

**Análise do Modelo de Ohlson para empresas brasileiras: uma abordagem de cointegração para dados em painel**

**JÚLIO PEREIRA DE ARAÚJO**  
UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO (UFPE)  
juliop.araujo@gmail.com

**MARCOS ROBERTO GOIS DE OLIVEIRA**  
UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO (UFPE)  
mrgois@hotmail.com

# **Análise do Modelo de Ohlson para empresas brasileiras: uma abordagem de cointegração para dados em painel**

## **1 INTRODUÇÃO**

Os participantes do mercado de capitais estão sempre à procura de ações de valor e de um método de avaliação válido que irá levá-los ao valor inerente à ação. Entre os fatores que podem influenciar os preços das ações, as informações das demonstrações contábeis têm um lugar importante. Uma vez que essa fonte de informação é obrigatória, com elevado grau de quantificação e padronização, o interesse dos investidores e a sensibilidade à sua divulgação são consideráveis. Por exemplo, os vários estudos que têm sido conduzidos para prever os preços das ações mostraram um aumento no papel do valor contábil na avaliação de ações e na relação dessa variável com o valor de mercado das empresas (DUNG, 2010; ETEMADI E MOUGOUIE, 2015).

Desde a publicação do primeiro estudo sobre este tema por Ball e Brown em 1968 até 1995, houve muitas tentativas, principalmente empíricas, para medir a relevância do valor da informação das demonstrações financeiras. No entanto, uma característica comum importante de todos esses estudos é a falta de uma base teórica sólida, pois não foram fornecidas respostas satisfatórias a duas perguntas essenciais: (i) que informações das demonstrações financeiras deve-se levar em conta numa relação direta com os preços das ações? e (ii) qual é o modelo teórico que mede esse valor-relevância? Em um artigo de pesquisa publicado em 1995, James Ohlson conseguiu responder a essas perguntas com uma base teórica sólida e seus resultados influenciaram fortemente os estudos sobre a relevância do valor da informação das demonstrações contábeis (DUNG, 2010).

O modelo de Ohlson (1995) é derivado dos métodos de fluxo de caixa descontado, que buscam determinar o valor da empresa estimando os fluxos de caixa que serão gerados no futuro e, em seguida, descontando-os a uma taxa de desconto adequada (FERNANDEZ, 2013). Mais especificamente, Ohlson (1995) mostrou que o valor inerente da empresa é igual ao valor contábil do patrimônio líquido (PL) mais o valor presente dos lucros anormais futuros, acrescido de uma variável escalar que representa “outras informações”. Seu modelo foi amplamente estudado por causa de sua importância tanto na avaliação do preço atual das ações quanto na previsão de seu preço futuro (LEE, CHEN E TSAI, 2014).

Este artigo inicia-se com a apresentação do problema de pesquisa e do objetivo a que o mesmo pretende atingir. Em seguida será apresentada a fundamentação teórica que orientou esta pesquisa. Logo após será mostrada a metodologia utilizada, seguida dos principais resultados alcançados. Por fim, serão apontadas as principais conclusões alcançadas no estudo.

### **1.1 Problema de Pesquisa e Objetivo**

A principal contribuição do Modelo de Ohlson é fornecer como quadro teórico um trabalho para a avaliação de ações com base nas variáveis fundamentais da contabilidade (lucro e valor contábil). Além disso, permitir que quaisquer “outras informações” interfiram na previsão do valor da empresa (ETEMADI E MOUGOUIE, 2015). Ohlson (1995) sugere que essas “outras informações” no modelo devem ser pensadas como resumindo eventos relevantes para o valor que ainda não tiveram impacto nas demonstrações financeiras. Elas são referentes a lucros futuros (anormais) independentes dos lucros atuais e passados (anormais). Em outras

palavras, as "outras informações" capturam todas as informações não contábeis que serão eventualmente refletidas em lucros anormais futuros (LEE, LIN E YU, 2012).

Há várias tentativas de identificar a variável "outras informações". Elas incluem previsões consensuais de analistas a respeito dos lucros do próximo ano (Dechow et al. (1999)); dividendos (Hand and Landsman (1998)); rendas e fluxos de caixa (Barth et al. (1999)), etc. (LEE, LIN E YU, 2012). Ohlson (2001) chamou essa variável de "misteriosa" e afirmou que as previsões de analistas constituem uma ferramenta razoável para mensurar os lucros futuros esperados (CUPERTINO E LUSTOSA, 2006).

Embora essa linha de abordagem preencha potencialmente o elo perdido no modelo de Ohlson, o foco inevitavelmente se transformou em se as "outras informações" foram corretamente especificadas e quão bem elas se encaixam no modelo. Porém, como não se pode especificar totalmente o que são essas "outras informações", a essência e o espírito do processo dinâmico de Ohlson para relacionar o valor de mercado com o valor contábil e o lucro anormal ficam largamente ignorados ou esquecidos (LEE, LIN E YU, 2012).

Além disso, no caso específico das empresas brasileiras, os três estudos realizados no Brasil a que se teve acesso (Lima (2008), Ferreira (2010) e Schuch (2013)) que utilizaram a previsão dos analistas como *proxy* para a variável "outras informações" forneceram resultados estatisticamente não significativos, além das limitações referentes a amostras pequenas não passíveis de generalização dos resultados, haja vista que apenas uma pequena parcela das empresas listadas na Bovespa é analisada pelos analistas do mercado. Por exemplo, uma das conclusões de Ferreira (2010) foi que o poder explicativo das variáveis contábeis lucro e valor do PL, em relação às "previsões dos analistas", na média, é mais alto, pois, segundo o autor, os analistas ainda enfocam mais as informações extraídas da contabilidade como base de formulação de suas previsões, do que as "outras informações".

Dessa forma, esse estudo considerou uma metodologia distinta dos outros trabalhos publicados no Brasil, utilizando apenas as duas variáveis contábeis contidas no modelo de Ohlson para avaliar as empresas brasileiras listadas na Bovespa, sem considerar as "outras informações". Para isso, foi utilizado o método de cointegração para dados em painel, a exemplo de Lee, Chen e Tsa (2014), Vázquez, Valdés e Porras (2011) e Valdés e Vázquez (2010).

Cointegração refere-se a circunstâncias em que variáveis não-estacionárias são interligadas através de uma relação de equilíbrio de longo prazo. Embora o modelo de Ohlson não considerasse a não-estacionaridade do valor de mercado, do valor contábil e do lucro anormal, o valor de mercado ainda pode se relacionar com o valor contábil o lucro anormal através da cointegração (LEE, CHEN E TSA, 2014).

Assim, esse estudo investigou o seguinte problema de pesquisa: **as variáveis contábeis utilizadas no modelo de Ohlson conseguem prever sozinhas os movimentos futuros dos preços das ações no mercado brasileiro, sem a necessidade de estimar o vetor "outras informações" contido no modelo?**

O objetivo deste trabalho é verificar se existe relação de equilíbrio de longo prazo entre o preço das ações e as variáveis valor contábil do PL e lucros anormais, contidas no modelo de Ohlson. Para isso, buscou-se confirmar se a metodologia de cointegração para o modelo de Ohlson funciona para a previsão do valor das empresas brasileiras, a exemplo dos estudos internacionais citados acima.

## 2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

### 2.1 Modelo de Ohlson

O Modelo de Ohlson (1995) é derivado do método de fluxo de dividendos. Nele, o valor de uma empresa é calculado como o somatório do valor contábil do PL da companhia com o valor presente dos lucros residuais (anormais) esperados (GALDI, TEIXEIRA E LOPES, 2008). O modelo satisfaz muitas propriedades atraentes e fornece uma referência útil quando se conceitua como o valor de mercado se relaciona com dados contábeis e outras informações (OHLSON, 1995).

Três pressupostos formulam o modelo de avaliação. O primeiro, como padrão, o valor presente dos dividendos esperados (PVED) determina o valor de mercado. Para simplificar, a neutralidade de risco se aplica para que o fator de desconto seja igual à taxa livre de risco. No segundo pressuposto, aplica-se a teoria contábil de patrimônio líquido regular: os dados contábeis e os dividendos satisfazem a *clean surplus relation* e os dividendos reduzem o valor contábil do PL sem afetar os lucros atuais (OHLSON, 1995).

Por fim, no terceiro pressuposto, um modelo linear enquadra o comportamento estocástico da série temporal de lucros anormais. Essa variável é definida como lucros menos um encargo para o uso de capital. Uma vez que o PVED e a *clean surplus relation* implicam que o valor de mercado é igual ao valor contábil do PL mais o valor presente de lucros anormais futuros esperados, a análise de avaliação pode se concentrar na previsão dos lucros anormais em vez de dividendos. A variável "outras informações" satisfaz um processo autorregressivo (regular). As duas equações dinâmicas combinam com a *clean surplus relation* para assegurar que todos os eventos relevantes para o valor serão absorvidos pelos lucros e valores contábeis do PL dos períodos atuais ou subsequentes (OHLSON, 1995).

As três premissas levam a uma solução de avaliação linear que explica o *goodwill*, ou seja, o valor é igual ao valor contábil do PL mais uma função linear do lucro anormal atual e a variável escalar que representa outras informações. Uma restrição simples elimina a variável escalar tanto na função de avaliação quanto na dinâmica de lucros anormais; o caso mostra que o lucro anormal atual determina o *goodwill* se, e somente se, lucros anormais satisfizerem um processo autorregressivo (OHLSON, 1995).

Considerando-se uma economia com neutralidade de risco e expectativas homogêneas, inicia-se o desenvolvimento do modelo por sua primeira premissa, qual seja, que o valor de mercado da empresa é igual ao valor presente dos dividendos futuros esperados. Dado que as taxas de juros satisfazem uma estrutura não-estocástica e plana, a premissa se reduz a (OHLSON, 1995):

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

onde:

$P_t$ : valor de mercado, ou preço, do patrimônio da empresa na data  $t$ ;

$d_t$ : dividendos líquidos pagos na data  $t$ ;

$R_f$ : taxa livre de risco mais 1;

$E_t[.]$ : operador do valor esperado condicionado à informação da data  $t$ .

Com relação à segunda premissa, observa-se que a mudança no valor contábil do PL entre duas datas é igual a lucros menos dividendos, ou seja, o modelo impõe a *clean surplus relation*, que pode ser formulada como segue (OHLSON, 1995):

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

onde:

$x_t$ : lucros para o período  $(t-1, t)$ ;

$y_t$ : valor contábil do PL líquido na data  $t$ .

Pode-se aplicar a *clean surplus relation* (equação 2) para expressar  $P_t$  em termos de lucros futuros (esperados) e valores contábeis de PL em vez da sequência de dividendos (esperados) na fórmula PVED (equação 1). Assim, define-se (OHLSON, 1995):

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

Onde  $x_t^a$  representa os lucros anormais.

Combinado com a *clean surplus relation*, a definição implica (OHLSON, 1995):

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

Usando essa expressão para substituir  $d_{t+1}, d_{t+2}, \dots$  na fórmula PVED (equação 1), resulta a equação (OHLSON, 1995):

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

Assim, a fórmula tem uma interpretação direta e intuitivamente atraente: o valor de uma empresa é igual ao seu valor contábil do PL ajustado pelo valor presente dos lucros anormais antecipados (OHLSON, 1995).

A terceira e última suposição diz respeito ao comportamento da série temporal dos lucros anormais. Duas variáveis entram na especificação: lucros anormais,  $x_t^a$ , e outras informações além dos lucros anormais,  $V_t$  (OHLSON, 1995).

Assumindo que  $\{\tilde{x}_\tau^a\}_{\tau \geq 1}$  satisfaz o processo estocástico (OHLSON, 1995):

$$\tilde{x}_{\tau+1}^a = \omega x_\tau^a + V_t + \varepsilon_{1t+1} \quad (6)$$

$$\tilde{V}_{t+1} = \quad + \gamma V_t + \varepsilon_{2t+1} \quad (7)$$

onde os termos de erros  $\varepsilon_{1\tau}, \varepsilon_{2\tau}, \tau \geq 1$ , são imprevisíveis, têm média-zero e variáveis, isto é:  $E_t [\varepsilon_{kt+\tau}] = 0, k = 1,2$  e  $\tau \geq 1$  (OHLSON, 1995).

Essa terceira suposição não impõe restrições sobre as variâncias e covariâncias dos termos de perturbação. Por exemplo, as variâncias podem ser heterocedásticas (OHLSON, 1995).

Os parâmetros do processo,  $\omega$  e  $\gamma$ , são fixos e "conhecidos". Restringe-se que esses parâmetros sejam não-negativos e menores que um. A última condição implica que os meios incondicionais de  $x_t^a$  e  $V_t$ , são zero (OHLSON, 1995).

A equação 6 coloca o coeficiente associado com  $V_t$  igual a um sem perda de generalidade. A questão é simplesmente um de escala. Note-se ainda que  $V_t$  é irrelevante na dinâmica se  $V_0 = \varepsilon_{2\tau} = 0$ , para todo  $\tau \geq 1$ . Este caso especial é equivalente a  $V_1 = V_2 = \dots = 0$  e  $\{x_\tau^a\}_\tau$  satisfaz um processo regular de autoregressão (OHLSON, 1995).

A equação 7 mostra que as previsões  $E_t [\tilde{V}_{t+\tau}]$ ,  $\tau \geq 1$ , dependem, no máximo, de  $V_t$ , e não de  $x_t^a$ . Impõe-se a independência porque  $V_t$ , deve ser pensado como resumindo eventos relevantes do valor que ainda devem ter um impacto sobre as demonstrações financeiras. Tal informação suporta futuros lucros (anormais) independentemente de lucros (anormais) atuais e passados. O modelo também implica que as realizações de  $V_t$  (ou  $\varepsilon_{2t}$ ) não podem "ignorar" as demonstrações financeiras. Essas realizações alimentam a sequência  $x_{t+1}^a, x_{t+2}^a, \dots$ , e cada realização de  $x_t^a$ , por sua vez, atualiza a data  $t$  valor contábil do PL através da equação recursiva (OHLSON, 1995):

$$y_t = x_t^a + R_f y_{t-1} - d_t \quad (8)$$

Com base três suposições, para derivar a função de avaliação, usa-se a equação 5 e se avalia  $\sum_{\tau=1}^{\infty} R_f^{-\tau} E_t [\tilde{x}_{t+\tau}^a]$  dado a dinâmica da terceira suposição. A linearidade na especificação conduz a uma solução linear (OHLSON, 1995):

$$P_t = y_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 V_t \quad (9)$$

onde:

$$\alpha_1 = \omega / (R_f - \omega) \geq 0$$

$$\alpha_2 = R_f / (R_f - \omega)(R_f - \gamma) \geq 0$$

A equação 9 implica que o valor de mercado é igual ao valor contábil do PL ajustado para (i) a rentabilidade atual medida por lucros anormais e (ii) outras informações que modificam a previsão de rentabilidade futura. Elimina-se (ii) restringindo  $x_t^a$  para satisfazer um processo autorregressivo. Esta versão especial da terceira suposição postula que  $V_t \equiv 0$  e, portanto, lucros anormais, sozinhos, determinam o *goodwill* se e somente se lucros anormais atuais forem suficientes na previsão de lucros anormais futuros (OHLSON, 1995).

Como esse artigo pretende utilizar o Modelo de Ohlson com uma metodologia de cointegração, são apresentados a seguir estudos semelhantes realizados em outros países.

## 2.2 Evidências Empíricas

Lee, Chen e Tsa (2014) usaram um método de cointegração em painel para testar o modelo de Ohlson (1995). A amostra constitui empresas listadas nos EUA durante o período de 1986 a 2004. O objetivo foi saber se o valor fundamental das empresas são cointegrados com valor de mercado. Os resultados apoiaram a hipótese de cointegração de que existe uma relação

de equilíbrio de longo prazo entre o valor fundamental de uma empresa e o valor de mercado. Posteriormente, o estudo avaliou o poder preditivo do modelo de Ohlson para a avaliação futura do valor de mercado. Os resultados mostraram que o modelo de Ohlson pode prever os movimentos futuros dos preços das ações com muito mais precisão em qualquer horizonte previsto.

Vázquez, Valdés e Porras (2011) investigaram os determinantes dos preços das ações em seis mercados latino-americanos emergentes (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru). Para isso, testaram o modelo tradicional de Ohlson e uma versão internacional dele, que incluía o índice Dow Jones como uma variável explicativa adicional. Utilizando metodologias de cointegração de séries temporais e de dados em painel para avaliar as relações de longo prazo entre as variáveis postuladas por ambos os modelos e usando dados trimestrais para o período 2000 a 2010, encontraram que as técnicas de dados de painel podem ser melhores do que as de séries temporais para as avaliações. Eles apoiaram o uso dos modelos Ohlson e, especialmente, os internacionais. Os resultados foram válidos para a amostra geral e para as empresas comerciais e de construção.

Valdés e Vázquez (2010) utilizaram métodos de cointegração para investigar a relação entre as variáveis do modelo Ohlson (preço das ações, lucro por ação e valor contábil) com dados do painel para as empresas mexicanas, no período de 1997 a 2008. Os testes de cointegração foram aplicados a nível individual e grupal (por todas as empresas e por setores). Os resultados empíricos, com base no teste de Johansen, indicaram que existem algumas relações de cointegração individuais. O teste de cointegração do painel mostraram que as variáveis no modelo de Ohlson não são cointegradas para o setor de Construção, embora sejam para os setores Comercial e de Alimentos e Bebidas.

### **3 METODOLOGIA**

A metodologia aplicada neste estudo baseia-se nos trabalhos de Vázquez, Valdés e Porras (2011), Lee, Chen e Tsa (2014) e Valdés e Vázquez (2010), que usaram cointegração de dados em painel para testar o Modelo de Ohlson em mercados latino-americanos emergentes, nas empresas americanas e nas empresas mexicanas, respectivamente. Dessa vez, pretende-se aplicar tal método para as empresas brasileiras listadas na Bovespa.

O universo da pesquisa foi composto por todas as empresas listadas na Bovespa. Porém, foram excluídas da amostra as que tinham PL negativo no período do estudo, pois, segundo Cupertino (2003) e Schuch (2013), não podem ser interpretadas em termos econômicos, já que qualquer modelo de fluxo de caixa pressupõe a continuidade das empresas na economia, premissa que provavelmente não seria cumprida se o valor do PL fosse negativo.

Também foram retiradas as empresas que não possuíam dados de PL e de lucros divulgados para todos os anos considerados no trabalho e que não tiveram ações negociadas durante todo o período de 2010 a 2016, já que os valores de mercado foram calculados com o uso dos preços das ações e dos números de ações em circulação.

Assim, a amostra final compreendeu um total de 144 empresas que possuíam ações listadas na Bovespa no período de 2010 a 2016. A limitação do período se deu devido à maior disponibilidade dos dados, com o intuito de considerar mais empresas na amostra, pois quanto menor o período, maior a quantidade de empresas com ações negociadas em todo o tempo considerado. Outros motivos para a escolha do período foram as mudanças contábeis a partir de 2008 e o fato do Formulário de Referência, disponível no site da Bovespa e usado para obter as quantidades de ações negociadas por cada empresa, só estar disponível a partir de 2010.

Essas empresas foram agrupadas com base no tipo de atividade econômica que desenvolvem. Para isso, utilizou-se da classificação setorial da Bovespa. Segundo Vázquez,

Valdés e Porras (2011), a heterogeneidade dessas atividades econômicas sugere que o desempenho das empresas e os preços de ações específicos podem depender das condições prevalentes nos mercados locais e globais.

As variáveis independentes utilizadas foram valor contábil do PL e lucro anormal, sendo esse último calculado segundo a equação 3. A variável dependente é o valor de mercado das empresas, que foi calculado como o valor da ação multiplicado pelo número de ações em circulação no final de cada ano. Para as empresas que possuem ações ordinárias e preferenciais, o valor de mercado foi calculado como a média ponderada dos preços de cada ação pelas respectivas quantidades de ações. Sempre que necessário os valores da variável Valor de Mercado foram expressos em logaritmo.

Os dados foram obtidos através da base de dados da Bovespa, utilizando-se das demonstrações financeiras consolidadas das empresas. Posteriormente, foram tratados e tabulados em planilhas do Microsoft Excel. Para a realização dos cálculos e testes econométricos, utilizou-se dos softwares Eviews e Stata.

A metodologia geral utilizada foi a de dados em painel. Os resultados econométricos do trabalho de Vázquez, Valdés e Porras (2011) mostraram que o uso de séries temporais individuais pode ser um tanto limitado para avaliar os modelos de Ohlson, afirmando que os testes para dados de painel suportam o uso desses modelos.

Baltagi (2005) cita alguns benefícios para o uso de dados em painel, como: (i) controlam a heterogeneidade individual, ao contrário das séries temporais e de cortes transversais, que correm o risco de obter resultados tendenciosos; (ii) fornecem dados mais informativos, mais variabilidade, menos colinearidade entre as variáveis, mais graus de liberdade e mais eficiência, ao contrário dos estudos de séries temporais, que são contaminados com multicolinearidade; (iii) são mais capazes de estudar a dinâmica do ajuste, já que as distribuições de *cross-section* que parecem relativamente estáveis escondem uma infinidade de variações; (iv) são mais capazes de identificar e medir efeitos que simplesmente não são detectáveis em dados puros de *cross-section* ou de séries temporais; e (v) permitem construir e testar modelos comportamentais mais complicados do que dados puramente de corte transversal ou de séries temporais (BALTAGI, 2005).

Para os procedimentos econométricos, o trabalho utiliza a metodologia de cointegração de dados em painel, com o objetivo de evitar a estimativa de relações espúrias de longo prazo entre as variáveis. Vázquez, Valdés e Porras (2011) encontraram que as técnicas de dados em painel podem ser melhores do que as de séries temporais para a avaliação da cointegração.

A metodologia usada teve quatro principais etapas: (i) testes para a verificação da dependência de *cross section* entre as variáveis; (ii) testes de estacionariedade para as variáveis, observando se há ou não a presença de raízes unitárias; e (iii) testes de cointegração de dados em painel.

### 3.1 Testes de Dependência de Cross Section

Segundo Cardoso e Bittencourt (2013), a dependência de *cross section* pode gerar regressões espúrias para a maioria dos estimadores e esse é um problema que raramente é tratado nos trabalhos empíricos que usam dados em painel.

O presente trabalho usou o teste de Pesaran (2004) com a hipótese nula de que não existe dependência entre as *cross sections*. Além do motivo citado acima, esse teste foi usado para decidir qual tipo de teste de raiz unitária será utilizado, pois um grupo de testes chamado de primeira geração considera que as séries não possuem dependência de *cross section*, enquanto o grupo de segunda geração permite tal problema.



### 3.2 Testes de Raiz Unitária

Os testes de raiz unitária em dados em painel foram desenvolvidos com o objetivo de dar maior robustez aos testes de estacionariedade tradicionais de séries temporais, pois combinam informações da dimensão da série temporal com a dimensão *cross section* (BANERJEE, 1999). Eles têm como objetivo checar se as variáveis no modelo são estacionárias ou não, ou seja, se as séries individuais contêm raízes unitárias.

O primeiro passo para fazer o painel cointegrado é conferir se as séries são não estacionárias em nível. Caso a série seja não-estacionária, pode-se torná-la estacionária através de diferenciações da série original. Assim, diz-se que uma série é integrada de primeira ordem I (1) quando se aplica uma vez a diferença na série original para se obter a estacionariedade.

Especificamente, estimou-se a ordem de integração das variáveis com quatro diferentes testes de raiz unitária: Im, Pesaran e Shin (IPS) (2003), Maddala e Wu (Fischer-ADF) (1999), Levin, Lin e Chu (LLC) (2002) e Hadri LM (2000). Esse último foi utilizado porque permite a dependência de *cross section*, já que os três primeiros não consideram esse problema. Assim, foram necessários quatro testes porque eles assumem suposições diferentes com relação à natureza dos dados.

### 3.3 Testes de Cointegração

Para executar os testes de cointegração em painel, são aplicados os testes propostos por Pedroni (1999) e Kao (1999), que têm como hipótese nula a não cointegração para os dados da amostra.

Os testes de Pedroni (1999) permitem regressores múltiplos, que o vetor de cointegração varie entre as diferentes seções do painel, e também a heterogeneidade no erro através de unidades de seções transversais. Já os testes de Kao (1999) são testes DF e ADF baseados em resíduos para a cointegração em painel de dados, e impõe vetores homogêneos de cointegração. No entanto, ele não permite múltiplas variáveis exógenas sobre o vetor de cointegração, nem identifica os casos em que existe mais do que um vetor de cointegração (RIVERA ET AL, 2012).

A metodologia de Pedroni (1999) é baseada em sete testes, em que quatro são baseados na dimensão *within* (testes de cointegração em painel) e os outros três são baseados na dimensão *between* (testes de cointegração de painel *group mean*). A estatística de cointegração de painel *group mean* é mais geral, permitindo a heterogeneidade dos coeficientes sob a hipótese alternativa (ROCHA E BARBI, 2009).

Os testes de Pedroni (1999) e kao (1999) se baseiam na metodologia Engle-Granger (1987), que examina os resíduos de uma regressão realizada utilizando variáveis integradas de ordem (1); se há cointegração, então os resíduos devem ser I (0) (SCARPELLI, 2010).

A seguir, são apresentados os resultados de cada etapa da metodologia.

## 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Nesta seção são analisados e discutidos os resultados do estudo. Realizou-se a priori a análise da estatística descritiva dos dados gerais e dos setores econômicos com base na classificação da Bovespa. Logo após, foram realizados os testes de dependência de *cross section*, de raiz unitária e de cointegração.

## 4.1 Estatística Descritiva

Inicialmente é apresentado o número de empresas total e por setor que fizeram parte da amostra do estudo. Os dados podem ser visualizados na Tabela 1 abaixo.

Observa-se um total de 144 empresas divididas em dez setores econômicos, conforme classificação da Bovespa. Dentre eles, a maior quantidade de empresas é do setor 4 (Consumo Cíclico) com 33 empresas, seguidos pelo setor 3 (Financeiro e Outros) com 30 empresas e pelo setor 2 (Utilidade Pública) com 26 empresas. Já o que possui o menor quantitativo é o setor 2 (Petróleo, Gás e Biocombustíveis), com apenas duas empresas na amostra. Nesse último caso, pela pequena quantidade de empresas, as análises podem ter sido comprometidas. Porém, optou-se pela separação, haja vista serem empresas de grandes valores de mercado em relação às demais.

Tabela 1 – Número de empresas por setor

Nº	SETORES	Nº DE EMPRESAS
1	Dados Gerais	144
2	Utilidade Pública	26
3	Financeiro e Outros	30
4	Consumo Cíclico	33
5	Materiais Básicos	15
6	Consumo Não Cíclico	7
7	Bens Industriais	18
8	Saúde	7
9	Tecnologia da Informação	3
10	Telecomunicações	3
11	Petróleo, Gás e Biocombustíveis	2

Fonte: Elaboração Própria.

## 4.2 Dependência de cross section

Os resultados do teste de dependência de *cross section* de Pesaran (2004) estão apresentados na Tabela 2, tanto para a amostra geral quanto para os setores. A hipótese nula do teste é de que não há dependência de *cross section*. Assim, considerando um nível de significância de 0.05, utilizado nesse estudo, uma variável que possui estatística igual ou abaixo desse valor apresenta dependência de *cross section*.

Analisando-se a tabela, pode-se perceber que não foi encontrado um padrão entre as variáveis, sendo que umas possuem dependência de *cross section* e outras não. Dentre os setores que possuem nas três variáveis estão amostra Geral, Consumo Cíclico, Financeiro e Outros, Materiais Básicos e Utilidade Pública. Dentre os setores que não possuem nas três variáveis estão Consumo Não Cíclico, Petróleo, Gás e Biocombustíveis, Saúde e Tecnologia da Informação. O setor de Bens Industriais apresentou dependência apenas na variável Valor Contábil do PL e o setor de Telecomunicações apresentou independência do *cross section* apenas na variável lucro anormal.

Diante da dependência de *cross section* apresentada por algumas variáveis, pôde-se escolher os testes de raiz unitária de dados em painel mais adequados, haja vista que uns consideram a dependência de *cross section* e outros não. Os resultados desses testes são expostos no próximo tópico.

Tabela 2 - Teste de Pesaran (2004)

Amostra	Variável	Estat.	Prob.
Geral	V.M.	30.55465 *	0.0000
	P.L.	46.10954 *	0.0000
	L.A.	66.62885 *	0.0000
Bens Industriais	V.M.	4.200877 *	0.0000
	P.L.	1.685155	0.0920
	L.A.	12.27474 *	0.0000
Consumo Cíclico	V.M.	16.34676 *	0.0000
	P.L.	18.67004 *	0.0000
	L.A.	24.90077 *	0.0000
Consumo Não Cíclico	V.M.	0.022573	0.9820
	P.L.	0.778144	0.4365
	L.A.	0.057402	0.9542
Financeiro e Outros	V.M.	3.741714 *	0.0002
	P.L.	22.50705 *	0.0000
	L.A.	15.02008 *	0.0000
Materiais Básicos	V.M.	7.610615 *	0.0000
	P.L.	2.524821 *	0.0116
	L.A.	7.708819 *	0.0000
Petróleo, Gás e Bio.	V.M.	1.370105	0.1707
	P.L.	1.698372	0.0894
	L.A.	-0.533717	0.5935
Saúde	V.M.	0.388593	0.6976
	P.L.	0.983269	0.3255
	L.A.	-0.024363	0.9806
Tec. da Informação	V.M.	-0.418976	0.6752
	P.L.	-1.692849	0.0905
	L.A.	-0.252184	0.8009
Telecomunicações	V.M.	0.295388	0.7677
	P.L.	1.689458	0.0911
	L.A.	3.668280 *	0.0002
Utilidade Pública	V.M.	3.300794 *	0.0010
	P.L.	4.900351 *	0.0000
	L.A.	6.447754 *	0.0000

Fonte: Elaboração Própria.

\* Variável significativa a 5%.

### 4.3 Estacionariedade

Enquanto nos testes de IPS (2003), Fisher ADF (1999) e LLC (2002) a hipótese nula é de que existe raiz unitária, no teste Hadri LM (2000) a hipótese nula indica nenhuma raiz unitária em qualquer uma das séries no painel. Sua hipótese alternativa é de que exista pelo menos uma raiz unitária no painel. O primeiro grupo de testes foi utilizado para as variáveis que não apresentaram dependência de *cross section*, enquanto o teste de Hadri LM (2000) foi utilizado para as empresas que apresentaram tal dependência, já que o teste permite a inclusão desse problema. Os resultados para os testes IPS (2003), Fisher ADF (1999) e LLC (2002) estão na Tabela 3, enquanto as saídas do teste de Hadri LM (2000) estão na Tabela 4.

Tabela 3 - Testes de IPS (2003), Fisher ADF (1999) e LLC (2002)

Variável	Bens Indust.	Cons. Não Cíclico	Petr., Gás e Bio.	Saúde	Tec. da Inform.	Telecom.
V.M.						
IPS	-	-0.56494 (0.2861)	0.01004 (0.5040)	0.47308 (0.6819)	-2.54427 * (0.0055)	-2.66343 * (0.0039)
Fisher	-	17.7742 (0.2173)	3.18664 (0.5271)	9.22635 (0.8163)	17.5707 * (0.0074)	20.9615 * (0.0019)
LLC	-	-3.81649 * (0.0001)	-1.66954 * (0.0475)	-0.57237 (0.2835)	-6.97009 * (0.0000)	-6.46386 * (0.0000)
Δ V.M.						
IPS	-	-2.68929 * (0.0036)	0.0131 (0.5052)	-0.00516 (0.4979)	-4.70589 * (0.0000)	-3.0779 * (0.0010)
Fisher	-	32.5399 * (0.0034)	4.25613 (0.3725)	13.4341 (0.4927)	23.8161 * (0.0006)	20.523 * (0.0022)
LLC	-	-11.2367 * (0.0000)	-1.78432 * (0.0372)	-1.41608 (0.0784)	-17.3472 * (0.0000)	-10.0737 * (0.0000)
P.L.						
IPS	3.45937 (0.9997)	3.30296 (0.9995)	-0.48735 (0.3130)	-1.15264 (0.1245)	0.67832 (0.7512)	-0.17413 (0.4309)
Fisher	27.7096 (0.8374)	5.12628 (0.9840)	5.46703 (0.2426)	23.887 * (0.0473)	3.47687 (0.7470)	6.56461 (0.3630)
LLC	4.70195 (1.0000)	5.72531 (1.0000)	-1.80548 * (0.0355)	-1.46595 (0.0713)	-0.53523 (0.2962)	-1.89577 * (0.0290)
Δ P.L.						
IPS	1.505 (0.9338)	-0.5331 (0.2970)	-2.10203 * (0.0178)	-2.63554 * (0.0042)	-1.31508 (0.0942)	-0.96782 (0.1666)
Fisher	31.4428 (0.6851)	17.6954 (0.2210)	12.2027 * (0.0159)	32.2092 * (0.0037)	12.6455 * (0.0490)	10.5697 (0.1026)
LLC	0.40795 (0.6583)	-2.69065 * (0.0036)	-7.63739 * (0.0000)	-10.854 * (0.0000)	-4.38199 * (0.0000)	-4.30823 * (0.0000)
L.A.						
IPS	-	-0.80223 (0.2112)	0.14413 (0.5573)	0.544 (0.7068)	-0.61835 (0.2682)	-
Fisher	-	24.6575 * (0.0381)	2.70447 (0.6084)	9.15099 (0.8213)	10.0386 (0.1230)	-
LLC	-	-1.84943 * (0.0322)	-1.28601 (0.0992)	-1.2389 (0.1077)	-3.00777 * (0.0013)	-
Δ L.A.						
IPS	-	-2.03606 * (0.0209)	-0.08797 (0.4650)	-1.27697 (0.1008)	-1.46688 (0.0712)	-
Fisher	-	29.8425 * (0.0080)	3.86561 (0.4245)	23.3928 (0.0542)	13.2300 * (0.0395)	-
LLC	-	-5.83307 * (0.0000)	-1.82997 * (0.0336)	-6.70431 * (0.0000)	-4.99065 * (0.0000)	-

Fonte: Elaboração Própria.

\* Variável significativa a 5%.

Tabela 4 - Teste de Hadri LM (2000)

Variável	Geral	Bens Indust.	Cons. Cíclico	Financ. e Outros	Materiais Básicos	Telecom.	Utilidade Pública
V.M.	14.4875 (0.0000)	5.5034 (0.0000)	8.0843 (0.0000)	5.6962 (0.0000)	5.0726 (0.0000)		5.3095 (0.0000)
$\Delta$ V.M.	-1.6061 * (0.9459)	0.5731 * (0.2833)	-1.4961 * (0.9327)	-1.4409 * (0.9252)	-1.7438 * (0.9594)		0.3716 * (0.3551)
P.L.	20.8926 (0.0000)		11.5593 (0.0000)	11.1546 (0.0000)	4.7136 (0.0000)		7.5321 (0.0000)
$\Delta$ P.L.	-0.9087 * (0.8182)		-0.5416 * (0.7059)	-1.2777 * (0.8993)	0.0881 * (0.4649)		-0.0023 * (0.5009)
L.A.	12.2626 (0.0000)	5.4063 (0.0000)	8.3179 (0.0000)	5.5089 (0.0000)	3.0001 (0.0013)	3.8328 (0.0001)	3.4767 (0.0003)
$\Delta$ L.A.	-0.1303 * (0.5518)	0.3953 * (0.3463)	0.9398 * (0.1737)	-0.9782 * (0.8360)	-1.1685 * (0.8787)	-0.0961 * (0.5383)	-0.2879 * (0.6133)

Fonte: Elaboração Própria.

\* Variável significativa a 5%.

Em relação à Tabela 3, nos casos em que a variável apresentou conflito de resultados, considerou-se a maioria deles para a tomada de decisão. Por exemplo, caso os métodos IPS (2003) e Fisher (1999) acusasse estacionariedade e o LLC (2002) não estacionariedade, considerou-se a variável como estacionária.

As variáveis foram observadas no nível e em primeira diferença. Os setores de Bens Industriais e de Telecomunicações fizeram o uso dos dois grupos de testes. A variável Valor de Mercado apresentou dependência de *cross section* no setor de Bens Industriais e a variável lucro anormal apresentou tal problema nos setores de Bens Industriais e Telecomunicações.

Pela análise das Tabelas 3 e 4, observa-se que todas as variáveis são não estacionárias em nível, exceto a variável Valor de Mercado para os setores Tecnologia da Informação e Telecomunicações. Observa-se também que todas as variáveis dos setores Consumo Cíclico, Financeiro e Outros, Materiais Básicos, Utilidade Pública e Tecnologia da Informação são não estacionárias em nível, mas estacionárias em primeira diferença, ou seja, são I (1). Por outro lado, a variável Valor Contábil do PL apresentou-se estacionária em segunda diferença para os setores Bens Industriais, Consumo Não Cíclico e Telecomunicações. Por fim, as variáveis Valor de Mercado para os setores de Saúde e de Petróleo, Gás e Biocombustíveis e Lucro Anormal para esse último setor apresentam-se não estacionárias.

Segundo Gujarati e Porter (2011), os testes de cointegração de painel exigem que as variáveis analisadas sejam de mesma ordem. Eles afirmam que, quando as variáveis são I (1), elas contêm uma tendência estocástica, necessária para que a regressão delas não seja necessariamente espúria. Assim, se as variáveis são individualmente I (1), mas sua combinação linear é I (0), supostamente essa combinação elimina a tendência estocástica das séries. Nesse

caso, afirma-se que as variáveis são cointegradas, ou seja, têm uma relação de longo prazo, ou de equilíbrio, entre elas (GUJARATI E PORTER, 2011).

Dessa forma, no próximo tópico são apresentados os resultados dos testes de cointegração para a amostra Geral e os setores Consumo Cíclico, Financeiro e Outros, Materiais Básicos, Utilidade Pública e Tecnologia da Informação, já que apresentaram variáveis estacionárias em primeira diferença e são, portanto, elegíveis para as avaliações de cointegração.

#### 4.4 Cointegração de Painel

Os resultados dos testes de cointegração de Pedroni (1999) estão na Tabela 5, enquanto os do Teste de Kao (1999) estão na Tabela 6. Ambos têm como hipótese nula a não cointegração para os dados da amostra. Assim, uma probabilidade de valor igual ou abaixo de 0.05 significa que há cointegração no painel.

Tabela 5 - Teste de Pedroni (1999)

Método	Geral	Consumo Cíclico	Financeiro e Outros	Materiais Básicos	Tec. da Informação	Utilidade Pública
<b>Estatísticas dentro da dimensão</b>						
Painel v	-2.447977 (0.9928)	-0.009847 (0.5039)	-4.932180 (1.0000)	-1.060305 (0.8555)	0.514878 (0.3033)	-1.153865 (0.8757)
Painel rho	5.988708 (1.0000)	1.705797 (0.9560)	5.871924 (1.0000)	1.458963 (0.9277)	0.022041 (0.5088)	2.021248 (0.9784)
Painel pp	-7.970552 * (0.0000)	-11.57250 * (0.0000)	-11.74853 * (0.0000)	-2.276994 * (0.0114)	-3.471906 * (0.0003)	-13.01031 * (0.0000)
Painel ADF	-6.519120 * (0.0000)	-9.006342 * (0.0000)	-2.721363 * (0.0033)	-2.233667 * (0.0128)	-3.900283 * (0.0000)	-6.390886 * (0.0000)
<b>Estatísticas entre as dimensões</b>						
Grupo rho	9.519793 (1.0000)	4.101287 (1.0000)	5.898624 (1.0000)	3.224689 (0.9994)	1.209453 (0.8868)	4.541019 (1.0000)
Grupo pp	-20.65705 * (0.0000)	-14.4005 * (0.0000)	-18.26992 * (0.0000)	-6.272821 * (0.0000)	-3.468336 * (0.0003)	-5.461055 * (0.0000)
Grupo ADF	-14.14224 * (0.0000)	-10.75426 * (0.0000)	-10.92907 * (0.0000)	-4.239827 * (0.0000)	-4.548586 * (0.0000)	-2.633170 * (0.0042)

Fonte: Elaboração Própria.

\* Variável significativa a 5%.

Tabela 6 - Teste de Kao (1999)

Geral	Consumo Cíclico	Financeiro e Outros	Materiais Básicos	Tec da Informação	Utilidade Pública
-1.968375 * (0.0245)	3.130627 * (0.0009)	-4.072382 * (0.0000)	-6.916748 * (0.0000)	-2.378097 * (0.0087)	-0.968604 * (0.1664)

Fonte: Elaboração Própria.

\* Variável significativa a 5%.

Em relação à metodologia de Pedroni (1999), como ele possui sete testes, é necessário que a maioria deles (pelo menos quatro) sejam significativos. Pela análise da Tabela 5 observa-se que todos os setores elegíveis para análise de cointegração rejeitaram a hipótese nula de não cointegração, já que possuem quatro valores significativos a 5%. Assim, a amostra Geral e os setores Consumo Cíclico, Financeiro e Outros, Materiais Básicos, Utilidade Pública e Tecnologia da Informação foram considerados cointegrados.

Em relação à metodologia de Kao (1999), todos os resultados confirmaram a cointegração, exceto o setor de Utilidade Pública. Dessa forma, preferiu-se não considerar as variáveis desse último setor como cointegradas, já que apresentaram divergência entre os testes.

## 5 CONCLUSÃO

Este estudo investigou a relação de longo prazo entre as variáveis do Modelo de Ohlson (1995): valor de mercado, valor contábil do PL e lucro anormal. A relação de longo prazo foi testada pela análise de cointegração para todas as empresas e por grupos de atividades econômicas.

Os principais resultados deste trabalho mostraram que as variáveis cointegram na amostra Geral e nos setores de Consumo Cíclico, Financeiro e Outros, Materiais Básicos e Tecnologia da Informação. Ou seja, o Modelo de Ohlson (1995) é relevante para a avaliação dessas empresas em um equilíbrio de longo prazo. Já as variáveis dos setores de Bens Industriais, Consumo Não Cíclico, Petróleo, Gás e Biocombustíveis, Saúde, Telecomunicações e Utilidade Pública, não apresentaram relação de equilíbrio de longo prazo, ou seja, não são cointegradas, levando-se à conclusão de que o Modelo de Ohlson (1995) não é relevante para a avaliação dessas empresas em um equilíbrio de longo prazo.

De forma geral, os resultados desse artigo estão de acordo com os resultados apresentados pelos estudos de Lee, Chen e Tsa (2014), Vázquez, Valdés e Porras (2011) e Valdés e Vázquez (2010).

Seguindo a conclusão sugerida por Valdés e Vázquez (2010), pode ser que os setores que não foram significativos apresentem atividades econômicas com muitos ciclos anuais, então as variáveis contábeis e o valor de mercado não estão relacionados no curto prazo, logo não podem se mover juntas no tempo. Assim, uma conclusão geral deste artigo é que o Modelo de Ohlson (1995) parece fornecer poder de explicação apenas para os setores econômicos cuja operação contábil se reflete no curto prazo.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BALL, R.; BROWN, P. An empirical evaluation of accounting income numbers. **Journal of Accounting Research**, v. 6, p. 159-177, 1968.

BALTAGI, B. H. *Econometric Analysis of Panel Data*. 2.ed. New York: John Wiley & Sons, 2005.

BANERJEE, A. Panel Data Unit Root and Cointegration: An Overview. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 61, Special Issue, p. 607-629, 1999.

BARTH, M. E.; BEAVER, W.H.; HAND, J. R. M.; LANDSMAN, W. R. Accruals, cash flows, and equity values. **Review of Accounting Studies**, v. 4, n. 3, p. 205-229, 1999.

CARDOSO, L. C. B.; BITTENCOURT, M. V. L. Mensuração das elasticidades-preço da demanda, cruzada e renda no mercado de etanol brasileiro: um estudo usando painéis cointegrados. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 51, n. 4, p. 765-784, 2013.

CUPERTINO, C. M. O modelo de Ohlson de avaliação de empresas: uma análise crítica de sua aplicabilidade e testabilidade empírica. 2003. 153p. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis), Universidade de Brasília – UNB, 2003.

\_\_\_\_\_; LUSTOSA, P. R. B. Testabilidade do Modelo Ohlson: revisão da literatura acadêmica. **Contabilidade Vista e Revista**, v. 17, n. 2, p. 47-66, 2006.

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

DUNG, N. V. Value-Relevance of Financial Statement Information: A Flexible Application of Modern Theories to the Vietnamese Stock Market. **DEPOCEN Working Paper Series N° 2010/02**, 2010.

ENGLE, R. and C. GRANGER. “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. **Econometrica**, v. 55, p. 251-76, 1987.

ETEMADI, H.; MOUGOUIE, F. R. Firm’s Life Cycle and Ohlson Valuation Model: Evidence From Iran. **Asian Economic and Financial Review**, v. 5, n.4, p. 641-652, 2015.

FERNANDEZ, P. Company Valuation Methods. **Social Science Research Network**, 2013. Disponível em: <<https://ssrn.com/abstract=274973>>. Acesso em: 15 jun. 2017.

FERREIRA, R. M. Testabilidade empírica do modelo de Ohlson: uma investigação sobre a influência das previsões dos analistas no mercado brasileiro. Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais, 2010.

GALDI, F. C.; TEIXEIRA, A. J. C.; LOPES, A. B. Análise empírica de modelos de *valuation* no ambiente brasileiro: fluxo de caixa descontado *versus* Modelo de Ohlson (RIV). **Revista de Contabilidade e Finanças da USP**, v. 19, n. 47, p. 31-43, 2008.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. *Econometria Básica*. 5. ed. Porto Alegre: Bookman, 2011.

HADRI, K. Testing for stationarity in heterogeneous panel data. **Econometrics Journal**, v. 3, n. 2, p. 148-161, 2000.

HAND, J. R.; LANDSMAN, W. R. Testing the Ohlson model: V or not V, that is the question. **Working Paper**, University of North Carolina, 1998.

IM, K., PESARAN, M. H. e SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**, v. 115, p. 53-74, 2003.

KAO, C. Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data. **Journal of Econometrics**, v. 90, p. 1-44, 1999.



LEE, S. C.; CHEN, J. L.; TSA, M. S. An Empirical Investigation of the Ohlson Model – A Panel Cointegration Approach. **Australasian Accounting, Business and Finance Journal**, v. 8, n. 2, p. 35-51, 2014.

LEE, S. C.; LIN, C. T.; YU, M. A fractional cointegration approach to testing the Ohlson accounting based valuation model. **Review of Quantitative Finance and Accounting**, v. 39, n.4, 2012.

LEVIN, L; LIN, C; CHU. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. **Journal of Econometrics**, 108, 2002.

LIMA, A. N. Evidências empíricas do Modelo de Ohlson (1995) para o Brasil. Dissertação (mestrado) – Universidade do Vale do Rio dos Sinos, 2008.

Maddala, G. S.; Wu, S. “A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test”, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 61(Special issue), p. 631–652, 1999.

OHLSON, J. A. 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, p. 107-120, 2001.

PEDRONI, P. Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 61 (Special Issue) p. 653-678, 1999.

PESARAN, M. General Diagnostic tests for cross section dependence in panels. CESifo working paper series, 2004.

RIVERA, E. B. B. R.; MARTIN, D. M. L.; MARÇAL, E. F.; BASSO, L. F. C. Modelo de valor presente entre preços e dividendos com retornos esperados constantes e variantes no tempo: evidências ao nível de empresa a partir da aplicação de painéis não estacionários. **Brazilian Business Review**, v. 9, n. 4, p. 52-90, 2012.

ROCHA, M.; BARBI, F. Determinantes do Desalinhamento Cambial: Uma análise com cointegração em painel. Anais do XXXVII Encontro Nacional de Economia da ANPEC, Foz do Iguaçu, 2009.

SCARPELLI, M. C. Hysteresis nas exportações manufaturadas brasileiras: uma análise de cointegração com dados em painel. Dissertação (mestrado) – Universidade de São Paulo, 2010.

SCHUCH, G. M. Modelo de Ohlson (1995) na Avaliação de Empresas: Uma Análise Empírica no Brasil. Dissertação (mestrado) – Universidade Federal Do Rio Grande do Sul, 2013.

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

\_\_\_\_\_; PORRAS, A. R. Valuation of latin-american stock prices with alternative versions of the Ohlson model: an investigation of cointegration relationships with time-series and panel-data, **MPRA Paper** n° 31359, 2011.