

ANÁLISE DA APLICABILIDADE DO MODELO OJ (2016) PARA AVALIAÇÃO DE EMPRESAS NO MERCADO BRASILEIRO DE CAPITAIS

JAILSON MANOEL SILVA DUARTE
UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA (UFPB)
jailsonduarte@hotmail.com

ORLEANS SILVA MARTINS
UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA (UFPB)
orleansmartins@yahoo.com.br

Introdução

Os participantes do mercado de capitais estão interessados em oportunidades de negócios que apresentem maiores retornos para compensar os riscos assumidos em seus investimentos. Por isso, encontrar a melhor precificação para as empresas torna-se uma tarefa de elevada importância. Embora existam diversas técnicas que podem ser utilizadas, Ohlson e Johannesson (2016) apresentam nova metodologia de avaliação estimando o valor da firma com base nos lucros e no crescimento dos lucros no curto prazo.

Problema de Pesquisa e Objetivo

Assim, partindo do pressuposto de que o modelo OJ (2016) foi considerado por Ohlson e Johannesson (2016) superior ao modelo Residual Income Valuation (RIV), o objetivo deste estudo é examinar empiricamente as vantagens e desvantagens da aplicação do modelo OJ (2016) em relação aos modelos RIV e OJ (2005) no mercado brasileiro de capitais.

Fundamentação Teórica

Ohlson e Johannesson (2016) apontaram caminhos para corrigir algumas limitações do modelo desenvolvido por Ohlson e Juettner-Nauroth (2005). Enquanto OJ (2005) consideraram um crescimento positivo, OJ (2016) supõem que esse crescimento declinará por meio de uma taxa de decaimento, mitigando os efeitos de ruídos e de vieses otimistas das previsões de crescimento do lucro. Passando a ser analisado com base no risco e na taxa de pagamento de dividendos.

Metodologia

A partir dos dados de 102 empresas listadas na BM&FBovespa, entre 2010 e 2015, o valor das empresas foram estimado com base nos modelos de avaliação de Ohlson (1995), de Ohlson e Juettner-Nauroth (2005) e de Ohlson e Johannesson (2016), e com o auxílio de análises de regressão, fez-se uma análise comparativa da consistência dos modelos em prever o valor da firma, buscando identificar as vantagens e desvantagens de sua aplicabilidade.

Análise dos Resultados

Os resultados indicaram que as estimativas pelo modelo OJ (2016) obteve maior aproximação ao valor de mercado das empresas. E o modelo RIV só teve maior consistência quando os lucros sofreram maiores oscilações. Nas estimativas econométricas, os modelos se mostraram estatisticamente significantes, com coeficientes de determinação ajustados indicando poder explicativo médio acima de 30%. E pelos critérios de informação de Akaike e de Schwarz, ficou evidente a superioridade do modelo OJ (2016).

Conclusão

Portanto, destacam-se como principais contribuições deste estudo suas evidências empíricas, que fornecem aos participantes do mercado indícios do ajuste do modelo OJ (2016) ao mercado brasileiro, além de fomentar discussões em torno dessa nova abordagem de avaliação de empresas, que precisa ter sua eficácia verificada em diferentes contextos mercadológicos.

Referências Bibliográficas

- Ohlson, J. A. (1995). Earnings, book values, and dividends in equity valuation. *Contemporary accounting research*, 11(2), 661-687.
- Ohlson, J. A., & Juettner-Nauroth, B. E. (2005). Expected EPS and EPS growth as determinants of value. *Review of accounting studies*, 10 (2-3), 349-365.
- Ohlson, J., & Johannesson, E. (2016) Equity Value as a Function of (eps1, eps2, dps1, bvps, beta): Concepts and Realities. *Abacus*, 52: 70–99.
- Nekrasov, A. (2016). Equity Value as a Function of (eps1, eps2, dps1, bvps, beta): Concepts and Realities. *Discussion of Ohlson and Johannesson. Abacus*, 52(1), 100-105.

ANÁLISE DA APLICABILIDADE DO MODELO OJ (2016) PARA AVALIAÇÃO DE EMPRESAS NO MERCADO BRASILEIRO DE CAPITAIS

RESUMO

O objetivo deste trabalho foi examinar empiricamente as vantagens e desvantagens da aplicação do modelo de OJ (2016) em relação aos modelos RIV e OJ (2005) no mercado brasileiro de capitais. Para isso, fez-se uma revisão de literatura acerca dos modelos de avaliação de empresas de Ohlson (1995), de Ohlson e Juetnner-Nauroth (2005) e de Ohlson e Johannesson (2016). A partir dos dados de 102 empresas listadas na BM&FBovespa, entre 2010 e 2015, o valor das empresas foram estimados por meio de cada modelo, com o auxílio de análises de regressão. Os resultados indicaram que o modelo OJ (2016) obteve maior aproximação de suas estimativas ao valor de mercado das empresas, quando comparado ao modelo OJ (2005). Já o modelo RIV só teve maior consistência nos períodos em que os lucros sofreram maiores oscilações. E, quando analisada a correlação entre valor estimado e preço negociado, o modelo OJ (2005) apresentou maior coeficiente. Nas estimativas econométricas, os modelos se mostraram estatisticamente significantes, com coeficientes de determinação ajustados indicando poder explicativo médio acima de 30%. Finalmente, pelos critérios de informação de Akaike e de Schwarz, ficou evidente a superioridade do modelo OJ (2016). Com isso, destacam-se como principais contribuições deste estudo suas evidências empíricas, que fornecem aos participantes do mercado indícios do ajuste do modelo OJ (2016) ao mercado brasileiro, além de fomentar discussões em torno dessa nova abordagem de avaliação de empresas, que precisa ter sua eficácia verificada em diferentes contextos mercadológicos.

Palavras-chave: Valor; Valuation; Modelo de Ohlson e Johannesson (2016).

1 INTRODUÇÃO

Os participantes do mercado de capitais normalmente estão interessados em oportunidades de negócios que lhes apresentem maiores possibilidades de retornos, com vista a compensar os riscos assumidos em seus investimentos. Dessa forma, encontrar a melhor precificação para as empresas torna-se uma tarefa de elevada importância. Por isso, o emprego de técnicas de avaliação de empresas ainda tem sido amplamente utilizado, não somente em ambiente acadêmico, mas também pelos profissionais do mercado (Ohlson & Lopes, 2007). E quando essa avaliação é realizada por meio dos fundamentos da empresa, contribui para a tomada de decisão de investimentos, pois, além de chegar ao valor da firma, ela auxilia na alocação eficiente de capital ao identificar possíveis erros de precificação no mercado (Nekrasov, 2016).

Existem diversas técnicas que podem ser utilizadas para avaliar uma empresa, de modo que não é tão simples fazer uma distinção entre elas (Penman, 1998). Muitas dessas ferramentas são baseadas em previsões, usando modelos de desconto de dividendos, de fluxo de caixa descontado ou, ainda, modelos de lucro residual. E, ao calcular o valor da firma pelos diversos modelos, espera-se chegar ao mesmo resultado (Francis, Olsson & Oswald, 2000). Isso por que na hipótese de mercado eficiente as informações divulgadas tendem a ser imediatamente absorvidas pelos investidores e inseridas na precificação dos ativos (Fama, 1970).

No entanto, estudos empíricos têm mostrado que a realidade se comporta de maneira diferente, uma vez que as suposições teóricas da eficiência de mercado, na prática, não são todas simultaneamente satisfeitas (Girão, Martins & Paulo, 2014). E, portanto, divergências podem surgir na precificação de ativos, a depender do modelo empregado na avaliação.

Principalmente quando se tratam de empresas inseridas em mercados emergentes, especialmente aqueles com elevado índice de inflação, altas taxas de juros e muita volatilidade nas negociações (Da Cunha, Martins & Neto, 2014; Pereiro, 2006).

Diferentes estudos na literatura buscaram evidências empíricas acerca da consistência de cada modelo de avaliação de empresas, os quais têm apresentado resultados bastante divergentes. Em geral, eles não apontam de maneira conclusiva a superioridade de um modelo em relação aos demais, mesmo considerando o contexto de mercados desenvolvidos (Penman & Sougiannis, 1998; Francis, Olsson & Oswald, 2000; Jorgensen, Lee & Yoo, 2011; Ho, Lee, Lin & Yu, 2016). Nos países emergentes, as pesquisas tendem a corroborar essa posição (Lopes, Sant'Anna, & Da Costa 2007; Ferreira, Nossa, Ledo, Teixeira & Lopes, 2008).

Por isso, torna-se oportuno ampliar as discussões na tentativa de analisar as virtudes e limitações inerentes a cada método. Sobretudo quando novas abordagens são apresentadas como medida alternativa para encontrar o valor intrínseco de uma empresa. Nesse sentido, Ohlson e Johannesson (2016) apresentam nova metodologia de avaliação, denominada neste trabalho de modelo OJ (2016), buscando estimar o valor da firma com base nos lucros e no crescimento dos lucros no curto prazo. E, como alternativa, apontam caminhos para corrigir algumas limitações do modelo desenvolvido por Ohlson e Juetnner-Nauroth (2005), doravante denominado OJ (2005).

A principal diferença entre esses dois modelos consiste nas suposições em torno da taxa de crescimento dos lucros anormais na perpetuidade. Enquanto OJ (2005) consideram um crescimento positivo, OJ (2016) supõem que esse crescimento declinará por meio de uma taxa de decaimento, mitigando os efeitos de ruídos e de vieses otimistas das previsões de crescimento do lucro. Além disso, pelo modelo OJ (2005), altas taxas de pagamento de dividendos são vistas como garantias da existência de crescimento nos lucros, convergindo para uma medida de crescimento que não está relacionada com o risco ou com a taxa de *payout*. No modelo OJ (2016), no entanto, o crescimento no lucro passa a ser analisado com base no risco e na taxa de pagamento de dividendos (Nekrasov, 2016).

Dessa forma, Nekrasov (2016) destacam que essas mudanças resolvem com êxito as questões empíricas do modelo OJ (2005). E, partindo do pressuposto de que o modelo OJ (2016) foi considerado por Ohlson e Johannesson (2016) superior ao modelo *Residual Income Valuation* (RIV), o objetivo deste estudo é examinar empiricamente as vantagens e desvantagens da aplicação do modelo OJ (2016) em relação aos modelos RIV e OJ (2005) no mercado brasileiro de capitais.

Justifica-se a realização deste trabalho com base em Nekrasov (2016) que, mesmo considerando o modelo de OJ (2016) surpreendente na explicação do preço das ações, sugere que sua eficácia seja testada em mercados com outras características. Nesse sentido, considerando as peculiaridades do mercado brasileiro, tem-se um ambiente favorável à realização desses testes para verificar empiricamente a aplicabilidade dessa nova metodologia em um mercado emergente. Além disso, Nekrasov (2016) acredita que algumas questões em relação ao modelo OJ (2016) permaneceram em aberto, sendo necessário examinar também o papel dos componentes desse modelo (lucro e crescimento no lucro) na previsão de retornos futuros em outros mercados.

Portanto, este estudo, embora metodologicamente se assemelhe a outros, é inovador à medida que se propõe buscar evidências empíricas explorando um modelo de avaliação de empresas recém-desenvolvido (2016) e ainda pouco explorado em estudos nacionais e, até mesmo, na literatura internacional. Dessa forma, contribui para ampliar o debate acadêmico em torno dessa temática. E, em termos práticos, oferecer aos participantes do mercado de capitais subsídios conceituais e empíricos para aplicar novos modelos de precificação de ativos em suas decisões de investimentos.

2 REVISÃO DE LITERATURA

O processo de avaliação de empresas consiste em transformar uma determinada projeção de desempenho em uma estimativa do valor da firma, ou no valor de algum componente dela (Palepu & Healy, 2004). Trata-se de alcançar o valor justo de mercado, aquele valor que representa a potencialidade econômica de determinada companhia (Martins, 2006). Nesse processo, é possível identificar diversas metodologias sendo utilizadas. Muitas delas baseadas em um modelo particular de *valuation*, tais como: modelo de desconto de dividendos, de fluxo de caixa descontado ou modelo de lucro residual (PENMAN, 1998). A distinção entre eles reside na abrangência das informações que são utilizadas para encontrar as estimativas e na sua aplicabilidade (Girão, Martins & Paulo, 2014).

Por haver essa diversidade metodológica, os estudos têm buscado observar empiricamente qual delas apresenta maior consistência no processo de avaliação. Penman e Sougiannis (1998) acreditam que os métodos baseados em lucro e valor contábil do patrimônio líquido têm vantagens práticas tanto sobre os modelos de desconto de dividendos, quanto sobre os de fluxos de caixa. Plenborg (2002), por sua vez, destacou que o modelo de lucro residual, em alguns casos, apresentou maior consistência na estimativa do valor da firma. E entre os participantes do mercado, é mais razoável a utilização de abordagens de lucro, tendo em vista que os dados são obtidos diretamente das informações contábeis.

Buscando evidências empíricas da confiabilidade das estimativas por meio dos modelos de dividendo descontados, de fluxo de caixa descontados e modelo de lucro anormal, Francis *et al.* (2000) concluíram que o valor estimado com base no lucro anormal foi significativamente superior às estimativas realizadas pelos outros dois modelos. Em relação à acurácia da avaliação patrimonial obtida da implementação empírica dos modelos crescimento de lucro, Jorgensen *et al.* (2011) observaram que as estimativas por meio de OJ (2005) são geralmente inferiores ao RIV (1995). E aumentando o horizonte de estimação de dois para cinco anos, melhora significativamente a previsão através do modelo OJ (2005).

Ho, Lee, Lin, Yu (2016) examinaram empiricamente a acurácia entre o preço da ação e as estimativas realizadas pelos modelos de desconto de dividendos, RIV, OJ (2005) e o modelo proposto por Gebhardt, Lee & Swaminathan (2001). Chegaram à conclusão de que o modelo OJ (2005) tem maior confiabilidade na estimativa do que os outros modelos.

Nas pesquisas desenvolvidas no mercado brasileiro, Ferreira *et al.* (2008) identificaram maior poder preditivo para o RIV quando as abordagens foram aplicadas com dados contábeis anteriores ao ano 2000 e, após esse período, o RIV e o AEG produziram equivalente poder explicativo. Por outro lado, Lopes *et al.* (2007) concluíram que, algebricamente, o RIV apresentou poder explicativo maior do que o AEG. Mas, estatisticamente, essa superioridade não pode ser confirmada para todos os anos analisados.

Baseando-se nas projeções dos analistas, Galdi, Teixeira e Lopes (2008) verificaram que há diferenças significativas nos valores estimados pelo fluxo de caixa descontado e pelo modelo RIV. E os índices Preço/Valor Contábil, calculados com base no Fluxo de Caixa Descontado, apresentaram maior poder explicativo do que as estimativas feitas pelo RIV. No entanto, para análise feita com base nos laudos de avaliação, De Almeida, Brito, Batistella & Martins (2012) observaram que não há diferenças significantes entre os valores estimados.

Diante desses resultados contraditórios, não é simples inferir qual abordagem de tem melhor desempenho (Plenborg, 2002). Além do mais, inserindo-se nesta discussão o modelo de OJ (2016) que, apesar do surpreendente poder explicativo para o preço da ação, ainda requer comprovações empíricas em outras realidades mercadológicas (Nekrasov, 2016).

2.1 Modelo *Residual Income Valuation* (1995)

O modelo RIV foi inicialmente introduzido por Edwards e Bell (1961) e posteriormente desenvolvido por Peasnell (1982) e Ohlson (1995). Relaciona os lucros atuais

e futuros com o valor patrimonial da firma e os dividendos esperados, ou seja, o valor presente dos dividendos esperados é que determina o valor de mercado da firma. Outra suposição do modelo é que os dados contábeis e os dividendos pagos satisfazem uma relação de lucro limpo. Assim, o valor patrimonial da firma no período atual é o valor patrimonial do ano anterior, acrescido do lucro atual, menos os dividendos pagos no período.

Ohlson (1995) ainda supõe que o lucro anormal segue um processo autorregressivo – AR(1) – dinâmico. Com outras variáveis “*value-relevant*” também seguindo esse mesmo processo. Dessa forma, o valor da firma pode ser uma função linear do valor contábil do patrimônio líquido, acrescida de um múltiplo de lucro anormal, mais um múltiplo que representa outras variáveis relevantes. Formalmente, o lucro anormal pode ser escrito conforme equações 1 e 2.

$$x_{t+1}^a = \omega x_t^a + v_t + \epsilon_{1,t+1} \quad [1]$$

$$v_{t+1} = \gamma v_t + \epsilon_{2,t+1} \quad [2]$$

Em que, v_t é a informação sobre lucro futuro anormal, que não está no lucro corrente; $\epsilon_{i,t}$ é o termo não previsível – termo de erro com média zero; ω e γ são parâmetros de persistências fixos, não negativos e menores do que 1. Combinando essas equações, Ohlson (1995) mostrou que o valor patrimonial da firma no ano t pode ser dado pela equação 3.

$$P_t = y_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 v_t \quad [3]$$

Em que, $\alpha_1 = \omega / (1 + r - \omega) \geq 0$ e $\alpha_2 = 1 + r / [(1 + r - \omega) \cdot (1 + r - \gamma)] > 0$ são os parâmetros do modelo.

Uma representação alternativa do modelo RIV foi proposta por Nekrasov (2016), a fim de facilitar a comparabilidade com os modelos OJ (2005) e OJ (2016). Assim, após algumas manipulações algébricas, o modelo RIV apresentado pela expressão 4.

$$V_{RIV} = \frac{eps2 - g_{RIV}eps1 + rdps1 - g_{RIV}bvps0}{(1+r)(r-g_{RIV})} \quad [4]$$

Em que, V_{RIV} é o valor da ação obtida por meio do modelo RIV (1995); $eps2$ e $eps1$ correspondem ao lucro por ação nos anos t_2 e t_1 , respectivamente; $dps1$ é o dividendo por ação em t_1 ; $bvps0$ é o valor contábil por ação do patrimônio líquido no ano t_0 ; r é o custo de capital próprio da firma e g_{RIV} é um parâmetro de crescimento da firma na perpetuidade. Com isso, a operacionalização do modelo RIV passa a necessitar de dois inputs específicos da empresa: o custo de capital próprio (r) e o parâmetro de crescimento (g_{RIV}).

A literatura em finanças tem utilizado também estruturas econométricas para operacionalizar o modelo RIV e estimar o valor da firma, conforme Bernard (1995), Francis *et al.* (2000), Lopes *et al.* (2007), entre outros. Seguindo Lopes *et al.* (2007), a estrutura empírica para o modelo RIV pode ser apresentada conforme equação 5.

$$P_{(RIV)ij} = \beta_0 + \beta_1 BV_{ij} + \beta_2 AB_{ij+1} + \beta_3 AB_{ij+2} + \epsilon_{ij} \quad [5]$$

Em que, $P_{(RIV)ij}$ é o preço das ações da empresa i ao final do ano j , com base no modelo RIV; BV_{ij} é o patrimônio líquido por ação da empresa i ao final do ano j ; β_0 , β_1 , β_2 e β_3 são os parâmetros a serem estimados; ϵ_{ij} é o termo de erro da regressão e AB_{ij+1} e AB_{ij+2}

são os resultados contábeis anormais para os anos $j + 1$ e $j + 2$, dados por $AB_{ij} = eps_{ij} - (BV_{ij} \cdot r_j)$, divididos, respectivamente, por $(1 + r)^1$ e $(1 + r)^2$, e r é a taxa livre de risco.

2.2 Modelo de Ohlson-Juettner-Nauroth (2005)

No ano de 2005, Ohlson e Juettner-Nauroth desenvolveram um modelo que utiliza o lucro por ação esperado (eps) e seu respectivo crescimento, para determinar o valor de uma empresa, não impondo deliberadamente restrições sobre a política de dividendo. Além disso, o modelo incluiu uma medida de crescimento para curto prazo e outra para o longo prazo, de modo que a relação entre preço atual e lucro por ação aumente quando houver um incremento em alguma dessas medidas. Assim, o preço da ação P_0 na data corrente, segundo Ohlson e Juettner-Nauroth (2005), pode ser escrito como função do crescimento do lucro por ação esperado eps_{t+1} . Logo, pode-se demonstrar a equação 6.

$$P_0 = \frac{eps_1}{r} + \sum_{t=1}^{\infty} R^{-t} z_t \quad [6]$$

Em que, $z_t = \frac{1}{r} [eps_{t+1} + rdps_t - Reps_t]$, com $t = 1, 2, \dots$; eps_1 é o lucro por ação esperado na data $t = 1$; eps_{t+1} é o lucro por ação esperado na data $t + 1$; dps_1 é o dividendo por ação esperado na data $t = 1$ e r é custo de capital próprio.

Segundo Ohlson e Juettner-Nauroth (2005), a estrutura desse modelo exige que algumas considerações sejam feitas para interpretar a sequência z_t antes de se projetar outras suposições. Para isso, eles propõem que $rz_t = [eps_{t+1} - (Reps_t - rdps_t)]$ seja entendido como o desempenho esperado. De tal maneira que $(Reps_t - rdps_t)$ seja uma espécie de *benchmark* para o lucro por ação esperado para o período $(t, t + 1)$. Neste sentido, o termo $rdps_t$ torna-se essencial dado que o lucro por ação, para o período $t + 1$, está atrelado à taxa de retenção de lucro na data t . E quando $z_t = 0$, obtém-se, naturalmente, a performance normal dos lucros, ou seja, tem-se $P_0 = eps_1/r$ (Ohlson & Juettner-Nauroth, 2005).

Para avaliar se a política de dividendo da firma tem reflexo no preço das ações, Ohlson e Juettner-Nauroth (2005) analisaram dois extremos: (i) considerando o lucro totalmente distribuído (*payout* de 100%); e (ii) supondo a não distribuição de dividendos (*payout* de 0%). Concluíram que a política de dividendos torna-se irrelevante na determinação do valor de z_t .

Assim como feito para o RIV, Nekrasov (2016) apresentou o modelo OJ (2005) com uma notação alternativa para facilitar a comparabilidade com os demais modelos, descrevendo-o pela equação 7.

$$V_{OJ_2005} = \frac{eps2 - (1 + g_{OJ})eps1 + rdps1}{(r)(r - g_{OJ})} \quad [7]$$

Em que, $eps2$ e $eps1$ correspondem ao lucro por ação no ano t_2 e t_1 , respectivamente; $dps1$ é o dividendo por ação em t_1 ; r é o custo de capital próprio da firma e g_{OJ} é um parâmetro de crescimento da firma na perpetuidade.

De modo análogo ao modelo RIV, e tomando como base os trabalhos de Bernard (1995) e Lopes *et al.* (2007), pode-se de apresentar uma estrutura empírica para operacionalizar o modelo OJ (2005). Então, tem-se a equação 8.

$$P_{(OJ)ij} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{eps_{ij+1}}{r} + \alpha_2 Z_{ij+1} + \alpha_3 Z_{ij+2} + \varepsilon_{ij} \quad [8]$$

Em que, $P_{(OJ)ij}$ é o preço das ações da empresa i ao final do ano j com base no modelo OJ (2005); eps_{ij+1} é o lucro por ação da empresa i ao final do ano $j + 1$; α_0 , α_1 , α_2 e α_3 são

os parâmetros a serem estimados; ε_{ij} é o termo de erro da regressão e Z_{ij+1} e Z_{ij+2} são os resultados contábeis anormais para os anos $j + 1$ e $j + 2$, divididos, respectivamente, por $(1 + r)^1$ e $(1 + r)^2$ e calculando de acordo com a expressão $z_{ij+1} = \frac{1}{r} [eps_{ij+1} + rdps_{ij} - Reps_{ij}]$. Em que, eps_{ij} é o lucro por ação esperado da empresa j data j ; eps_{ij+1} é o lucro por ação esperado na da empresa i na data $j + 1$; dps_{ij} é o dividendo por ação esperado da empresa i na data j e r é a taxa de juros livre de risco.

2.3 Modelo de Ohlson e Johannesson (2016)

Ohlson e Johannesson (2016), no sentido de mostrar como a avaliação baseada em dados contábeis ajuda a explicar o preço das ações, propuseram e testaram um novo modelo para examinar a validade dos conceitos de *Abnormal Earning Growth* e generalizar o modelo OJ (2005). Partindo do pressuposto de que as informações do lucro atual e do crescimento esperado no lucro são suficientes para determinar o valor de uma ação.

Segundo Ohlson e Johannesson (2016), o modelo depende de três variáveis exógenas (m , G e R) e da variável independente t . E a constante intertemporal m pode ser pensada como sendo uma previsão do índice Preço/Lucro típico ou de longo prazo. Assim, os autores demonstram que o preço de um ativo pode ser escrito como uma combinação linear do lucro por ação e do crescimento esperado no lucro, como apresentado na equação 9.

$$P(t) = k_1 \cdot eps_{(t+1)} + k_2 \cdot eps_{(t+2)} + k_3 dps_{t+1} \quad [9]$$

Em que, $k_1 = -m \cdot G / (R - G) < 0$; $k_2 = m / (R - G) > 0$ e $k_3 = -1 / (R - G) > 0$ são os coeficientes do modelo dependentes do custo de capital, já que $R = 1 + r$ e aumentam à medida que o r diminui, mantendo-se G e m fixos. Estes coeficientes podem ser interpretados como sendo uma melhora sobre o risco quando as previsões financeiras são capitalizadas, ou seja, menor risco implica maior capitalização (Ohlson e Johannesson, 2016). Com relação ao parâmetro G , os autores argumentam que essa medida está inversamente relacionada com a incerteza.

Nekrasov (2016) também apresentou uma estrutura para o modelo OJ (2016) buscando uma formatação que possibilitasse comparar como as equações dos modelos RIV e OJ (2005), apresentada na equação 10.

$$V_{OJ,2016} = \frac{eps_2 - (1 + g_{OJ-m})eps_1 + (1/m)dps_1}{1 / ((m)(r - g_{OJ-m}))} \quad [10]$$

Em que, eps_2 sendo o lucro por ação esperado na data $t = 2$; eps_1 é o lucro por ação esperado na data $t = 1$; dps_{t+1} é o dividendo por ação esperado para o ano $t = 1$ e m é uma constante intertemporal.

Segundo Nekrasov (2016), este modelo difere do modelo OJ (2005) em três aspectos: (i) de modo contrário a suposição de um pequeno crescimento positivo no modelo AEG, o modelo OJ (2016) postula que o crescimento anormal nos lucros declinará em uma taxa de decaimento, ou parâmetro de contração ($g_{OJ(2016)} = 1 - G$), estimada em -20% ; (ii) o modelo introduz um novo parâmetro (m) que substitui o parâmetro $1/r$, podendo ser interpretado como uma previsão típica de P/E (Preço/Lucro), além de trazer maior flexibilidade em como lucro e crescimento no lucro mapeiam o preço da ação por adicionar um grau de liberdade ao modelo; (iii) de modo contrário ao RIV, que é derivado diretamente PVED, os parâmetros do modelo OJ (2016) são obtidos particularmente pelo dados do preço da ação.

Nekrasov (2016) destaca ainda as mudanças resolvem questões empíricas do modelo OJ (2005). Primeiro por que a taxa de decaimento mitiga os vieses otimistas das previsões de

crescimento do lucro. Além disso, em OJ (2005), altas taxas de pagamento de dividendos eram uma garantia da existência de crescimento nos lucros, convergindo para uma medida de crescimento que não estava relacionada com o risco ou com taxa de *payout*. Agora, entretanto, o lucro cresce com o fator de risco e diminui com a taxa de pagamento de dividendos.

3 METODOLOGIA

Os dados utilizados foram extraídos do banco de dados da Economática[®] e dizem respeito a todas as companhias listadas na BM&FBovespa que tiveram suas ações, preferenciais ou ordinárias, negociadas entre os anos 2010 e 2015 e que disponibilizaram informações financeiras nesse período. Para as empresas que negociaram mais de um tipo de ação, escolheu-se aquela com maior liquidez no período.

Para obter maior uniformidade na amostra, foram retiradas as companhias pertencentes ao setor financeiro, pois elas possuem diferentes estruturas de capital e poderiam comprometer a comparabilidade dos resultados devido à alta alavancagem financeira. Também foram excluídas as empresas com patrimônio líquido negativo e aquelas que não apresentaram valores sobre os dividendos pagos nesse período. Com isso, a amostra contou com 102 empresas.

Os dados coletados tiveram como data base o encerramento do exercício fiscal que, no caso do Brasil, corresponde ao final do mês de dezembro. Já as variáveis adotadas foram definidas da seguinte maneira: para o preço das ações (P), utilizou-se a primeira cotação disponível no mês de abril; o valor patrimonial por ação (bvps) foi obtido dividindo-se o valor contábil anual do patrimônio líquido pelo número de ações em circulação; já para os dividendos por ação, considerou-se o montante dos dividendos e juros sobre capital próprio distribuídos no período dividido pelo número de ações em circulação; as informações de lucro por ação foram definidas com base no lucro líquido anual dividido pelo número de ações em circulação. Como *proxy* para o custo de capital próprio, foi usada a rentabilidade dos títulos públicos do Tesouro Nacional, ajustada ao valor percentual do risco país.

3.1 Estimando o Valor Diretamente pelas Equações dos Modelos

O primeiro passo da análise foi encontrar o valor das ações com base na aplicação direta das equações. Considerando que os dados dizem respeito aos anos de 2010 a 2015 e que os modelos utilizam informações de dois anos subseqüentes para obter o valor da ação, foram obtidas quatro medidas para cada modelo.

Na obtenção dos valores pelo modelo RIV, utilizou-se a equação [4] tendo em vista que ela reduz os inputs específicos da firma em dois parâmetros (r e g), ou seja, o custo de capital (r) e o parâmetro de crescimento (g). Ohlson e Johannesson (2016) testaram empiricamente estes parâmetros e adotaram a premissa de que a relação $r - g$ pode ser considerada constante, pois em média, r e g são valores que se compensam mutuamente.

Assim, eles definiram esse valor como sendo 0,065 e argumentaram que, embora esse procedimento seja bastante subjetivo e um tanto arbitrário, não se deve observá-lo com tanto criticismo já que os dados por eles obtidos estão suficientemente indicando sua validade. Sendo assim, neste estudo, adotou-se esta premissa como *proxy* para o parâmetro g . Portanto, do valor utilizado como custo de capital em cada ano, retirou-se a quantidade referente ao parâmetro g e obteve-se um valor constante igual a 0,065.

Para encontrar o valor da firma através da metodologia OJ (2005), adotou-se a equação [7], tendo em vista que ela usa apenas um parâmetro específico: o custo de capital (r). Já como *proxy* para o lucro por ação esperado ($eps1$ e $eps2$) e para os dividendos esperados (dps), utilizaram-se os valores já realizados. Assim, a primeira métrica obtida diretamente da equação [7] teve como referência o ano de 2010 e como lucro esperado por ação para 2011 e para 2012 os respectivos valores já realizados nestes períodos.

Portanto, com a amostra disponível (2010 a 2015), foi possível encontrar quatro medidas de valor para cada empresa, que foram confrontadas com seus respectivos *benchmarks*: o preço das ações efetivamente negociado nos anos 2010 a 2013. Não houve estimativas para 2014 e 2015, pois não se trabalhou com previsões para os anos subsequentes, apenas com dados já realizados. Esta metodologia foi adotada para todos os modelos.

Os valores obtidos com base em OJ (2016) foram estimados pela equação [10]. Os parâmetros k_1 , k_2 e k_3 foram determinados conforme Ohlson e Johannesson (2016), ou seja, $m = 1/r$, em que r é o custo de capital próprio e G o parâmetro de crescimento, cuja *proxy* foi definida pela razão entre lucro e preço e calculada da seguinte maneira: para cada ano da amostra, foi calculado o valor médio do lucro por ação (*eps*) de todas as empresas e dividiu-se esse resultado pelo preço médio de cotação de todas as empresas.

Justifica-se a utilização desta *proxy* para o parâmetro G por que ela satisfaz as suposições definidas por Ohlson e Johannesson (2016). Na primeira suposição, G é uma métrica que varia inversamente ao risco. Intuitivamente, verifica-se que maior volatilidade no preço da ação, implica em maior variabilidade em G (implicitamente $G = \text{lucro/preço}$ satisfaz esta característica). Em segundo lugar, os valores empíricos obtidos para G satisfazem a restrição $0 < G < R > 1$, como prevista por Ohlson e Johannesson (2016). Por fim, a suposição de que $G = -k_1/k_2$ também é satisfeita quando esses valores são utilizados.

A etapa seguinte foi realizar o processo de comparação entre os modelos. Para isso, fez-se uma análise descritiva dos valores obtidos, confrontando-os com os respectivos preços utilizados como *benchmarking*. Na sequência, fez-se o teste de correlação de *Spearman* (as variáveis não atenderam ao critério de normalidade) com o objetivo de verificar o grau de associação entre o valor estimado e o preço real da ação. Além disso, realizou-se o teste de médias para verificar se existem diferenças entre os valores obtidos e os respectivos preços.

Com o teste de normalidade, identificou-se que as variáveis não se aproximaram de uma distribuição normal. Portanto, fez-se necessário a utilização de um teste não paramétrico. Neste caso, trabalhou-se com o teste de *Wilcoxon*. Finalmente, após comparar o preço real das ações com os valores estimados pela aplicação direta das equações, passou-se a etapa de avaliação dos modelos fazendo-se estimativas através de procedimentos econométricos.

3.2 Estimando o Valor por Modelos Econométricos

O segundo passo desta análise comparativa foi estimar o valor da firma utilizando o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Foram obtidas quatro estimativas para cada modelo, uma em cada ano. O modelo usado para estimar o valor da firma por meio do RIV foi definido adotando-se abordagem semelhante a Lopes *et al.* (2007). Para isso, foi utilizada a equação [5], que relaciona o preço da ação (variável dependente), com as variáveis independentes: valor contábil do patrimônio e o valor presente dos lucros anormais esperados. Já o lucro anormal, definido por Ohlson (1995) como sendo a diferença entre o lucro atual e o produto do valor contábil do patrimônio líquido do ano anterior pela taxa de juros livre de risco, foi calculado através da relação $AB_{ij} = eps_{ij} - (BV_{ij} \cdot r_j)$. Todas as variáveis deflacionadas em relação ao preço do ano anterior (P_{ij-1}).

Para o modelo OJ (2005) foi adotada a abordagem proposta por Lopes *et al.* (2007). Neste caso, o modelo obedeceu à estrutura da equação [8], cuja variável depende foi o preço de negociação das ações ao final do dezembro de cada ano e as variáveis independentes foram expressão lucro por ação no ano $j + 1$ e o valor presente dos lucros anormais dos períodos $j + 1$ e $j + 2$. Todas as variáveis deflacionadas em relação ao preço do ano anterior (P_{ij-1}).

Já para o modelo de Ohlson e Johannesson (2016), seguindo o mesmo raciocínio dos modelos anteriores, por sua vez, com base na equação 11.

$$P_{(O)ij} = \Psi_0 + \Psi_1(k_1 eps_{ij+1}) + \Psi_2(k_2 eps_{ij+2}) + \Psi_3(k_3 dps_{ij+1}) + \varepsilon_{ij} \quad [11]$$

Em que, P_{ij} corresponde ao valor estimado da empresa i no ano j com base em OJ (2016); eps_{ij+1} é o lucro por ação esperado da empresa i na data $j + 1$; eps_{ij+2} é o lucro por ação da empresa i na data $j + 2$; dps_{ij+1} é o dividendo por ação da empresa i na data $j + 1$; Ψ_0 , Ψ_1 , Ψ_2 e Ψ_3 são os parâmetros a serem estimados; ε_{ij} é o termo de erro da regressão; e $k_1 = -m \cdot G / (R - G)$; $k_2 = m / (R - G)$ e $k_3 = -1 / (R - G)$, todas as variáveis deflacionada em relação ao preço do ano anterior (P_{ij-1}).

Os pressupostos do modelo de regressão foram testados e alguns modelos a hipótese nula do teste de Jarque-Bera foi rejeitada. Porém, como anualmente a amostra contou com 408 observações, essa hipótese foi relaxada com base no teorema do limite central (Brooks, 2014). Para os modelos cuja hipótese nula de variância homoscedástica foi rejeitada, os erros-padrão foram estimados com correção para heterocedasticidade, usando Huber-White. Já a multicolinearidade, após o teste VIF, não foi observada em nenhum modelo.

A última etapa desta análise foi empregar o Critério de Informação de Akaike (Akaike, 1974) e o Critério de Informação Baysiano (Schwarz, 1978) para selecionar o modelo mais “significativo”.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

4.1 Estatística Descritiva

Apresenta-se, nesta seção, a estatística descritiva das variáveis utilizadas na amostra. Suas características foram analisadas com base na média, no desvio padrão e na mediana e dizem respeito aos anos 2010 a 2015. Como pode ser observado na Tabela 1, o lucro por ação (eps) obteve média próxima a 1,7 em todos os anos, exceto em 2012, período no qual a situação econômica do país possivelmente se encontrava com maior estabilidade. Já o desvio padrão do lucro por ação (eps) ficou maior do que a média e a mediana em todos os períodos. Indicando que não há uniformidade nas características das empresas brasileiras.

Tabela 1: Estatística descritiva das variáveis em relação ao período 2010 a 2015.

Ano	Média				Desvio Padrão				Mediana			
	Eps	Bvps	Dps	Preço	Eps	Bvps	Dps	Preço	Eps	Bvps	Dps	Preço
2010	1,755	12,632	0,859	17,686	1,793	14,286	1,159	14,797	1,279	7,907	0,428	13,136
2011	1,964	13,821	1,074	18,396	2,313	15,080	1,482	17,577	1,243	9,214	0,453	12,412
2012	2,331	15,231	1,009	25,017	4,785	16,575	1,482	31,420	1,155	9,615	0,483	17,471
2013	1,745	15,752	1,525	24,392	1,970	15,722	4,372	28,465	1,182	10,658	0,561	16,696
2014	1,726	16,524	1,165	23,013	2,080	16,557	1,846	28,125	1,182	10,582	0,605	14,650
2015	1,038	17,106	0,974	21,161	2,369	16,697	1,674	32,902	0,923	12,018	0,524	13,100

Notas: Eps corresponde ao Lucro por Ação ao final do ano; Bvps é o valor contábil do Patrimônio Líquido por Ação; Dps é o dividendo mais os juros sobre capital próprio distribuídos ao final ao longo do ano; Preço da Ação efetivamente negociado.

Fonte: dados da pesquisa (2016).

Outra variável a ser destacada é o valor contábil do patrimônio líquido ($bvps$). Entre 2010 e 2015, seguiu uma tendência de crescimento, saindo de 12,6 para 17,1. Isso sinaliza para um crescimento no patrimônio das empresas em comparação ao número de ações em circulação no mercado. Estes resultados são consistentes com Liu (2002) quando afirma que essas medidas contábeis tendem a ser crescente ao longo do tempo. Vale salientar que em 2015 a média deste indicador apresentou maior resultado.

Os outros indicadores apontaram uma tendência de decaimento em 2015. Logo, há sinais de que a contabilidade ainda não registrou nesse período as alterações patrimoniais nas mesmas proporções que o mercado precificou as empresas. Observa-se que o preço médio

decai de R\$ 25,01 para R\$ 21,16 entre 2012 e 2015 e que a mediana retornou aos padrões registrados em 2010. Nesse período, houve também grande variabilidade dos dividendos pagos aos acionistas.

Diante destas considerações, percebe-se que a amostra utilizada neste estudo revela um mercado instável, com as empresas bastante heterogêneas. Nesse contexto, realizar qualquer tipo de previsão torna-se uma tarefa desafiadora. Não obstante isso, os tópicos seguintes desenvolvem uma abordagem comparativa que examina as vantagens e desvantagens de adotar os modelos de Ohlson na avaliação das empresas do mercado de capitais brasileiro.

4.2 Comparação entre os Modelos com Base em Valores Estimados pelas Equações

A primeira análise comparativa entre os modelos usados neste estudo partiu da obtenção do valor das empresas diretamente das suas formulações matemáticas. Assim, buscou-se atender as suposições inerentes a cada abordagem e as premissas contábeis necessárias para operacionalizá-los. Sendo assim, apresentam-se os principais resultados desta análise inicial. A Tabela 2 evidencia os valores obtidos em cada modelo. O preço, que corresponde à métrica obtida diretamente da efetiva negociação das ações no mercado, servirá como *benchmarking* para comparar a eficácia dos modelos.

Inicialmente, verifica-se que 25% das empresas em 2010 obtiveram preço de negociação menor do que R\$ 7,48. Quando essa projeção é feita com base na estimativa dos modelos, o valor obtido fica abaixo desse parâmetro. Apenas o OJ (2016) apresentou o melhor resultado, chegando a 66% do valor esperado. Por outro lado, o modelo RIV foi o mais efetivo no segundo e terceiro Quartis, atingindo o nível de 87% do preço real. Assim, à medida que o preço aumentou, o modelo RIV passou a refletir melhor o valor das ações. Esse evento também se repetiu no terceiro Quartil dos anos seguintes.

Tabela 2: Valor das ações no período 2010 a 2013 obtidos pelas equações dos modelos, por Quartis.

Ano	1º Quartil				2º Quartil				3º Quartil			
	Preço	RIV	OJ (2005)	OJ (2016)	Preço	RIV	OJ (2005)	OJ (2016)	Preço	RIV	OJ (2005)	OJ (2016)
2010	7,48	3,61	4,94	4,97	13,14	10,01	8,49	8,84	22,59	19,72	16,56	16,66
2011	7,71	3,42	4,69	4,86	12,41	8,19	8,66	8,52	23,03	18,76	15,12	15,13
2012	9,66	1,22	4,68	4,94	17,47	8,11	8,68	8,96	29,10	20,64	15,82	16,08
2013	10,33	-2,31	2,57	1,82	16,70	5,68	7,40	7,04	27,67	16,54	14,64	15,09

Notas: A variável Preço corresponde ao preço efetivamente negociado em cada ano; RIV, OJ (2005) e OJ (2016) são os valores estimados com base nas equações dos respectivos modelos;

Fonte: dados da pesquisa (2016).

Ao observar o desempenho do modelo OJ (2005), percebe-se que ele só foi superior ao OJ (2016) no ano de 2013, exceto, no terceiro Quartil. Vale lembrar que na operacionalização destes modelos utilizaram-se os lucros subsequentes, 2014 e 2015. Período no qual o mercado brasileiro apresentou menor desempenho em relação aos anos anteriores. Logo, observa-se que o OJ (2005) foi menos sensível a mudança nos lucros das empresas. Quando comparado ao RIV, o modelo OJ (2005) seguiu o mesmo comportamento do modelo OJ (2016), sendo também superior ao RIV nos primeiro e segundo Quartis, exceto em 2010.

No ano de 2013, a eficácia dos modelos na previsão do valor das empresas ficou bastante comprometida. Mudanças significativas nos lucros parecem comprometer a aplicabilidade destes modelos, o que indica ser um fator limitativo à sua adesão pelo mercado brasileiro. Não obstante isso, nos demais anos, nos quais os lucros foram mais persistentes, os resultados apontaram para a consistência dos modelos. Ao se comparar, por exemplo, a relação entre valor e preço no terceiro Quartil, observa-se que o menor valor foi 54% para o modelo OJ (2005), em 2012, e o percentual mais significativo foi do modelo RIV (87%) em 2010.

Ainda, no sentido de testar a comparabilidade dos modelos e a eficácia preditiva do valor da firma, foram realizados testes de correlação de *Spearman* entre o preço de mercado das ações e o valor obtido pelos modelos, em cada ano. Os coeficientes desta correlação foram apresentados na Tabela 3 abaixo.

Tabela 3: Coeficiente de teste de correlação de *Spearman* entre Preço e Valor.

Preço/Ano	RIV	OJ (2005)	OJ (2016)
2010	0,357***	0,543***	0,508***
2011	0,303***	0,443***	0,403***
2012	0,320***	0,456***	0,428***
2013	0,272***	0,271***	0,266***

Notas: *** Significativo ao nível de 1%, em que Preço/Ano é o preço da ação efetivamente negociado; RIV, OJ (2005) e OJ (2016) são as estimativas realizadas, respectivamente, com base nos modelos Ohlson (1995), Ohlson e Juettner-Nauroth (2005) e Ohlson e Johannesson (2016).

Fonte: dados da pesquisa (2016).

O resultado deste teste mostrou-se significativo ao nível de 1% para todas as estimativas realizadas. Em 2010, houve maior correlação entre preço e valor, com destaque para o modelo OJ (2005) que obteve o maior coeficiente. Por outro lado, o ano de 2013 obteve a menor correlação, período no qual as estimativas foram com base nos lucros de 2014 e 2015. Em todos os períodos, para os modelos OJ (2005) e OJ (2016) a correlação preço/lucro foi mais forte do que no modelo RIV, confirmando os resultados de Francis *et al.* (2000), Ho, Lee, Lin, Yu (2016) e Ohlson e Johannesson (2016). No entanto, pelo teste de correlação, não foi possível confirmar a superioridade do modelo OJ (2016) em relação ao OJ (2005), como defendido por Ohlson e Johannesson (2016).

Para aprofundar essa discussão, realizou-se o teste não-paramétrico de *Wilcoxon* buscando evidências de que não há diferenças estatisticamente significantes entre as médias dos valores estimados e dos efetivos preços negociados. A Tabela 4 reporta estes resultados.

Tabela 4: Resultado do Teste de *Wilcoxon* comparando as médias entre Preço e Valor das ações.

Ano	Estatística	RIV	OJ (2005)	OJ (2016)
2010	Z	2,265	3,069	2,844
	P-valor	(0,023)**	(0,002)***	(0,005)***
2011	Z	2,877	3,226	3,176
	P-valor	(0,004)***	(0,001)***	(0,002)***
2012	Z	5,022	5,157	4,882
	P-valor	(0,000)***	(0,000)***	(0,000)***
2013	Z	6,181	6,198	6,065
	P-valor	(0,000)***	(0,000)***	(0,000)***

Notas: *** Significativo ao nível de 1%, e **Significativo ao nível de 5% ; As informações entre parênteses correspondem ao p-valor.

Fonte: dados da pesquisa (2016).

O teste de *Wilcoxon* traz evidências sugerindo que existem diferenças estatisticamente significantes entre preço e valor, ao nível de significância de 1%, em todos os períodos e em todos os modelos. Apenas em 2010 o teste indicou a rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 5%. Ou seja, nesses períodos há indícios de que há diferenças entre as médias do preço e do valor para todos os modelos. Dessa forma, em média não se pode considerar que os modelos apresentaram valores iguais aos preços de mercado.

4.3 Comparação dos Modelos Estimados por Regressão Linear

Após obter o valor das empresas com base nas equações dos modelos, passa-se a uma análise das estimativas realizadas por meio de procedimentos econométricos. Examina-se o poder explicativo que cada modelo possui em prever o valor das ações. A Tabela 5 reporta os

resultados usando o método dos mínimos quadrados ordinários para o modelo RIV. A Tabela 6 apresenta os resultados para OJ (2005) e na Tabela 7, os resultados do modelo OJ (2016).

Em 2010, a relação entre preço e valor obtida pelo modelo RIV não apresentou significância estatística. Além disso, o coeficiente de determinação ajustado foi negativo e os parâmetros estimados, exceto o intercepto, também não foi considerado significativo. Comparando este resultado com os valores estimados pelos outros modelos (Tabela 6 e Tabela 7), verifica-se que o R^2 ajustado foi relativamente baixo nas duas estimativas. No entanto, um dos parâmetros foi considerado significativo no modelo OJ (2005) e três, no modelo OJ (2016). Vale salientar que neste período a contabilidade brasileira iniciava sua adesão integral às normas internacionais de contabilidade (IFRS), o que pode justificar a pouca significância dos modelos neste período.

O modelo RIV, mesmo com uma variável não significativa em 2011, obteve coeficiente de determinação igual a 30,4%. O modelo OJ (2005) – Tabela 6 – obteve comportamento semelhante ao RIV obtendo uma variável não significativa e R^2 de 31,0%. No entanto, o poder explicativo do modelo OJ (2016), conforme Tabela 7, foi relativamente maior, com R^2 ajustado de 38,0% e nenhuma variável considerada não significativa. Nesse período, a estimativa foi realizada com base nas informações contábeis de 2012 e 2013. Ao observar Tabela 1, verifica-se que a média dos lucros foram maiores nesse período.

Tabela 5: Resultado do Teste de Regressão para o modelo RIV (1995) no período 2010 a 2013.

RIV (1995) $P_{(RIV)ij} = \beta_0 + \beta_1 BV_{ij} + \beta_2 AB_{ij+1} + \beta_3 AB_{ij+2} + \varepsilon_{ij}^a$								
Ano	β_0	β_1	β_2	β_3	Estatística ^b F	R^2 Ajustado	Akaike ^c	Schwarz ^d
2010	1,293 (0,000)***	0,022 (0,386)	0,035 (0,296)	-0,025 (0,858)	0,510 (0,677)	-0,015	95,94	106,44
2011	0,879 (0,000)***	-0,075 (0,126)	0,042 (0,078)*	1,429 (0,048)**	15,680 (0,000)***	0,304	-6,30	4,19
2012	0,818 (0,000)***	-4,533 (0,000)***	-0,042 (0,259)	0,090 (0,772)	17,260 (0,036)**	0,055	140,42	150,92
2013	0,791 (0,000)***	0,321 (0,000)***	2,296 (0,000)***	-0,145 (0,685)	19,610 (0,000)***	0,356	-26,77	-16,27

Notas: *** Significativo ao nível de 1%, ** Significativo ao nível de 5%, * Significativo ao nível de 10%; a é a regressão linear usada no modelo RIV (1995), em que $P_{(RIV)ij}$ é o preço da ação da empresa i no tempo j estimado pelo modelo RIV (1995); β_0 , β_1 , β_2 e β_3 são os parâmetros a serem estimados; BV_{ij} é o valor do patrimônio líquido da empresa i no tempo j ; AB_{ij+1} e AB_{ij+2} são os retornos anormais da empresa i no tempo $j + 1$ e $j + 2$, respectivamente; ε_{ij} é o termo de erro da regressão; R^2 é o coeficiente de determinação ajustado; b é a Estatística da Regressão; c e d são, respectivamente, os valores referentes aos Critério de Informação de Akaike e Schwarz; As informações entre parênteses correspondem ao p-valor; Todas as variáveis foram deflacionadas a $P_{i,j-1}$.

Fonte: dados da pesquisa (2016).

Dessa forma, é possível inferir que na presença de lucros crescentes, ou com pouca variabilidade, os modelos OJ (2005) e OJ (2016) são mais consistentes do que o RIV, confirmando os estudos de Francis *et al.* (2000), Ho, Lee, Lin, Yu (2016). Também é possível observar que o modelo OJ (2016) foi, de fato, mais significativo do que o modelo OJ (2005), corroborando as suposições de Ohlson e Johannesson (2016).

Em relação a 2012, houve uma acentuada redução no R^2 ajustado. No entanto, os modelos apresentaram semelhante comportamento, ficando em torno de 5% a 7%. Nesse período, as estimativas foram realizadas com as informações referentes a 2013 e 2014, momento que os lucros médios das empresas começaram a diminuir, conforme pôde ser observado na Tabela 1, evidenciada anteriormente.

Tabela 6: Resultado do Teste de Regressão para o modelo OJ (2005) no período 2010 a 2013.

OJ (2005)		$P_{(OJ)ij} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{eps_{ij+1}}{r} + \alpha_2 Z_{ij+1} + \alpha_3 Z_{ij+2} + \varepsilon_{ij}^a$							
Ano	α_0	α_1	α_2	α_3	Estatística ^b F	R ² Ajustado	Akaike ^c	Schwarz ^d	
2010	1,215 (0,000)***	0,084 (0,014)**	-0,012 (0,771)	-0,007 (0,922)	1,650 (0,183)	0,019	92,50	103,00	
2011	0,881 (0,000)***	0,138 (0,000)***	-0,066 (0,104)	0,083 (0,031)**	16,100 (0,000)***	0,310	-7,17	3,32	
2012	1,209 (0,000)***	0,205 (0,002)***	0,021 (0,261)	0,188 (0,086)*	3,390 (0,021)**	0,066	139,20	149,70	
2013	0,807 (0,000)***	0,284 (0,000)***	-0,059 (0,139)	-0,053 (0,195)	18,290 (0,000)***	0,339	-24,15	-13,65	

Notas: *** Significativo ao nível de 1%, ** Significativo ao nível de 5%, * Significativo ao nível de 10%; a é a regressão linear usada no modelo RIV (1995), em que $P_{(OJ)ij}$ é o preço da ação da empresa i no tempo j estimado pelo modelo OJ (2005); α_0 , α_1 , α_2 e α_3 são os parâmetros a serem estimados; eps_{ij+1} é o lucro por ação da empresa i no tempo $j + 1$; Z_{ij+1} e Z_{ij+2} são os resultados contábeis anormais da empresa i no tempo $j + 1$ e $j + 2$ respectivamente; ε_{ij} é o termo de erro da regressão; R^2 é o coeficiente de determinação ajustado; b é a Estatística da Regressão; c e d são, respectivamente, os valores referentes aos Critério de Informação de Akaike e Schwarz; As informações entre parênteses correspondem ao p-valor; As variáveis foram deflacionadas a $P_{i,j-1}$.
Fonte: dados da pesquisa (2016).

Por outro lado, pode-se analisar os resultados referentes a 2012 do ponto de vista proposto por Nekrasov (2016), ou seja, examinando o papel dos componentes dos modelos. Assim, voltando-se para a Tabela 1, verifica-se que a média do valor contábil do patrimônio líquido por ação ($bvps$) foi crescente ao longo do período (2010 a 2015), enquanto que a média do lucro por ação (eps) passou por momentos de oscilações, sofrendo uma leve retração em 2015. Nessa perspectiva, esperava-se o RIV, por atribuir um peso significativo ao $bvps$ em sua composição, apresentasse resultado mais satisfatório do que os outros modelos, que tem como fundamento o lucro e o crescimento dos lucros. Sob esse aspecto, confirma-se Ohlson e Johannesson (2016) ao questionarem a relevância dessa variável para estimar o valor.

No ano de 2013, o valor do R^2 ajustado sinaliza para uma superioridade do RIV em relação aos demais modelos (35,6%), enquanto que OJ (2005) e OJ (2016) apresentaram coeficiente de determinação ajustado (conforme Tabelas 6 e 7) de 33,9% e 32,6%, respectivamente. Confirmando o posicionamento de Jorgensen *et al.* (2011) ao observarem que as estimativas por meio de OJ (2005) são geralmente inferiores ao RIV (1995). Vale salientar na estimativa desse ano, os modelos já estão absorvendo a redução que ocorreu nos lucros nos anos 2014 e 2015. Além disso, nenhum dos parâmetros relacionados a esses lucros foram considerados significativos. Inclusive, tanto pelo modelo RIV quando por OJ (2005), o intercepto apresentou sinal negativo, caracterizando uma relação inversa entre lucro e preço.

Tabela 7: Resultado do Teste de Regressão para o modelo OJ (2016) no período 2010 a 2013.

OJ (2016)		$P_{(OJ)ij} = \Psi_0 + \Psi_1(k_1 eps_{ij+1}) + \Psi_2(k_2 eps_{ij+2}) + \Psi_3(k_3 dps_{ij+1}) + \varepsilon_{ij}^a$						
Ano	Ψ_0	Ψ_1	Ψ_2	Ψ_3	Estatística ^b F	R ² Ajustado	Akaike ^c	Schwarz ^d
2010	1,252 (0,000)***	-1,035 (0,062)***	-0,002 (0,960)	-0,729 (0,082)*	2,130 (0,101)	0,033	91,08	101,58
2011	0,879 (0,000)***	-0,075 (0,049)**	0,042 (0,057)*	1,429 (0,000)***	21,610 (0,000)***	0,380	-18,09	-7,59
2012	0,818 (0,000)***	-4,533 (0,022)**	-0,042 (0,495)	0,090 (0,857)	3,520 (0,018)**	0,070	138,83	149,33
2013	0,818 (0,000)***	-4,533 (0,000)***	-0,042 (0,259)	0,090 (0,772)	17,260 (0,000)***	0,326	-22,07	-11,57

Notas: *** Significativo ao nível de 1%, ** Significativo ao nível de 5%, * Significativo ao nível de 10%; a é a regressão linear usada no modelo OJ (2016), em que $P_{(OJ)ij}$ é o preço da ação da empresa i no tempo j estimado

pelo modelo RIV (1995); Ψ_0, Ψ_1, Ψ_2 e Ψ_3 são os parâmetros a serem estimados; eps_{ij+1} é o lucro por ação esperado da empresa i na data $j + 1$; eps_{ij+2} é o lucro por ação da empresa i na data $j + 2$; dps_{ij+1} é o dividendo por ação da empresa i na data $j + 1$; Ψ_0, Ψ_1, Ψ_2 e Ψ_3 são os parâmetros a serem estimados; ε_{ij} é o termo de erro da regressão; e k_1, k_2 e k_3 são constantes obtidas conforme seção 2.3; ε_{ij} é o termo de erro da regressão; R^2 é o coeficiente de determinação ajustado; b é a Estatística da Regressão; c e d são, respectivamente, os valores referentes aos Critério de Informação de Akaike e Schwarz; Informações entre parênteses correspondem ao p-valor; As variáveis foram deflacionadas a $P_{i,j-1}$.
Fonte: dados da pesquisa (2016).

Feita essas considerações com base no valor do R^2 ajustado, continua-se a análise dos modelos através do Critério de informação de Akaike e do critério Baysiano de Schwarz. Estes critérios foram utilizados para comparar os modelos e obter um indicador que possibilite fazer a escolha entre o modelo mais adequado. Em todos os períodos analisados, observou-se que o modelo OJ (2016) apresentou o menor valor tanto pelo critério de Akaike quanto pelo critério de Schwarz. Indicando, portanto, a superioridade estatística desse modelo. Com isso, podemos confirmar os achados apresentados em seções anteriores de que esse modelo apresentou maior poder explicativo neste período. Também foi possível observar a superioridade do OJ (2005) em relação ao RIV.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste trabalho, o objetivo foi examinar empiricamente as vantagens e desvantagens da aplicação do modelo OJ (2016) em relação aos modelos RIV e OJ (2005) no mercado brasileiro de capitais. Os resultados apontaram para a superioridade do modelo OJ (2016) em relação ao modelo OJ (2005) quando as estimativas foram feitas diretamente pelas equações propostas nos modelos. Já o modelo RIV só teve maior consistência nos períodos em que os lucros sofreram maiores oscilações. E, quando analisada a correlação entre valor estimado e preço efetivamente negociado, o modelo OJ (2005) apresentou maior coeficiente.

Nos períodos de maior estabilidade nos lucros, o modelo OJ (2016) apresentou maior poder explicativo, sendo mais consistente na determinação do valor da empresa. No entanto, em momentos de redução nos lucros ou períodos de crise econômica o modelo RIV foi mais estável, estimando melhor o valor da firma. No entanto, análises adicionais confirmaram maior consistência estatística do modelo OJ (2016).

Por tanto, as evidências empíricas levantadas neste estudo sugerem que é possível a aplicabilidade do modelo OJ (2016) no mercado brasileiro de capitais. Não só pela sua simplificação metodológica em relação aos demais modelos, mas por trabalhar com parâmetros específicos das companhias que podem ser facilmente operacionalizados. Nesse contexto, a principal contribuição desta pesquisa é oferecer os recursos metodológicos e conceituais para definir objetivamente estes parâmetros, permitindo aos participantes do mercado uma nova abordagem para auxiliar nas suas decisões de investimentos. No aspecto acadêmico, as contribuições deste estudo se deram por fomentar discussões em torno de uma nova abordagem de avaliação de empresas que precisa ter sua eficácia comprovada em diversos contextos mercadológicos.

Por fim, destacam-se que os resultados aqui apresentados são limitados à amostra utilizada e às suposições feitas em relação ao custo de capital e ao uso de valores históricos como *proxy* para lucros futuros. Além da falta de estudos anteriores que servissem de parâmetro para confrontar os resultados aqui obtidos.

REFERÊNCIAS

Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE transactions on automatic control*, 19(6), 716-723.

- Bernard, V. L. (1995). The Feltham-Ohlson Framework: Implications for Empiricists. *Contemporary Accounting Research*, 11(2), 733-747.
- Brooks, C. (2014). *Introductory econometrics for finance*. Cambridge University Press.
- Da Cunha, M. F., Martins, E., & Neto, A. A. (2014). Avaliação de empresas no Brasil pelo fluxo de caixa descontado: evidências empíricas sob o ponto de vista dos direcionadores de valor nas ofertas públicas de aquisição de ações. *Revista de Administração*, 49(2), 251-266.
- De Almeida, J. E. F., Brito, G. A. S., Batistella, F. D., & Martins, E. (2012). Análise dos modelos de avaliação Residual Income Valuation, Abnormal Earnings Growth e Fluxo de Caixa descontado aplicados às ofertas públicas de aquisição de ações no Brasil. *Revista de Contabilidade e Organizações*, 6(16), 3.
- Edwards, E. O., & Bell, P. W. (1961). *The theory of and measurement of business income*. Berkeley, CA: University of California Press.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Ferreira, E. S., Nossa, V., Ledo, B. C. A., Teixeira, A. M. C., & Lopes, A. B. (2008). Comparação entre os modelos Residual Income Valuation (RIV), Abnormal Earnings Growth (AEG) e Fluxo de Caixa Livre (FCF): um estudo empírico no mercado de capitais brasileiro. *BBR-Brazilian Business Review*, 5(2), 152-172.
- Francis, J., Olsson, P., & Oswald, D. R. (2000). Comparing the accuracy and explainability of dividend, free cash flow, and abnormal earnings equity value estimates. *Journal of accounting research*, 38(1), 45-70.
- Galdi, F. C., Teixeira, A. J. C., & Lopes, A. B. (2008). Análise empírica de modelos de valuation no ambiente brasileiro: fluxo de caixa descontado versus modelo de Ohlson (RIV). *Revista Contabilidade & Finanças*, 19(47), 31-43.
- Gebhardt, W., Lee, C. M., & Swaminathan, B. (2001). Toward an implied cost of capital. *Journal of Accounting Research*, 39, 135-176.
- Girão, L. F. D. A. P., Martins, O. S., & Paulo, E. (2014). Avaliação de empresas e probabilidade de negociação com informação privilegiada no mercado brasileiro de capitais. *Revista de Administração*, 49(3), 462.
- Healy, P., & Palepu, K. (2012). *Business Analysis Valuation: Using Financial Statements*. Cengage Learning.
- Ho, K. C., Lee, S. C., Lin, C. T., & Yu, M. T. (2016). A Comparative Analysis of Accounting-Based Valuation Models. *Journal of Accounting Auditing & Finance*, 1, 15.
- Jorgensen, B. N., Lee, Y. G., & Yoo, Y. K. (2011). The valuation accuracy of equity value estimates inferred from conventional empirical implementations of the abnormal earnings growth model: US evidence. *Journal of Business Finance & Accounting*, 38(3-4), 446-471.
- Liu, J., Nissim, D., & Thomas, J. (2002). Equity valuation using multiples. *Journal of Accounting Research*, 40, 135-171.
- Lopes, A. B., de Sant'Anna, D., & da Costa, F. M. (2007). A relevância das informações contábeis na Bovespa a partir do arcabouço teórico de Ohlson: avaliação dos modelos de Residual Income Valuation e Abnormal Earnings Growth. *Revista de Administração da Universidade de São Paulo*, 42(4).
- Martins, E. (2006). *Avaliação de empresas: da mensuração contábil à econômica*. São Paulo: Atlas.
- Nekrasov, A. (2016). Equity Value as a Function of (eps1, eps2, dps1, bvps, beta): Concepts and Realities. Discussion of Ohlson and Johannesson. *Abacus*, 52(1), 100-105.
- Ohlson, J. A. (1995). Earnings, book values, and dividends in equity valuation. *Contemporary accounting research*, 11(2), 661-687.

- Ohlson, J. A. (1998). Comments on an Analysis of Historical and Future-oriented Information in Accounting-based Security Valuation Models. *Contemporary Accounting Research* (Summer).
- Ohlson, J. A., & Juettner-Nauroth, B. E. (2005). Expected EPS and EPS growth as determinants of value. *Review of accounting studies*, 10 (2-3), 349-365.
- Ohlson, J. A., & Lopes, A. B. (2007). Avaliação de empresa com base em números contábeis. *Brazilian Business Review*, 4(2), 96-103.
- Ohlson, J., & Johannesson, E. (2016) Equity Value as a Function of (eps1, eps2, dps1, bvps, beta): Concepts and Realities. *Abacus*, 52: 70–99.
- Peasnell, K. (1982). Some formal connections between economic values and yields and accounting numbers. *Journal of Business, Finance and Accounting*, 361–381.
- Penman, S. H. (1998). A synthesis of equity valuation techniques and the terminal value calculation for the dividend discount model. *Review of Accounting Studies*, 2(4), 303-323.
- Penman, S. H., & Sougiannis, T. (1998). A comparison of dividend, cash flow, and earnings approaches to equity valuation. *Contemporary accounting research*, 15(3), 343-383.
- Pereiro. The practice of investment valuation in emerging markets: evidence from Argentina. *Journal of Multinational Financial Management*, v. 16, p.160-183, 2006.
- Plenborg, T. (2002). Firm valuation: comparing the residual income and discounted cash flow approaches. *Scandinavian Journal of Management*, 18(3), 303-318.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics*, 6(2), 461-464.