

definidos de maneira errônea, posto que não utilizam taxas de descontos e parâmetros da DIL específicos por ação, uma vez que partem da premissa de que não existem diferenças entre as empresas.

Embora a amostra deste estudo seja considerada “mais homogênea”, já que é composta pelas principais empresas de capital aberto, as quais representam grande parte do Ibovespa, dada sua representatividade econômica em termos de liquidez e volume de negociação, resolveu-se utilizar variáveis por ação deflacionadas pelo patrimônio líquido, seguindo o critério adotado por Sánchez (2003). Além disso, questiona-se em que medida os resultados obtidos do estudo poderão ser influenciados caso uma variável estimada presente no modelo não cumpra a CSR, premissa em que se encontra fundamentado o modelo de Ohlson.

Para não incorrer em tal problema, foram considerados os valores do patrimônio líquido e o resultado líquido extraídos diretamente dos demonstrativos financeiros divulgados pelas empresas, uma vez que uma das principais atribuições da contabilidade (como ciência teórica e pragmática), *per se*, consiste justamente em zelar pelo devido fornecimento de informações transparentes, confiáveis, claras e oportunas das empresas, as quais devem estar evidenciadas nos demonstrativos financeiros, permitindo que os diferentes participantes do mercado (especialmente investidores e financiadores) possam estabelecer expectativas em relação ao preço das ações e desempenho futuro da empresa.

3.2 Especificação do Modelo Econométrico

Com base nas premissas teóricas apresentadas no tópico 2, sob as quais foram desenvolvidas a função de avaliação do preço de Ohlson, assim como nas evidências empíricas extraídas da literatura contábil e financeira, determinaram-se as diferentes especificações a serem testadas para as empresas brasileiras de capital aberto no período de 2002 a 2005. Salienta-se que, para implementar o objetivo da pesquisa, constituíram-se duas hipóteses genéricas relativas aos resultados obtidos para os parâmetros de persistência da DIL e aos coeficientes estimados da função de avaliação de Ohlson (1995) para o mercado de capitais brasileiro.

3.2.1 Teste dos Parâmetros de Persistência da DIL de Ohlson (1995)

Para analisar a DIL de maneira consistente com modelo de Ohlson (1995), será testada primeiramente a Equação 14, conforme:

$$\frac{x_{t+1}^a}{y_t} = \omega \frac{x_t^a}{y_t} + \frac{v_t}{y_t} + \varepsilon_{t+1} \quad (14)$$

Teste 1: Parâmetro de persistência dos resultados anormais – as hipóteses do teste correspondem a:

Teste 1a: $H_0 : \omega < 0$

$H_1 : \omega \geq 0$

Teste 1b: $H_0 : \omega > 1$

$H_1 : \omega \leq 1$

Sendo que ω representa o parâmetro de persistência dos resultados anormais, o qual deve estar entre 0 e 1, conforme o intervalo teórico estabelecido por Ohlson (1995), indicando que o resultado anormal segue um processo de reversão à média.

A partir dos resultados que serão obtidos da Equação 14 e do cálculo “outra informação”, será possível testar a Equação 15 conforme:

$$\frac{v_{t+1}}{y_t} = \gamma \frac{v_t}{y_t} + \varepsilon_{2t+1} \quad (15)$$

Teste 2: Parâmetro de persistência da “outra informação” – as hipóteses do teste correspondem a:

Teste 2a: $H_0 : \gamma < 0$

$H_1 : \gamma \geq 0$

Teste 2b: $H_0 : \gamma > 1$

$H_1 : \gamma \leq 1$

Sendo que γ representa o parâmetro de persistência da variável “outra informação” utilizado para a predição do resultado anormal, o qual deve estar entre 0 e 1, conforme o intervalo teórico estabelecido por Ohlson (1995).

3.2.2 Teste da Função de Preço de Ohlson (1995)

Para testar a função de preço de Ohlson (Equação 8), será deflacionada as variáveis por ação pelo patrimônio líquido por ação, com o objetivo de controlar o efeito escala e de manter a estacionariedade das séries, resultando em:

$$\frac{P_{j,t}}{y_{j,t}} = \alpha_0 \frac{y_{j,t}}{y_{j,t}} + \alpha_1 \frac{x_{j,t}^a}{y_{j,t}} + \alpha_2 \frac{v_{j,t}}{y_{j,t}} + \mu_t \quad (16)$$

onde:

$\alpha_0 = 1$

$\alpha_1 = \frac{\omega}{(R_f - \omega)} \geq 0$

$\alpha_2 = \frac{R_f}{(R_f - \omega)(R_f - \gamma)} > 0$

$P_{j,t}$ = preço da ação da firma j no período t;

$y_{j,t}$ = patrimônio líquido da firma j no período t;

$x_{j,t}^a$ = resultado anormal da firma j na data t;

$v_{j,t}$ = “outra informação” da ação da firma j na data t;

α_0 = intercepto da regressão;

α_1 = coeficiente do resultado anormal;

α_2 = coeficiente da “outra informação”;

μ_t = resíduos da regressão na data t.

Espera-se que os coeficientes $\alpha_1(\omega)$ e $\alpha_2(\omega, \gamma)$ do modelo teórico de Ohlson (1995) reajam de forma positiva e crescente em relação aos seus argumentos, uma vez

que ω e γ operam como parâmetros de persistência no processo auto-regressivo (DIL) das variáveis independentes resultado anormal e da “outra informação” ($x_{j,t}^a, v_{j,t}$), desde que os mesmos se encontrem compreendidos dentro do intervalo teórico estabelecido por Ohlson (1995), isto é, $0 \leq \omega, \gamma \leq 1$. Portanto, quanto maiores forem os valores de ω e γ , mais “sensível” será o valor do preço das ações da empresa ($P_{j,t}$), dadas as concretizações de $x_{j,t}^a$ e $v_{j,t}$. O modelo de Ohlson implica uma relação linear positiva entre a variável dependente ($P_{j,t}$) e as variáveis independentes ($x_{j,t}^a, v_{j,t}$). Esta é a implicação fundamental do modelo, a qual dará origem à seguinte hipótese de pesquisa, conforme:

Teste 3: Coeficientes α_0, α_1 e α_2 do teste da função de preço – as hipóteses do teste correspondem a:

Teste 3a: $H_0 : \alpha_0 = 1$

$H_1 : \alpha_0 \neq 1$

Teste 3b: $H_0 : \alpha_1 \leq 0$

$H_1 : \alpha_1 > 0$

Teste 3c: $H_0 : \alpha_2 \leq 0$

$H_1 : \alpha_2 > 0$

Para verificar essas hipóteses, será realizado um teste de especificação da Equação 16, no qual se examinará se os coeficientes α_0, α_1 e α_2 do teste da função de avaliação encontram-se compreendidos entre os valores teóricos determinados por Ohlson (1995), ou seja, $\alpha_0 = 1, \alpha_1 \geq 0$ e $\alpha_2 > 0$. A partir disso, será possível inferir se o teste da função de preço estabelecida por Ohlson produz estimativas consistentes ou não para os dados das principais empresas brasileiras listadas na Bovespa.

Sánchez (2003) ressalta que grande parte dos trabalhos empíricos relacionados ao modelo de Ohlson (1995) não considera, de fato, suas implicações teóricas, pois não estimam os coeficientes das regressões sujeitos às restrições que condicionam a função de avaliação ora descrita. Ou seja, não consideram que os coeficientes α_1 (ω) e α_2 (ω, γ) sejam uma função dos parâmetros obtidos a partir da aplicação da DIL.

Essa hipótese será testada para o período de 2002 a 2005, conforme as especificações apresentadas no Quadro 1.

TAXA DE DESCONTO	ESPECIFICAÇÕES	MODELOS GERAIS
		Teste da Função do Preço
TAXA LIVRE DE RISCO	A) Não-Condicionada	$\frac{P_{j,t}}{y_{j,t}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{f X_{j,t}^a}{y_{j,t}} + \alpha_2 \frac{f V_{j,t}}{y_{j,t}} + \mu_t$
	B) Condicionada	$\frac{P_{j,t}}{y_{j,t}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{R X_{j,t}^a}{y_{j,t}} + \alpha_2 \frac{R V_{j,t}}{y_{j,t}} + \mu_t$
CUSTO DE CAPITAL	C) Não-Condicionada	$\frac{P_{j,t}}{y_{j,t}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{c X_{j,t}^a}{y_{j,t}} + \alpha_2 \frac{c V_{j,t}}{y_{j,t}} + \mu_t$
	D) Condicionada	$\frac{P_{j,t}}{y_{j,t}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{R c X_{j,t}^a}{y_{j,t}} + \alpha_2 \frac{R c V_{j,t}}{y_{j,t}} + \mu_t$

Quadro 1 - Especificações Econométricas do Teste da Função do Preço

Observa-se que estas especificações diferenciam-se em relação a:

- I. Taxa de desconto aplicada: utilizam-se duas taxas de desconto para testar os modelos, uma baseada no ativo livre de risco e a outra no custo do capital próprio para cada ação da amostra, calculado a partir do CAPM;
- II. Restrição dos parâmetros de persistência da DIL: para se obter estimativas consistentes do modelo de Ohlson (1995), é necessário que esses parâmetros se encontrem no intervalo teórico entre 0 e 1. Caso os parâmetros estimados apresentem-se divergentes desse intervalo, ou seja, negativos ou maiores que 1, serão realizadas novas estimativas para a Equação 16 a partir de parâmetros condicionados, conforme:
 1. Caso $\omega, \gamma < 0 \rightarrow \omega, \gamma = 0$
 2. Caso $\omega, \gamma > 1 \rightarrow \omega, \gamma = 1$

3.3 Definição Teórica e Operacional das Variáveis

Nesta seção, serão definidas de forma teórica e operacional as variáveis dependente e independentes necessárias para se realizar os testes empíricos propostos neste estudo.

3.3.1 Variável Dependente

Para testar os quatro modelos especificados anteriormente, será necessário calcular o preço da ação anual, ou seja, a variável dependente para cada ação da amostra no período de 2001 a 2005, conforme:

A) Preço de Mercado ($P_{j,t}$):

Esta variável será calculada para se estimar as especificações do teste da função de preço, conforme:

$$P_{j,t} = \frac{P_{j,t}}{y_{j,t}}$$

onde:

$P_{j,t}$ = cotação de fechamento da ação j no ano t;

$y_{j,t}$ = patrimônio líquido por ação da empresa j no ano t.

3.3.2 Variáveis Independentes

A) Patrimônio Líquido ($y_{j,t}$)

Constitui-se em uma das principais variáveis presentes neste estudo empírico. Na literatura contábil, podem-se identificar as seguintes expressões para essa variável: *book value*, *equity*, valor contábil do capital próprio, valor líquido patrimonial da empresa, patrimônio líquido e patrimônio contábil.

Para a implementação do modelo de Ohlson, não se exige um tipo especial de modelo contábil e práticas contábeis específicas, bastando que o patrimônio líquido por ação seja o valor publicado pela contabilidade financeira, regulada pela legislação societária brasileira. Neste estudo, será utilizado o patrimônio legal e não o ajustado.

B) Resultado Líquido do Exercício (x_t):

O resultado líquido do exercício, valor apresentado no demonstrativo do resultado do exercício (DRE), pode ser considerado como outra variável-chave para se testar o modelo de Ohlson. Destaca-se que o objetivo fundamental da demonstração do resultado do exercício é fornecer aos usuários das demonstrações financeiras da empresa, os dados básicos e essenciais da formação do resultado (lucro ou prejuízo) do exercício. Portanto, a apuração e evidenciação do resultado contábil constitui-se em um dos principais objetivos informacionais da contabilidade.

Neste estudo, resolveu-se adotar a mesma definição de Sánchez (2003) para essa variável, ou seja, considerou-se o resultado líquido por ação depois da incidência dos impostos, o qual se acredita ser menos “sensível” a distorções. Tal escolha também se baseia na conceituação de lucro líquido e lucro abrangente apresentada por Coelho e Carvalho (2007, p. 124):

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.

Uma das premissas que fundamenta o modelo de Ohlson supõe que o lucro seja apurado a partir de uma relação de “lucro limpo”, na qual todas as alterações nos ativos e passivos que não estejam relacionadas com os dividendos ou não-provenientes dos proprietários devem passar pela demonstração do resultado do exercício. As únicas alterações não-relacionadas aos proprietários ocorridas no patrimônio líquido em determinado período devem ser evidenciadas na DRE, caracterizando, assim, uma articulação “limpa”, sem viés entre o balanço patrimonial e a DRE.

Neste estudo, foi utilizado o resultado por ação (lucro por ação), uma vez que essa informação é extremamente útil para se avaliar os resultados das operações de exercícios passados das companhias abertas, permitindo-se conhecer sua evolução de período a período. Tal evolução é essencial para uma melhor avaliação pelos investidores dos resultados apurados pela companhia em relação às ações que possuem. Em função dessa limitação do sistema contábil brasileiro para se estimar o resultado líquido do exercício social, optou-se por utilizar nos testes empíricos do modelo de Ohlson, os quais exigem uma relação de “excedente limpo” o lucro por ação¹⁰, pois se acredita que este venha a apresentar menos distorções.

C) Resultado Anormal (x_r^a)

Conforme Ohlson (1995, p. 662), “*the development of the model shows the relevance of abnormal (or residual) earnings as a variable that influences a firm's value*”. Portanto, para estimar empiricamente o modelo de Ohlson, é necessário calcular uma das variáveis fundamentais desse modelo: o resultado anormal, que, para ser estimado, requer tanto informações contábeis quanto financeiras.

No entanto, apesar de Ohlson (1995) ter apresentado sua função geral de avaliação, baseada taxa de juros do ativo livre de risco, revela-se pertinente, neste momento, mencionar uma ressalva feita por ele (1995, p. 680) quanto à determinação da taxa de desconto do modelo, a qual pode ser ajustada em relação ao risco: “*This kind of modification obviously introduces no problems in analytical and technical terms. This risk concept should be adequate in many empirical applications (or evaluations) of the model*”.

De fato, é possível testar o modelo ajustado ao risco, porém sabe-se que esse tipo de escolha simplificadora implica a neutralidade em relação ao risco, o que não é verificável nos mercados de capitais. Frankel e Lee (1998) salientam que não há consenso em relação à determinação da taxa de desconto, razão pela qual optaram em estimar de três maneiras diferentes a taxa de desconto: uma sendo constante e as outras duas conforme o segmento econômico da empresa.

Algumas evidências empíricas encontradas sugerem que se adote um custo de capital constante entre as empresas ao longo do tempo ou um custo de capital único para

¹⁰ Para se obter as demais variáveis do estudo por ação, foi necessário estabelecer um critério, dada a variabilidade do número de ações das empresas divulgadas no sistema Econômica em relação a CVM e Bovespa. Em função disso, coletou-se do sistema Econômica o lucro líquido total do exercício e o lucro por ação; ao dividi-los, foi possível chegar ao número de ações para cada empresa, que foi utilizado para se padronizar as demais variáveis.

todas as empresas de uma determinada amostra em cada ano do estudo. Dechow, Hutton e Sloan (1999) definiram uma taxa de desconto única (para todas as empresas) e constante (ao longo do tempo), estimada a partir da média histórica do retorno sobre o patrimônio líquido das ações dos Estados Unidos.

Analogamente, evidenciaram-se nos estudos de Bernard (1995), Biddle, Chen e Zhang (2001) taxas de desconto constantes ao longo do tempo e entre as empresas. Stober (1996) emprega um custo de capital único para todas as empresas em um mesmo ano, não considerando as diferenças de risco entre as mesmas. Todavia, acredita-se que esses tipos de abordagens não reflitam a realidade dos mercados de capitais, especialmente a de países emergentes, como o Brasil, objeto de estudo da pesquisa.

Considerando os aspectos conceituais relatados, que tangem à definição do resultado anormal, em função da taxa de desconto aplicada, optou-se por mensurar essa variável para as ações que compõem a amostra deste estudo a partir de uma taxa de desconto do ativo livre de risco e outra do custo de capital próprio da ação.

Portanto, será estimado para cada ano do período de 2000 a 2005 o resultado anormal, de acordo com a Equação 3, obtendo-se uma série de 5 anos de resultados anormais para cada uma das ações que compõem a amostra. Entretanto, sabe-se que, para realizar essas estimações, será necessário primeiramente escolher uma *proxy* para o ativo livre de risco no Brasil e determinar o custo de capital para cada ação em cada ano.

D) Taxa de Juros do Ativo Livre de Risco (R_f)

Assaf Neto (2003) destaca que a taxa livre de risco adotada em grande parte dos modelos de avaliação corresponde aos juros pagos pelos títulos de emissão pública. Portanto, a taxa livre de risco estabelecida como parâmetro para a mensuração do resultado anormal e, conseqüentemente, para a estimação do modelo de Ohlson foi a Selic.

Tal fato justifica a não opção pela poupança¹¹, pelos certificados de depósito bancário (CDB) e pelos certificados de depósitos interbancário (CDI) como indicador de ativo livre risco, uma vez que a captação de financiamento das instituições financeiras não é obtida mediante esses patamares, e sim mediante a taxa Selic.

E) Custo do Capital Próprio da Ação ou Retorno das Ação (\bar{R}_i)

Ohlson (1995) apresenta algumas ponderações fundamentais relativas ao risco, segundo as quais uma maneira mais direta de considerar o risco deve ser aquela que substitui o fator de desconto da taxa livre de risco (R_f) por algum fator ρ , o qual ajusta R_f para o risco, de forma que $\rho = R_f +$ prêmio de risco, sendo que o custo de capital próprio de uma firma ou o retorno de mercado esperado determinam o parâmetro ρ . Portanto, é possível estimar o custo de capital próprio via o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), uma vez que essa alteração não apresenta, obviamente, nenhum problema em termos analíticos e técnicos.

Salienta-se que, para se estimar o CAPM, são necessários três insumos:

- I. o retorno da carteira de mercado: para calcular o retorno de mercado, é necessário estabelecer um índice de bolsa de valores, o qual deverá refletir o comportamento médio do mercado em determinado intervalo de

¹¹ Estudos empíricos brasileiros que investigaram o modelo de Ohlson – como Lopes (2001); Dalmácio, Sant’Anna, Louzada e Costa (2005); Miranda, Lopes e Texeira (2005); Castro e Freire (2005); Costa e Silva (2005); Hage e Pagliarussi (2006) – utilizaram o índice de poupança como *proxy* para a taxa de juros do ativo livre de risco.

tempo. Entre os índices de bolsa mais importantes e representativos do Brasil¹², optou-se neste estudo pelo índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa). Os dados diários utilizados para cálculo do retorno da carteira de mercado anual foram do período de dezembro de 1998 a dezembro de 2005;

- II. beta: é estimado anual para cada ação da amostra no período de 2000 a 2005;
- III. o retorno do ativo livre de risco: utiliza-se como *proxy* a taxa Selic anual, a qual foi comentada em tópico anterior.

F) Variável “Outra Informação”

Ohlson (1995, p. 668) afirma que a variável outra informação “*should be thought of as summarizing value relevant events that have yet to have an impact on the financial statements*”. Assim, os valores obtidos para essa variável somente serão incorporados nos resultados anormais futuros. Contudo, Ohlson (1995) ainda não havia demonstrado como essa variável deveria ser mensurada, o que pode ser um dos principais motivos da não-incorporação dessa variável em grande de parte dos trabalhos empíricos desenvolvidos com esse modelo.¹³ De fato, o próprio Ohlson destaca, posteriormente, tal limitação de seu modelo, afirmando que “*EBD¹⁴ conceptualizes such information by a scalar variable, but without making its empirical content concrete*” (2001, p. 108).

A variável “outra informação” foi estimada a partir da Equação 10, baseada nas informações de previsão do resultado dos analistas de mercado obtidas junto ao banco de dados I/B/E/S (*International Broker Estimate System*) para o período de 2001 a 2005.

G) Parâmetros de Persistência

Neste tópico, apresentam-se as etapas necessárias para se avaliar empiricamente as diferentes especificações DIL presentes no modelo de Ohlson, as quais são fundamentais para se realizar os testes propostos na seção 3.2.

As dinâmicas informacionais lineares presentes no modelo de Ohlson permitem que se estabeleça uma relação entre as informações correntes e futuras, a partir de um processo auto-regressivo de primeira ordem, denominado AR(1). Na primeira dinâmica, define-se o resultado anormal futuro como uma função do resultado anormal corrente ajustada pelo parâmetro de sua persistência (ω), da variável “outra informação” e de um termo de erro. Logo, a “outra informação” futura passa a ser uma função da “outra informação” corrente, ajustada pelo parâmetro de sua persistência (γ), conforme as equações:

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

$$v_{t+1} = \gamma v_t + \varepsilon_{2t+1} \quad (7)$$

¹² Ibovespa (Índice da Bolsa de Valores de São Paulo), IBV (Índice de Bolsa de Valores do Rio de Janeiro), IBX (Índice Brasil de Ações), FGV-100 (Índice da Fundação Getúlio Vargas), IBA (Índice Brasileiro de Ações) e IEE (Índice Setorial de Energia Elétrica).

¹³ Ohlson (2001, p. 119) destaca que “*Numerous empirical studies have referred to either neglecting v_t entirely or attempting to explicate information potentially relevant for v_t . For example, see Collins, Maydew and Weiss 1997; Guenther and Trombley 1994; and Sougiannis 1994*”.

¹⁴ Refere-se ao título de seu artigo de 1995 “Earnings, book values and dividends in equity valuation”.

Todavia, a partir das dinâmicas apresentadas, observa-se que para se estimar o parâmetro de persistência do resultado anormal, $x_{j,t}^a$, conforme a Equação 6, seria necessário ter o valor da variável “outra informação”, a qual também é mensurada em função desse parâmetro. Uma opção para solucionar isso seria mensurar os parâmetros a partir de equações simultâneas. Contudo, segundo a teoria do modelo Ohlson, as equações acima são independentes, tendo em vista que (Ohlson, 1995, p. 668):

Equation (7) shows that the predictions $E[\tilde{v}_{t+\tau}]$, $\tau \geq 1$, depend at most on v_t and not on x_t^a . We impose the independence because v_t should be thought of as summarizing value relevant events that have yet to have an impact on the financial statements.

A metodologia a ser empregada para se proceder aos testes da DIL gera dúvida: o modelo admite que haja parâmetros de persistência distintos por empresa? Ou se deve seguir a metodologia implementada por Dechow, Hutton e Sloan (1999), a qual segue “fielmente” o modelo teórico de Ohlson (1995), obtendo-se parâmetros únicos de persistência para o resultado anormal e “outra informação” para todas as empresas em cada ano?

Em essência, tal questionamento é pertinente ao estudo em questão devido ao fato de estarmos trabalhando com uma amostra num intervalo de tempo relativamente curto (apenas 5 anos), período no qual dificilmente será possível verificar as premissas econômicas de reversão à média da lucratividade para todas as empresas em seu conjunto. No entanto, caso tal ponderação fosse adotada, estar-se-ia violando a metodologia descrita no artigo original de Ohlson (1995).

A fim de sustentar teoricamente a escolha de determinada metodologia, dadas as especificidades da amostra do estudo, resolveu-se solicitar sugestões junto ao próprio James Ohlson, o qual comentou que para tal impasse (OHLSON, 2007, p. 1):

I have no real suggestions as to how to proceed. In general, though, treating firms as being the same works reasonably well. There is an unpublished paper by Martin Walker which deals with my model and how to identify it. I do not believe my model is, overall, that good to describe the real world.

No entanto, não foi possível identificar o artigo de Walker na literatura que tratasse da questão mencionada. Frente a isso, optou-se por estimar a DIL baseada “fielmente” na metodologia proposta por Ohlson (1995), considerando os parâmetros de persistência únicos para toda a amostra em cada período.

Portanto, neste momento, a principal metodologia aplicada ao longo do estudo consiste em uma análise de corte transversal, buscando se analisar o processo ao longo do tempo. A seguir, são descritas as etapas envolvidas na consecução da estimativa da DIL:

- 1- Para estimar as diferentes equações, deflacionam-se todas as variáveis incluídas nas regressões pelo patrimônio líquido, objetivando evitar problemas na diferença de escala ou tamanho entre as diversas empresas. Conforme Easton e Sommers (2000), ao optar por deflacionar as variáveis pelo patrimônio líquido, é possível estimar as equações das DIL sem alterar sua natureza e significado.

- 2- O parâmetro de persistência do resultado anormal ($x_{j,t}^a$) é estimado através dos dados históricos observados desde 2001 até cada ano t do período 2002-2005. Os dados correspondentes ao ano de 2000 foram descartados, uma vez que não se tinha previsão dos analistas para esse período. A equação que descreve o processo de persistência é:

$$x_{j,t}^a = \omega_{1,T} x_{j,t-1}^a + \varepsilon_{1j,t} \quad (17)$$

onde:

$x_{j,t}^a$ = resultado anormal da empresa j no momento t ;

$\omega_{1,T}$ = parâmetro de persistência do resultado anormal com informação até o período T ;

$\varepsilon_{1j,t}$ = erro com média zero.

- 3- A partir dos resultados que serão obtidos da Equação 17, torna-se possível calcular a variável “outra informação”, baseada na previsão dos analistas de mercado para o período 2001-2005, conforme a Equação 10:

$$v_{j,t} = (f_{j,t}^{t+1} - r_{j,t} \times y_{j,t}) - (\hat{\omega}_{1,T} x_{j,t}^a) \quad (10)$$

onde:

$\hat{\omega}_{1,T}$ = o coeficiente de persistência do resultado anormal estimados mediante as Equação 24, com os dados até o ano T ;

$f_{j,t}^{t+1}$ = previsão dos analistas de mercado para o resultado da ação no momento t para o período $(t, t+1)$.

- 4- Posteriormente, utiliza-se a “outra informação” sobre os resultados futuros da empresa que ainda não tenha sido captada pelo sistema contábil para estimar a segunda Equação da DIL de Ohlson (1995). Estima-se o comportamento histórico dessa variável, isto é, sua persistência, através da regressão com as informações do ano 2001 até cada ano do período 2002-2005, conforme a Equação 15:

$$v_{jt} = \hat{\gamma}_{1,j} v_{j,t-1} + \varepsilon_{2j,t} \quad (15)$$

onde:

v_{jt} = variável "outra informação" no momento t da empresa j ;

$\hat{\gamma}_1$ = parâmetro de persistência da “outra informação”.

Vale lembrar que se está mensurando os parâmetros de persistência, conforme as as duas taxas de desconto estabelecidas (taxa livre de risco e custo de capital). Ademais, esclarece-se de maneira mais detalhada os seguintes pontos:

- I. A estimação do parâmetro de persistência do resultado anormal ($x_{j,t}^a$) realiza-se através dos dados históricos observados desde 2000 até cada ano t do período 2001-2005. Segundo Ohlson (1995), o modelo assume o seguinte processo estocástico para $T = \{2001, 2002, 2003, 2004, 2005\}$:

$$\tilde{x}_{j,T}^a = w_{1,T} x_{j,T-1}^a + v_{j,T-1} + \tilde{\varepsilon}_{1j,T} \quad (14)$$

$$v_{jt} = \hat{\gamma}_{1,j} v_{j,t-1} + \varepsilon_{2j,t} \quad (15)$$

- II. Assim, para estimar $v_{j,T-1} = v_{j,2001}$, primeiro deve-se calcular a persistência $\omega_{1,T} = \omega_{2001}$ que depende da Equação 17, sendo:

$$x_{j,2001}^a = w_{1,2001} x_{j,2000}^a + e_{1j,2001} \quad (17)$$

- III. Obtendo-se, assim, o primeiro parâmetro de persistência da Equação 17 com as informações até o ano de 2001, pode-se calcular

$$v_{j,2001} = f_{j,2001}^{a,2002} - w_{2001} x_{j,2001}^a \quad (10)$$

- IV. Posteriormente, a partir do processo estocástico, pode-se estimar o ano de 2002 para o parâmetro $\omega_{1,T}$ utilizando toda a informação disponível até aquele momento, conforme:

$$\tilde{x}_{j,2002}^a = \omega_{1,2002} x_{j,2001}^a + v_{j,2001} + \tilde{\varepsilon}_{j,2002} \quad (14)$$

- V. Com isso, obtém-se $\omega_{1,2002}$ sucessivamente o $v_{j,2002}$, possibilitando que se calcule a primeira persistência $\gamma_{1,2002}$ a variável “outra informação”, sendo que o índice 2002 indica que se está considerando as informações até aquele ano, da forma:

$$\tilde{v}_{j,2002} = \gamma_{1,2002} v_{j,2001} + \tilde{\varepsilon}_{2,2002} \quad (15)$$

Portanto, somente a partir de 2002 obtém-se a estimação dos quatro parâmetros necessários para o teste da função de preço do modelo teórico de Ohlson (1995). O procedimento para os anos de 2003-2005 é idêntico ao descrito anteriormente, de tal modo que são reestimados todos os parâmetros, assim como calculada a variável “outra informação”, incorporando nas regressões toda a informação disponível até o ano considerado. Dessa forma, analogamente, tem-se:

$$\tilde{v}_{j,2003} = f_{j,2003}^{a,2004} - w_{j,2003} x_{j,2003}^a \quad (10)$$

$$v_{j,2004} = f_{j,2004}^{a,2005} - w_{j,2004} x_{j,2004}^a \quad (10)$$

$$v_{j,2005} = f_{j,2005}^{a,2006} - w_{j,2005} x_{j,2005}^a \quad (10)$$

- VI. Novamente, calculam-se as respectivas persistências da variável “outra informação”, conforme:

$$\tilde{v}_{j,t} = \gamma_{1,2003} v_{j,t-1} + \tilde{\varepsilon}_{2,t} \quad (15)$$

$$\tilde{v}_{j,t} = \gamma_{1,2004} v_{j,t-1} + \tilde{\varepsilon}_{2,t} \quad (15)$$

$$\tilde{v}_{j,t} = \gamma_{1,2005} v_{j,t-1} + \tilde{\varepsilon}_{2,t} \quad (15)$$

Ressalta-se, outra vez, que serão obtidas diferentes estimativas em função de sua taxa livre de risco e/ou custo de capital, bem como em função das restrições que podem ser impostas nos parâmetros de persistência, caso se apresentem fora dos limites teóricos propostos por Ohlson (1995). A seguir, demonstram-se como os coeficientes $\alpha_{1,j}$ e $\alpha_{2,j}$ foram estimados de maneira individual para cada ação da amostra no período compreendido entre 2002 e 2005:

$$\alpha_{1,j} = \frac{\omega}{(R_f - \omega)} \quad \alpha_{2,j} = \frac{R_f}{(R_f - \omega)(R_f - \gamma)}$$

3.4 Caracterização da Amostra

A determinação da amostra foi definida com base nos dados coletados de previsão de resultado líquido do exercício para as empresas de capital aberto brasileiras, acompanhadas pelos analistas do mercado de capitais junto ao sistema I/B/E/S para o período de 2001 a 2005. Conforme Martinez (2007, p. 106): “Desde 1971, o I/B/E/S tem sido o mais importante fornecedor de previsões de lucros para profissionais de investimentos em todo o mundo”.

A utilização dessa previsão como *proxy* para a mensuração da “outra informação”, variável independente do modelo de Ohlson, encontra-se alicerçada em Ohlson (2001, p. 112): “*Nevertheless, to assess the EBD model empirically analysts’ consensus forecasts of next-year earnings would seem to be a reasonable measure of expected earnings. The approach maintains the model’s objective expectations*”. Na literatura, diversos estudos empíricos testaram o modelo de Ohlson, utilizando a previsão dos analistas do I/B/E/S, como, por exemplo, Dechow, Hutton e Sloan (1999); Choi, O’Hanlon e Pope (2001), McCrae e Nilsson (2001) e Sánchez (2003).

A freqüência dos dados utilizados foi anual, uma vez que a previsão obtida para o resultado líquido proveniente do I/B/E/S diz respeito ao final de cada exercício social. Neste estudo, foram incluídas todas as empresas às quais se teve acesso junto a essa base de dados. Não se adotou nenhum critério de seleção, buscando-se cobrir o maior número de empresas listadas na Bovespa e acompanhadas pelos analistas. No entanto, em função da limitação do número de empresas, não será possível generalizar os resultados obtidos nos testes empíricos para a população, ou seja, o mercado de capitais brasileiro.

A Tabela 1 apresenta a amostra final do estudo, composta por 53 ações de 46 empresas acompanhadas pelos analistas, resultando em 212 observações no período de 2002-20005, segundo o setor econômico à qual pertencem.

Tabela 1 - Descrição da Amostra por Setores

Setor Econômico	Número de Empresas	% de Participação	Número de Ações	% de Participação
Alimentos e Bebidas	3	6,52	3	5,66
Comércio	3	6,52	3	5,66
Energia Elétrica	6	13,04	8	15,09
Finanças e Seguros	6	13,04	6	11,32
Mineração	1	2,17	2	3,77
Papel e Celulose	3	6,52	3	5,66
Petróleo e Gás	3	6,52	4	7,55
Química	1	2,17	1	1,89
Siderurgia & Metalurgia	6	13,04	6	11,32
Telecomunicações	10	21,74	13	24,53
Transporte Serviços	2	4,35	2	3,77
Serviços	1	2,17	1	1,89
Veículos e Peças	1	2,17	1	1,89
Total	46	100,00	53	100,00

Nota: A classificação dos setores das empresas da amostra foi extraída do sistema Economatica®

Observa-se, conforme a Tabela 1, a maior representatividade do setor de telecomunicações na amostra do estudo, tanto em número de empresas (6) quanto em número ações (9). Em seguida, destaca-se o setor de energia elétrica com uma participação de 13,04% no total das empresas da amostra e de 15,09% no total de ações.

3.5 Coleta de Dados:

Para a realização dos testes empíricos propostos no estudo, foi necessário coletar os dados para as empresas, provenientes dos seus demonstrativos financeiros, do mercado de capitais e de analistas financeiros, os quais se encontram demonstrados sinteticamente no Quadro 2, segundo a frequência, o período e a fonte de coleta.

Dados	Frequência	Período	Fonte
I) Demonstrativos Financeiros			
Patrimônio Líquido	Anual	1999-2005	Economática®
Resultado do Exercício	Anual	1999-2005	Economática®
Resultado do Exercício por Ação Ajustada p/ Proventos	Anual	1999-2005	Economática®
II) Mercado de Capitais			
Taxa do Ativo Livre de Risco (Selic)	Diária	1998-2005	Economática®
Índice de Mercado (Ibovespa)	Diária	1998-2005	Economática®
Cotação de Fechamento das Ações	Diária	1998-2005	Economática®
Cotação de Fechamento das Ações Ajustada p/ Proventos	Anual	1999-2005	Economática®
III) Analistas Financeiros			
Previsão do Resultado do Exercício	Anual	2001-2005	I/B/E/S

Quadro 2 - Coleta de Dados da Pesquisa

O detalhamento do processo de coleta e do tratamento dos dados encontra-se individualmente descrito a seguir:

I) Dados dos Demonstrativos Financeiros

Neste estudo, foram coletadas junto ao banco de dados Economática® as informações contábeis divulgadas pelas empresas no final de cada exercício social, no período de 1999-2005, referente aos seguintes demonstrativos financeiros consolidados em moeda original (Real):

- Balanço Patrimonial: o patrimônio líquido;
- Demonstração do Resultado do Exercício: o resultado líquido do exercício.

II) Dados do Mercado de Capitais

Os dados das séries diárias referentes à cotação de fechamento das ações e dos índices Selic e Ibovespa foram coletados do sistema Economática® para o período de 1998 a 2005. Igualmente, foram necessários dados das séries anuais de cotação para as ações e cotações ajustadas para proventos, obtidos a partir do valor de fechamento em 31 dezembro, para o período de 1999-2005.

III) Analistas Financeiros

As séries de previsão do resultado líquido do exercício para as empresas foram coletadas junto ao I/B/E/S, o qual divulga nos três primeiros meses do ano (janeiro, fevereiro e março) as previsões de resultado líquido total para o final do exercício social (dezembro), ou seja, os dados do I/B/E/S sobre o consenso das previsões dos analistas do são revisados mensalmente. Como critério adotou-se no estudo o último valor previsto (mês de março), uma vez que este corresponde ao último ajuste realizado na previsão. Considera-se, *a priori*, que este deverá ser o valor mais acurado para o resultado líquido no final do exercício, o qual será utilizado como *proxy* para a estimação da variável “outra informação”.

Essa série de previsão para o resultado líquido do exercício foi obtida em dólar americano somente para as principais empresas brasileiras de capital aberto acompanhadas pelos analistas financeiros do sistema I/B/E/S para o período de 2001-2005.

4. Análise de Resultados:

Este estudo propôs-se a testar se o modelo de Ohlson (1995) produz estimativas adequadas para explicar os preços das ações observadas no mercado de capitais brasileiro. Ou seja, buscou-se verificar se os valores dos parâmetros e coeficientes estimados para as ações da amostra, a partir das equações especificadas no tópico 3.2, encontram-se dentro dos limites teóricos estabelecidos por Ohlson. Nesta secção, apresenta-se a análise dos resultados obtidos das diferentes regressões testadas a partir da aplicação de duas taxas de desconto – taxa livre de risco e custo de capital –, ressaltando-se as implicações deste resultado para as teorias contábil, financeira e econômica.

4.1 Teste dos Parâmetros de Persistência do Resultado Anormal

Os valores dos parâmetros de persistência do resultado anormal taxa livre de risco e custo de capital foram estimados a partir da Equação 14 conforme:

$$\frac{f X_{t+1}^a}{y_t} =_f \omega \frac{f X_t^a}{y_t} + \frac{f V_t}{y_t} +_f \varepsilon_{1t+1} \quad \text{DIL Taxa Livre de Risco}$$

$$\frac{c X_{t+1}^a}{y_t} =_c \omega \frac{c X_t^a}{y_t} + \frac{c V_t}{y_t} +_c \varepsilon_{1t+1} \quad \text{DIL Custo de Capital}$$

Para verificar se os valores estimados desses parâmetros encontram-se no intervalo teórico proposto por Ohlson (1995), testa-se se existe uma diferença significativa em relação aos valores extremos (0 e 1), conforme as seguintes restrições estabelecidas pelo modelo, descritos no Teste 1 segundo as hipóteses a seguir:

Teste 1a: $H_0 : \omega < 0$

$H_1 : \omega \geq 0$

Teste 1b: $H_0 : \omega > 1$

$H_1 : \omega \leq 1$

Todavia, caso os valores pontuais obtidos para esses parâmetros não se situem dentro do intervalo teórico proposto por Ohlson, restringem-se os parâmetros ao seu valor extremo mais próximo, resultando em parâmetros condicionados.

Os resultados das estimações dessas equações para o período de 2001-2005 são apresentados na Tabela 2 e permitem testar a primeira hipótese do estudo.

Tabela 2 - Resultados do Parâmetro de Persistência do Resultado Anormal.

Taxa de Desconto	Período	$\bar{\omega}^*$	ω	Erro Padrão	Teste 1a		Teste 1b		IC**
					T	Valor P	T	Valor P	
Taxa Livre de Risco	2001		1,0675	0,0586	18,2167	0,0000	1,1519	0,8726	[0,9526; 1,1823]
	2002		1,6610	0,1348	12,3799	0,0000	4,9036	1,0000	[1,3967; 1,9252]
	2003	0,8644	0,4931	0,0727	6,7842	0,0000	-6,9725	0,0000	[0,3506; 0,6355]
	2004		0,5317	0,0562	9,4687	0,0000	-8,3327	0,0000	[0,4215; 0,6418]
	2005		0,5689	0,0498	11,4340	0,0000	-8,6566	0,0000	[0,4712; 0,6665]
Custo de Capital	2001		1,0076	0,0376	26,8035	0,0000	0,2021	0,5797	[0,9339; 1,0812]
	2002		0,8183	0,1453	5,6305	0,0000	-1,2505	0,1085	[0,5335; 1,1030]
	2003	0,5703	0,3190	0,0727	6,7842	0,0000	-9,3673	0,0000	[0,1765; 0,4614]
	2004		0,3291	0,0562	9,4687	0,0000	-11,9377	0,0000	[0,2189; 0,4395]
	2005		0,3776	0,0498	11,4340	0,0000	-12,4980	0,0000	[0,2799; 0,4752]

Nota: $\bar{\omega}^*$ média no período do parâmetro de persistência; IC** Intervalo de confiança a 95%.

Todos os resultados obtidos para os parâmetros de persistência taxa livre de risco e custo capital no Teste 1a são significativos pelo menos a 1%, indicando que consistentemente todos os parâmetros de persistência obtidos ao longo do tempo são positivos. Verifica-se a não-significância no Teste 1b para os dois primeiros anos do período estudado, em ambos os critérios da taxa de desconto, assinalando que para essas estimações os parâmetros excedem as restrições impostas pelo modelo teórico de Ohlson.

As estimativas foram obtidas a partir da metodologia iterativa (DIL), na qual as informações são acrescidas ao longo do tempo. Conseqüentemente, os primeiros valores obtidos para ${}_f\omega$ e ${}_c\omega$ são gerados com poucas observações, motivo pelo qual se devem relativizar os resultados obtidos para os primeiros períodos de tempo. Contudo, os valores estimados ao longo do tempo agregam uma maior quantidade de informações, gerando variabilidade suficiente nos dados para produzir estimativas adequadas.

A estimação por intervalo do parâmetro ω nos anos de 2001 e 2002, ao aceitar valores maiores que 1, não permite a rejeição da hipótese nula. Por isso, os valores desse parâmetro foram restringidos ao valor máximo permitido pelo modelo teórico. Essas evidências podem sugerir que o resultado anormal não apresenta um processo de reversão à média para as ações da amostra; todavia, deve-se considerar que esse tipo de processo somente é possível se avaliado no longo prazo.

Salienta-se que fora aplicada a mesma metodologia de Dechow, Hutton e Sloan (1999), nos casos em que as estimações pontuais do parâmetro de persistência encontraram-se fora do intervalo 0 e 1. Considerando isso, as condições para esse parâmetro são definidas da seguinte forma: se ${}_f\omega > 1$ adota-se o limite superior do intervalo teórico de Ohlson (1995), logo ${}_f^R\omega = 1$. Se ${}_f\omega < 0$, restringe-se este para o ínfimo do intervalo teórico do modelo, logo ${}_f^R\omega = 0$. Portanto, nos anos de 2001 e 2002,

os valores adotados para esses parâmetros são 1, dado que ${}_f\omega > 1$. Como por exemplo, observa-se que apenas no primeiro ano 2001 o parâmetro ${}_c\omega = 1,0076$ apresenta-se fora do intervalo teórico. Tal fato determinou que o mesmo fosse restringido para ${}_c\omega = 1$. No entanto, para os anos de 2003-2005, o valor do parâmetro encontra-se no intervalo compreendido $0 < {}_f\omega < 1$, mantendo-se os valores pontuais estimados.

Todavia, observando somente os valores médios dos parâmetros de persistência do resultado anormal apresentados na Tabela 2, verifica-se que os mesmos atendem ao intervalo teórico proposto por Ohlson (1995). Ao comparar esses valores médios obtidos ao longo do período de 2001-2005 com resultados de estudos anteriores, resumidos na Tabela 3, constata-se a proximidade entre esses valores.

Tabela 3 - Evidências Empíricas dos Parâmetros de Persistência dos Resultados Anormais

Estudos / Parâmetros de Persistência	ω_0	ω_1
Intervalo teórico de Ohlson (1995)	-	$0 \leq \omega_1 \leq 1$
Dechow, Hutton e Sloan (1999)	-0,0200 **	0,6200 **
McCrae e Nilsson (2001)	-0,0120 **	0,5230 **
Choi, O'Hanlon e Pope (2001)	$-0,0090 \leq \omega_0 \leq 0,0080$ **	$0,5800 ** \leq \omega_1 \leq 0,6100 **$
Callen e Morel (2001)	12,9000	$0,5200 ** \leq \omega_1 \leq 0,7300 **$
Ota (2002)	-0,2390 **	0,4620 **
Sánchez (2003)	-	0,7500 **
Autora do Estudo	${}_f\omega_0 \equiv 0$	$0,4236 \leq {}_f\omega_1 \leq 1,3052$ ***
	${}_c\omega_0 \equiv 0$	$0,2893 \leq {}_c\omega_1 \leq 0,8513$ ***

Notas: *Significativo a 10%; **Significativo a 5%; ***Significativo a 1%
 Fonte: Sánchez (2003, p. 68).

Buscando-se uma convergência entre a síntese apresentada em outros estudos em relação ao valor médio deste parâmetro calcula-se o intervalo de confiança para a média de ${}_f\omega_1$ e ${}_c\omega_1$. No entanto, ressalta-se que a metodologia aplicada na estimação de ω apresenta-se divergente, em relação a outros estudos, dado os critérios adotados para a taxa de desconto e o mercado de capitais considerado.

Baseando-se nos resultados apresentados, desenvolve duas conjecturas:

- I. Ao avaliar os testes de maneira *stricta*, não é possível rejeitar a hipótese nula do Teste 1b, indicando que o modelo teórico não é capaz de explicar o comportamento dos preços das ações da amostra;
- II. Ao relativizar os valores estimados para os parâmetros nos dois primeiros anos, dado a escassez de informações, pode-se rejeitar as hipóteses nulas do Teste 1, denotando que o modelo de Ohlson é consistente para avaliar o preço das ações para a amostra do estudo.

Dada a contradição que pode ser observada nas análises, quanto à validação do modelo de Ohlson nessa primeira etapa do processo de avaliação, ou seja, a falta de resultados conclusivos, realizam-se os demais testes empíricos, os quais serão apresentados, nos tópicos seguintes.

4.2 Teste do Parâmetro de Persistência da “Outra Informação”

A partir dos resultados obtidos para os parâmetros de persistência do resultado anormal, estimam-se as variáveis “outra informação” taxa livre de risco e custo de capital, bem como seus valores condicionados para o período de 2001-2005, conforme a Equação 15 :

$$\frac{f V_{t+1}}{y_t} =_f \gamma \frac{f V_t}{y_t} +_f \varepsilon_{2t+1} \quad \text{DIL Taxa Livre de Risco}$$

$$\frac{c V_{t+1}}{y_t} =_c \gamma \frac{c V_t}{y_t} +_c \varepsilon_{2t+1} \quad \text{DIL Custo de Capital}$$

Os resultados das estimações dessas equações para o período de 2002-2005, apresentados na Tabela 4, permitem testar a segunda hipótese de forma análoga à análise realizada para o parâmetro de persistência do resultado anormal. Testa-se se existe uma diferença significativa em relação aos valores extremos (0 e 1), conforme as seguintes hipóteses:

Teste 2a: $H_0 : \gamma < 0$

$H_1 : \gamma \geq 0$

Teste 2b: $H_0 : \gamma > 1$

$H_1 : \gamma \leq 1$

Da mesma maneira, caso os valores pontuais obtidos para esses parâmetros não se situem dentro do intervalo teórico proposto por Ohlson (1995), restringem-se os parâmetros ao seu valor extremo mais próximo, resultando em parâmetros condicionados.

Vale lembrar que a variável “outra informação” é estimada com os valores do parâmetro de persistência do resultado anormal condicionados e não-condicionados. Por isso, obtêm-se respectivamente quatro formas diferentes de avaliar a “outra informação”, as quais, por conseguinte, produzirão, conforme a Equação 15, parâmetros de persistência condicionados e não-condicionados da “outra informação”.

Tabela 4 - Resultados do Parâmetro de Persistência da “Outra Informação”

Taxa de Desconto	Período	$\bar{\gamma}^*$	γ	Erro Padrão	Teste 2a		Teste 2b		IC**
					T	Valor P	T	Valor P	
Taxa Livre de Risco	2002	2,4552	8,9576	1,3120	6,8276	0,0000	6,0654	1,0000	[6,3861; 11,529]
	2003		0,2910	0,6664	0,4366	0,3321	-1,0640	0,1462	[-1,0151; 1,5971]
	2004		0,2867	0,5316	0,5393	0,2960	-1,3417	0,0929	[-0,7552; 1,3286]
	2005		0,2855	0,4598	0,6210	0,2687	-1,5540	0,0632	[-0,6157; 1,1867]
Custo de Capital	2002	0,6872	0,9971	0,0353	2,8225	0,0034	-0,0819	0,4675	[0,9279; 1,0662]
	2003		0,4910	0,1171	4,1936	0,0001	-4,3465	0,0000	[0,2615; 0,7205]
	2004		0,5590	0,1470	3,8027	0,0002	-3,0000	0,0021	[0,2709; 0,8471]
	2005		0,7018	0,1133	6,1925	0,0000	-2,6314	0,0056	[0,4797; 0,9238]

Nota: $\bar{\gamma}^*$ média no período do parâmetro de persistência; IC** Intervalo de confiança a 95%.

A partir da Tabela 4, pode-se constatar que o parâmetro de persistência da “outra informação” taxa livre de risco apresenta um valor significativo de $\gamma = 8,9576$ no ano de 2002, ou seja, superior ao limite teórico estabelecido por Ohlson (1995). Isso ocorre devido ao reduzido número de observações consideradas para a estimação desse primeiro parâmetro. Da mesma forma, no período de 2003-2005, não é possível rejeitar a hipótese nula ao nível de significância de 5% nos testes realizados. Adicionalmente, considerando os intervalos de confiança a 95%, verifica-se que o valor dos parâmetros γ não se encontram restritos no intervalo entre 0 e 1.

Todos os valores obtidos para as persistências da variável “outra informação” custo de capital em todos os anos são significativos pelo menos a 1%, no caso do Teste 2a, de modo que se rejeita a hipótese nula, entendendo-se que o parâmetro γ é positivo.

Os resultados para o Teste 2b refletem uma maior variabilidade nas estimações ao longo do tempo e entre os critérios de taxa de desconto. Em relação à taxa livre de risco, observa-se que, ao nível de significância de 5%, não se rejeita a hipótese nula do Teste 2b, considerando a possibilidade de que o parâmetro tenha um valor superior a 1. Contudo, ao analisar os anos de 2004 e 2005, em um nível de significância de 10%, a decisão altera-se. Verifica-se que para o Teste 2b, em relação à taxa de desconto baseada no custo de capital, rejeita-se a hipótese nula, apontando que os valores estimados para o parâmetro são inferiores a 1, com exceção do ano 2002. Isso é ratificado pelos intervalos de confiança a 95% dos parâmetros, os quais pertencem ao intervalo teórico proposto por Ohlson (1995).

Ao analisar esses resultados obtidos com estudos empíricos realizados de maneira semelhante¹⁵ em outros países, demonstrados na Tabela 5, evidencia-se que o parâmetro médio estimado supera os obtidos em outros mercados de capitais. Similarmente, a demonstração do parâmetro de persistência do resultado anormal, estimou-se o intervalo de confiança da média de γ_f e γ_c , procurando-se sustentar os resultados encontrados no estudo em questão. Tal cenário possibilita as seguintes conjecturas:

¹⁵ Refere-se à proximidade da metodologia aplicada neste estudo em relação aos demais.

- I. É possível que a amostra apresente um viés devido às suas características próprias, como, por exemplo, o fato de tratar-se das principais empresas brasileiras negociadas na Bovespa, assim como a limitação associada ao número de empresas presentes na amostra.
- II. É possível que as informações contábeis divulgadas no Brasil violem a premissa sob a qual se encontra fundamentado o modelo teórico de Ohlson (1995), que diz respeito à CSR;
- III. É possível que o valor superior obtido na estimação do parâmetro de persistência para a variável “outra informação” tenha sido influenciado pelo curto período observado (5 anos);

Tabela 5 - Evidências Empíricas dos Parâmetros de Persistência da “Outra Informação”

Estudos / Parâmetros de Persistência	γ_0	γ_1
Intervalo teórico de Ohlson (1995)	-	$0 \leq \gamma_1 \leq 1$
Dechow, Hutton e Sloan (1999)	0,0100**	0,3200**
McCrae e Nilsson (2001)	0,0240**	0,4360**
Choi, O'Hanlon e Pope (2001)	$0,0240 \leq \gamma_0 \leq 0,0260$	$0,5900 \leq \gamma_1 \leq 0,6000$ **
Callen e Morel (2001)	-	-
Ota (2002)	-	-
Sánchez (2003)	$-0,2500$ ***	$0,1600 \leq \gamma_1 \leq 0,4000$
Autora do Estudo	$\gamma_0 \equiv 0$	$-1,7930 \leq \gamma_1 \leq 6,7034$ **
	$\gamma_0 \equiv 0$	$0,4672$ ** $\leq \gamma_1 \leq 0,9072$ ***

Notas: *Significativo a 10%; **Significativo a 5%; ***Significativo a 1%

Fonte: Sánchez (2003, p. 68).

A partir da estimação dos parâmetros de persistência da DIL de Ohlson (1995), pode-se obter explicitamente os coeficientes da função do preço, conforme:

$$\frac{P_{j,t}}{y_{j,t}} = \alpha_0 \frac{y_{j,t}}{y_{j,t}} + \alpha_1 \frac{x_{j,t}^a}{y_{j,t}} + \alpha_2 \frac{v_{j,t}}{y_{j,t}} + \mu_{j,t} \quad (16)$$

onde:

$$\alpha_0 = 1$$

$$\alpha_1 = \frac{\omega}{(R_f - \omega)} \geq 0$$

$$\alpha_2 = \frac{R_f}{(R_f - \omega)(R_f - \gamma)} > 0$$

Na Tabela 6, pode-se verificar se o coeficiente α_1 , estimado de maneira algébrica pela relação apresentada acima, atende ao comportamento esperado pelo modelo teórico de Ohlson (1995).

Tabela 6 - Resultado Explícito do Coeficiente α_1

Estatísticas	${}_f\alpha_1$	${}_f^R\alpha_1$	${}_c\alpha_1$	${}_c^R\alpha_1$
Média	-0,2295	1,8620	-3,7057	-3,7057
Mediana	0,8432	0,8432	-2,0787	-2,0787
Máximo	0,9152	5,2164	2,1116	2,1116
Mínimo	-3,5392	0,6661	-188,0778	-188,0778
Desvio-Padrão	1,8616	1,8867	18,2323	18,2323
Jarque-Bera (JB)	46,3166	46,3199	53,1381	53,1381
Probabilidade JB	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Nº de Observações	180,0000	180,0000	180,0000	180,0000
Empresas	46,0000	46,0000	46,0000	46,0000

Uma análise geral da Tabela 6 indica que os coeficientes médios não satisfazem as restrições impostas por Ohlson (1995) para esse parâmetro, salvo exceção de ${}_f^R\alpha_1$. A observação das demais estatísticas sugere a existência de assimetria, o que não assegura a média como uma estatística representativa para o período, uma vez que é muito sensível aos valores extremos observados na amostra. Por outro lado, a mediana indica que os valores obtidos para ${}_f\alpha_1$ e ${}_f^R\alpha_1$ são na sua maior parte positivos, em sentido oposto aos resultados obtidos para o custo de capital. O teste de Jarque-Bera rejeita a hipótese nula, indicando que o conjunto de parâmetros não possui um comportamento semelhante à distribuição Normal.

Adicionalmente, na Tabela 7, pode-se verificar se o coeficiente α_2 , estimado de maneira algébrica, atende ao comportamento esperado pelo modelo teórico de Ohlson (1995).

Tabela 7 - Resultado Explícito do Coeficiente α_2

Estatísticas	${}_f\alpha_2$	${}_f^R\alpha_2$	${}_c\alpha_2$	${}_c^R\alpha_2$
Média	1,5989	1,9322	15,8780	15,8780
Mediana	2,1049	3,4178	3,1445	3,1446
Máximo	2,1165	3,9030	1077,1440	1077,0820
Mínimo	0,3269	-3,1757	-148,9769	-148,9056
Desvio-Padrão	0,7283	2,8788	105,3178	105,3114
Jarque-Bera (JB)	39,2990	45,3720	51,5210	51,3530
Probabilidade JB	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Nº de Observações	180,0000	180,0000	180,0000	180,0000
Empresas	46,0000	46,0000	46,0000	46,0000

Os resultados apresentados na Tabela 7 sugerem que os coeficientes médios satisfazem as restrições impostas por Ohlson (1995) para o período de 2001-2005. Ao analisar as demais estatísticas, constata-se que o parâmetro ${}_f\alpha_2$ satisfaz plenamente de modo individual, para cada empresa, as condições teóricas do modelo, visto que o valor mínimo encontrado é 0,3269. Destaca-se ainda a existência de assimetria, sendo que a

mediana maior que zero indica que a maioria dos valores obtidos para todos esses coeficientes é positiva. Analogamente ao caso anterior, os parâmetros α_2 não têm um comportamento próximo à distribuição Normal, já que o teste de Jarque-Bera rejeita a hipótese nula de normalidade.

A construção algébrica desses coeficientes possibilita a confrontação com as estimações que serão demonstradas a seguir no teste da função de avaliação do preço de Ohlson.

4.3 Teste da Função de Avaliação do Preço de Ohlson

O teste da função de avaliação do preço de Ohlson de será realizado a partir da regressão da função genérica do preço (Equação 16), considerando as variáveis obtidas a partir da taxa livre de risco e do custo de capital para o período de 2002-2005, conforme:

$$\frac{P_{j,t}}{y_{j,t}} = \alpha_0 \frac{y_{j,t}}{y_{j,t}} + \alpha_1 \frac{x_{j,t}^a}{y_{j,t}} + \alpha_2 \frac{v_{j,t}}{y_{j,t}} + \mu_{j,t} \quad (16)$$

Portanto, a partir desta regressão, será examinado se as estimações dos coeficientes α_0 , α_1 e α_2 satisfazem as hipóteses do Teste 3, explicitadas como segue:

Teste 3a: $H_0 : \alpha_0 = 1$

$H_1 : \alpha_0 \neq 1$

Teste 3b: $H_0 : \alpha_1 \leq 0$

$H_1 : \alpha_1 > 0$

Teste 3c: $H_0 : \alpha_2 \leq 0$

$H_1 : \alpha_2 > 0$

Verifica-se que os resultados dos testes F de ajuste dos modelos, apresentados na Tabela 8, indicam que para as especificações da taxa livre de risco e custo de capital, as significâncias apresentam diferentes comportamentos, sendo que para a primeira constata-se a relevância do modelo, o que não se apresenta de forma análoga para a segunda. Isso indica que o resultado anormal e a “outra informação” com seus parâmetros de persistência condicionados, para a taxa de desconto custo de capital, é ineficaz ao explicar a variabilidade do preço da ação na amostra considerada.

O modelo, de forma geral, apresenta problemas de consistência nas estimações a partir de MQO, como mostra a estatística de Durbin-Watson, a qual está relativamente próxima à unidade, e não ao valor dois, como os preceitos do teorema de Gauss-Markov¹⁶ requerem para respaldar as estimações realizadas.

¹⁶ O teorema de Gauss-Markov impõe condições ao modelo de MQO, de sorte a garantir as propriedades de melhor estimador linear não-tendencioso. Para maiores detalhes, ver Gujarati (2006, p. 63).

Tabela 8 - Resultados do Teste da Função de Avaliação do Preço

Variáveis	Taxa Livre de Risco		Custo de Capital	
	A) Não-Condicionado	B) Condicionado	C) Não-Condicionado	D) Condicionado
α_0	1,6740***	1,6914***	1,6039***	1,6040***
IC	[1,5813 ; 1,7668]	[1,5980 ; 1,7848]	[0,9992 ; 2,2087]	[0,9993 ; 2,2088]
α_1	0,6369*	0,3878	0,1713	0,1713
IC	[-0,0257 ; 1,2995]	[-0,1880 ; 0,9636]	[-0,4849 ; 0,8275]	[-0,4849 ; 0,8276]
α_2	-0,0612	-0,6997	-0,0025	-0,0025
IC	[-0,0883 ; 0,0761]	[-1,8786 ; 0,4792]	[-0,0197 ; 0,0147]	[-0,0197 ; 0,0147]
F	440,3337	518,3493	1,3159	1,3161
Prob-F	0,0000	0,0000	0,2703	0,2702
R ²	0,7958	0,8210	0,0116	0,0115
R ² Ajst	0,7940	0,8194	0,0028	0,0028
DW	0,8383	0,7661	0,9742	0,9741
Num. de Obs.	229,0000	229,0000	229,0000	229,0000

Nota: * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%; IC: Intervalo de confiança a 95%

A Tabela 9 apresenta o resumo do Teste 3 para o parâmetro de persistência da “outra informação”, cujos resultados obtidos para as hipóteses do teste da função de avaliação do preço de Ohlson (1995) são:

Tabela 9 - Resumo dos Testes de Hipóteses da Função de Avaliação

Teste		Coefficiente	Erro Padrão	T_c	Valor-p	Hipótese Nula do Teste 3	
3a	${}_f\alpha_0$	1,6740	0,0473	35,3721	0,0000	$\alpha_0 = 1$	Rejeita-se Ho
	${}_f^R\alpha_0$	1,6914	0,0476	35,5050	0,0000	$\alpha_0 = 1$	Rejeita-se Ho
	${}_c\alpha_0$	1,6039	0,3085	5,1983	0,0000	$\alpha_0 = 1$	Rejeita-se Ho
	${}_c^R\alpha_0$	1,6040	0,3085	5,1986	0,0000	$\alpha_0 = 1$	Rejeita-se Ho
3b	${}_f\alpha_1$	0,6369	0,3381	1,8839	0,0327	$\alpha_1 \leq 0$	Rejeita-se Ho
	${}_f^R\alpha_1$	0,3878	0,2938	1,3200	0,0964	$\alpha_1 \leq 0$	Não Rejeita Ho
	${}_c\alpha_1$	0,1713	0,3348	0,5116	0,3056	$\alpha_1 \leq 0$	Não Rejeita Ho
	${}_c^R\alpha_1$	0,1713	0,3348	0,5116	0,3056	$\alpha_1 \leq 0$	Não Rejeita Ho
3c	${}_f\alpha_2$	-0,0612	0,4193	-0,1461	0,5578	$\alpha_2 \leq 0$	Não Rejeita Ho
	${}_f^R\alpha_2$	-0,6997	0,6015	-1,1633	0,8749	$\alpha_2 \leq 0$	Não Rejeita Ho
	${}_c\alpha_2$	-0,0025	0,0088	-0,2842	0,6113	$\alpha_2 \leq 0$	Não Rejeita Ho
	${}_c^R\alpha_2$	-0,0025	0,0088	-0,2853	0,6117	$\alpha_2 \leq 0$	Não Rejeita Ho

Para os valores do coeficiente α_0 são significativos a 1%, o que contradiz os pressupostos do modelo teórico, no qual $\alpha_0 = 1$. Da mesma forma verifica-se que o coeficiente α_1 não satisfaz a restrição do Teste 3 ($\alpha_1 \geq 0$), com exceção do coeficiente $f \alpha_1$. Igualmente, evidencia-se a não-rejeição da hipótese do coeficiente α_2 associado à variável “outra informação”, indicando que esse valor não atende à condição exigida nesse mesmo teste ($\alpha_2 > 0$).

Dado que o objetivo do estudo em questão consistiu em testar a validade empírica do modelo e da metodologia propostos por Ohlson (1995), cujo modelo exige que os coeficientes satisfaçam simultaneamente as restrições determinadas no Teste 3, constatou-se que as evidências empíricas do modelo e da metodologia de Ohlson não se ajustam a amostra do estudo.

A análise descrita sugere que a metodologia utilizada pode apresentar problemas para estimar as equações do teste da função de avaliação do preço. Ou seja, a estimação dos coeficientes (α_0 , α_1 e α_2), na presença de problemas como a autocorrelação ou o erro de especificação no modelo, pode produzir resultados inconsistentes, cujos valores dos testes associados a estes não serão conclusivos.

Todavia, caso esse problema fosse tratado, a metodologia na qual se fundamenta o modelo não seria aplicada literalmente, o que conflitaria com o objetivo principal do estudo, que é testar a consistência do modelo e da metodologia teórica de Ohlson (1995) tal como foram concebidos.

5. Considerações Finais

O objetivo principal da pesquisa consistiu em testar empiricamente o modelo de avaliação da firma de Ohlson (1995) para as empresas de capital aberto brasileiras. Buscou-se verificar se o modelo de Ohlson (1995) é adequado para explicar os preços das ações observadas no mercado capitais brasileiro no período de 2002 a 2005.

Para atender a esse objetivo, enfatizou-se a relevância em se testar adequadamente a premissa fundamental das dinâmicas informacionais lineares na qual se encontra assentado o modelo de Ohlson (1995), considerada pela literatura acadêmica como a maior contribuição desenvolvida por ele, tendo em vista que as equações da DIL determinam o comportamento dos parâmetros de persistência do resultado anormal e da “outra informação”, os quais interferem na especificação geral a ser testada. Portanto, de acordo com a premissa da DIL, foi desenvolvido o desenho metodológico deste estudo, considerando-se integralmente todas as suas implicações.

Para avaliar empiricamente as especificações que diferiram também quanto à taxa de desconto aplicada, optou-se por realizar estimações através de uma análise em corte transversal para um painel de 53 ações, obtendo-se, assim, parâmetros únicos anuais para todas as ações da amostra no período de 2002 a 2005. Ao longo do processo de avaliação empírica desse modelo, testaram-se os parâmetros de persistência da DIL em três momentos, sendo que as principais implicações podem ser resumidas conforme:

- I) teste do parâmetro de persistência do resultado anormal: de forma estrita, os resultados obtidos para esse parâmetro, estimados a partir da taxa livre de risco e custo de capital, apresentaram-se fora do intervalo teórico determinado por Ohlson (1995);
- II) teste do parâmetro de persistência da “outra informação”: os

valores obtidos para esse parâmetro, estimado através do custo de capital em todos os anos, encontrava-se compreendido no intervalo teórico proposto por Ohlson, apresentando-se significativos pelo menos ao nível de 1%. Tal evidência não pode ser confirmada para o parâmetro mensurado a partir da taxa livre de risco;

- III) teste da função de avaliação do preço: observaram-se valores associados ao intercepto das especificações A a D, os quais se apresentaram significativos ao nível de 1% , o que contradiz os pressupostos do modelo teórico, uma vez que o mesmo deveria ser igual a zero. Verificou-se também que os demais coeficientes dessas equações não satisfazem as restrições da teoria, ou seja, constatou-se que as evidências empíricas do modelo e da metodologia de Ohlson não se ajustam à amostra do estudo;

Os principais resultados encontrados a partir da análise das distintas especificações propostas indicam que o modelo de Ohlson é não é adequado para predizer o preço para as ações da amostra, pois os parâmetros e coeficientes que foram estimados encontram-se fora dos intervalos teóricos estabelecidos.

Adicionalmente, nota-se que os testes, a partir de suas hipóteses, sinalizam que a estrutura dos dados não corresponde à especificação auto-regressiva de primeira ordem – AR(1), o que sugere que esse processo não é suficiente para capturar a relação entre as variáveis do modelo. Portanto, independentemente da taxa de desconto fora aplicada para testar o modelo de Ohlson, os coeficientes estimados foram insatisfatórios, não por falta de robustez nas suas estimações, mas sim em virtude de o modelo não ser adequado para explicar o comportamento do preço das ações para as empresas da amostra.

Vale destacar que, as principais limitações do estudo referem-se a aspectos metodológicos específicos, relacionados:

- I) ao curto período de tempo do estudo (5 anos);
- II) à amostra com poucas grandes empresas;
- III) aos dados utilizados, já que a amostra não considerou a existência de diferenças entre práticas e normas contábeis em cada setor.

Tal investigação teórica e empírica é de grande relevância por se tratar de um país emergente. No Brasil, pesquisas quantitativas que se propuseram a testar o modelo teórico de Ohlson (1995) ainda são muito escassas, e as investigações realizadas que assinalaram evidenciadas para a aceitabilidade do modelo não respeitaram as premissas fundamentais da DIL em seus testes conduzidos.

As implicações destes resultados podem ser sintetizadas da seguinte forma:

- I) teóricas/acadêmicas: os resultados evidenciados contradizem estudos empíricos anteriores baseados no modelo de Ohlson, uma vez que que nestes a informação contábil no Brasil demonstrou-se ser relevante para a predizer os preços correntes das ações (vide Lopes, 2001). Adicionalmente, constatou-se que a premissa da CSR não funciona no Brasil, tendo em vista que não é possível observar por meio dos princípios e normas dos regimes contábeis brasileiros um relatório que articule e apresente, de fato, a CSR ou melhor o resultado limpo (COELHO E CARVALHO, 2007);
- II) investidores, credores e mercado de capitais: pode-se dizer que o

- modelo de Ohlson é “pobre” para explicar os preços e retornos das ações para os dados da amostra;
- III) órgãos reguladores: das evidências encontradas recomenda-se a ampliação das discussões com relação ao conceito de Resultado contábil, logo CSR;
 - IV) prática profissional: salienta-se que a atividade do contador no Brasil é preponderantemente voltada para dentro da empresa. A utilização da contabilidade instrumento de comunicação com o mercado de capitais ainda é limitada. Julga-se que maiores discussões de modelos como o de Ohlson e sua aplicação seriam positivas para o avanço da profissão contábil no Brasil.

Acredita-se que as discussões apresentadas neste estudo ofereçam oportunidades e sugestões para pesquisas futuras sobre essa temática, a saber:

- I) realizar uma análise contextual para incorporar ao estudo os efeitos de características próprias das empresas, conforme Sánchez (2003), introduzindo-se diferentes parâmetros de persistência das ações da amostra quando há resultados anormais negativos e positivos;
- II) comparar os preços de mercado das ações com os preços obtidos de maneira explícita através dos coeficientes dos modelos, no sentido de verificar a acurácia dos resultados obtidos;
- III) testar se um processo auto-regressivo de primeira ordem é suficiente para avaliar a predição do resultado anormal futuro;

O presente estudo não pretendeu esgotar o assunto sobre a discussão que trata de investigar as implicações teóricas e empíricas do modelo de Ohlson para avaliar o comportamento dos preços das ações para o mercado de capitais brasileiro, mas sim incentivar o interesse por essa linha de pesquisa. Estudos adicionais podem dar continuidade a ele e fornecer maior robustez aos resultados encontrados.

6. Referências

- ASSAF NETO, A. **Contribuição ao estudo da avaliação de empresas no Brasil: uma aplicação prática**. Ribeirão Preto: FEA-RP/USP, 2003. 202 p.
- BARTHOLDY, J; PEARE, P.; WILLETT, R.J. **A theoretical and empirical analysis of relationship between market and book values**. Working paper, Aarhus School of Business and Queensland University of Technology, 2000.
- BERNARD, V. L. **Accounting based valuation methods, determinants of market-to-book ratios, and implications for financial statement analysis**. Working Paper, University of Michigan, Ann Arbor, 1994.
- _____. The Feltham-Ohlson (1995). Framework: implications for empiricists. **Contemporary Accounting Research**, v. 11, n. 2, p. 733- 747, 1995.
- BIDDLE, G. C.; CHEN, P.; ZHANG, G. When capital follows profitability: non-linear residual income dynamics. **Review of Accounting Studies**, v. 6, n. 2, p. 229-265, 2001.
- BRIMBLE, M.; HODGSON, A. **The value relevance of comprehensive income and components for industrial firms**, p. 1-38, 2004. Disponível em: <<http://www1.fee.uva.nl/pp/bin/220fulltext.pdf>>. Acesso em: nov. de 2006.

CALLEN, J. L.; MOREL, M. Linear accounting valuation when abnormal earnings are AR(2). **Review of Quantitative Finance and Accounting**, n. 16, p. 191-203, 2001.

CASTRO, M. L.; FREIRE H. L. **A relação entre lucros anormais e dividendos: um estudo empírico das empresas com ações listadas na Bovespa**. 5. Congresso USP Controladoria e Contabilidade. São Paulo, 2005. Disponível em: <www.congressoeac.locaweb.com.br/artigos/52005/434.pdf> Acesso em: jan. de 2007.

CAUWENBERGE, P. V.; BEELDE, I. **On the IASB comprehensive income project, neutrality of display and the case for two eps numbers**. Working Paper. p. 1-33, May 2005. Disponível em: <<http://www.blackwell-synergy.com/doi/abs/10.1111/j.1467-281.2007.00215.x?prevSearch>>. Acesso em: set. de 2006.

CHOI, Y.; O'HANLON, J.; POPE, P. F. **Linear information models residual income-based valuation: a development of the Dechow, Hutton & Sloan empirical approach**. Working Paper, Lancaster University, 2001.

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.; SILVA, V. S. **Ajustes aos US-GAAP: estudo empírico sobre sua relevância para empresas brasileiras com ADRS negociados na Bolsa de Nova Iorque**. ENANPAD, Brasília, 2005.

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

DAMÁLCIO, F. Z.; SANTANNA, D. P.; LOUZADA; L. C.; COSTA, F. M. **Modelos de avaliação propostos por Ohlson e suas aplicações no mercado de capitais no Brasil**. Congresso USP Controladoria e Contabilidade. São Paulo, 2005. Disponível em: <www.congressoeac.locaweb.com.br/artigos/52005/434.pdf>. Acesso em: jan. de 2007.

DECHOW, P. M., HUTTON, A. P.; SLOAN, R.G. An empirical assessment of the residual income valuation model. **Journal of Accounting and Economics**, n. 26, p. 1-34, 1999.

FAIRELD, P. M. P/E, P/B and the present value of future dividends. **Financial Analysts Journal**, p. 23-31, 1994.

FAMA, E.; FRENCH, K. Forecasting profitability and earnings. **Journal of Business**, v. 73, p. 161-175, 2000.

_____; _____. A valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities. **Contemporary Accounting Research**, v. 11, n. 2, p. 689-731, Spring 1995.

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

_____; _____. **Accounting diversity and international valuation**. Working Paper. University of Michigan and Cornell University, 1999.

FROIDEVAUX, P. **Fundamental equity valuation stock selection based on discounted cash flow**. Switzerland, University of Fribourg, 2004. Thesis (Doctor of Economics and Social Sciences) - Faculty of Economics and Social Sciences, 2004. p. 1-152.

- GALDI, F. C.; LOPES, A. C. B. **Análise empírica de modelos de valuation no ambiente brasileiro: fluxo de caixa descontado versus modelo de Ohlson**. ENANPAD, Salvador/Bahia, 2006.
- GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3. ed. São Paulo: Pearson Makron Books, 2006. 846 p.
- HAGE; A. T.; PAGLIARUSSI, M. S. **A influência da concentração do controle acionário no valor das empresas, calculado com base no modelo de Ohlson**. p. 1-15, 2006. Disponível em: <www.congressoeac.locaweb.com.br/artigos62006/339.pdf?>. Acesso em: fev. 2007.
- LEE, C. M. C.; MYERS, J. N.; SWAMINATHAN, B. What is the intrinsic value of the Dow. **The Journal of Finance**, v. 44, n. 5, p. 1693-1741, 1998.
- LO, K.; LYS, T. The Ohlson Model: contribution to valuation theory, limitations, and empirical applications. **Journal of Accounting, Auditing and Finance**, (Conference Issue), v. 15, n. 3, p. 337-370, Summer 2000.
- LOPES, A.B. **A Relevância da Informação Contábil para o Mercado de Capitais: O Modelo de Ohlson Aplicado à Bovespa**. 2001, 308 fl. Tese (Doutorado) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2001.
- _____. Financial accounting in Brazil: an empirical examination. **Revista Latin American Business Review**, v. 6, p. 12-25, 2005.
- _____. Can we beat the market analyzing Financial Statements in Brazil? **American Accounting Association**, 2007.
- LOPES, A. B. COSTA, F. M.; SANTANA, D. P. A relevância das informações contábeis na BOVESPA a partir do arcabouço teórico de Ohlson: a avaliação dos modelos de residual income valuation e abnormal earnings growth. **RAUSP – Revista de Administração**, 2007.
- LUNDHOLM, R. J. A Tutorial on the Ohlson and Feltham/Ohlson models: answers to some frequently asked questions. **Contemporary Accounting Research**, v. 11, n. 2, p. 749-761, Spring 1995.
- MARTINEZ, A. L. Otimismo e viés de seleção dos analistas. **Brazilian Business Review**, v. 4, n. 2, p. 104-118, maio/ago. 2007.
- McCRAE, M.; NILSSON, H. The explanatory and predictive power of different specifications of the Ohlson (1995) valuation models. **The European Accounting Review**, v. 10, n. 2, p. 315-341, 2001.
- MIRANDA, J. H; LOPES; A. B.; TEXEIRA, A. J. C. **Abordagem da precificação de empresas de acordo com o modelo de Ohlson e a equação para cálculo de opções de Black, Sholes e Merton**. 3. Simpósio de Produção Científica (FUCAPE), p. 1-16, 2005.
- OHLSON, J. A. Empirical test of Ohlson model in Brazil. **Mensagem enviada para o autor da pesquisa**, 26 mar. 2007.
- _____. Earnings, Book values, and dividends in equity valuation. **Contemporary Accounting Research**, v. 11, n. 2, p. 661-687, 1995.
- _____. Earnings, book values, and dividends in equity valuation: An empirical perspective. **Contemporary Accounting Research**, v. 18, n. 1, p. 107-120, 2001.
- _____. The theory of value and earnings, and an introduction to the ball-brown analysis. **Contemporary Accounting Research**, v. 8, n. 1, p 1-19, 1991.

_____ . A synthesis of security valuation theory and the role of dividends, cash flows, and earnings. **Contemporary Accounting Research**, v. 6, n. 2, p. 648-676, Spring 1990.

OTA, K. A. Test of the Ohlson (1995) Model: empirical evidence from japan. **The International Journal of Accounting**, v. 37, n. 2, p. 157-182, 2002.

OU, J. A., PENMAN, S. H. The articulation of price-earnings ratios and market-to-book ratios and the evaluation of growth. **Journal of Accounting Research**, v. 34, n. 2 p. 235-259, Autumn 1996.

PENMAN, S. H.; SOUGIANNIS, T. A Comparison of dividend, cash flow and earnings approaches to equity valuation. **Contemporary Accounting Research**, v. 15, n. 3, p. 343-383, Fall 1995.

PINDYCK, R.; RUBINFELD, D.L. **Microeconomia**. 5. ed. São Paul: Prentice Hall, 2002.

POPOVA, K. Applying the Ohlson and Feltham-Ohlson models for equity valuation: some accounting considerations. **International School of Social Sciences**, Yokohama National University, 2003.

SÁNCHEZ, R. I. **Aplicación de los modelos de Feltham-Ohlson para la predicción de beneficios y la valoración de acciones**. 2003. 379 fl. Tese (Doutorado) - Universidade de Alicante, Alicante, 2003.

STEWART, O. **EVA e gestão baseada em valor: guia prático para implementação**. 1. ed. São Paulo: Bookman, 2003. 422 p.

STOBER, T. L. **Do prices behave as if accounting book values are conservative?** Cross sectional tests of the Feltham-Ohlson (1995) valuation model. Working Paper, University of Notre Dame, 1996.

STROMANN, H. **the value-relevance of current accounting data according to us-gaap and german code law: an empirical assessment of the Feltham-Ohlson-model**. Pricewater house coopers deutsche revision, 2002. 44 p. Disponível em: <http://wiwi.uni-iessen.de/dl/download/open/bw14/8e2e20ddb0fb9575adb234b3cf9137e0b7cbf2f01b2044ffffb3a6177e0e5c9a6f645a31c0427fd983ed6d6482722bf/2001_00_FoPa_Stromann.pdf>. Acesso em: Julho de 2006.

SUWARDI, E. **Exploring the relationship between market values and accounting numbers of firms listed in an emergent market**. A dissertation submitted for the degree of Doctor of Philosophy. School of Accountancy Faculty of Business Queensland University of Technology, 2004. 229 p.