

CO-INTEGRAÇÃO ENTRE O LUCRO CONTÁBIL E O PREÇO DAS AÇÕES NEGOCIADAS PELA BOVESPA: UM ESTUDO EMPÍRICO

Igor Bernardi Souza¹

Universidade Federal do Rio Grande do Sul – UFRGS

Gilberto de Oliveira Kloeckner²

Universidade Federal do Rio Grande do Sul – UFRGS

RESUMO

A relação entre a estrutura de capital das empresas e o seu valor no mercado de capitais vem, há muito tempo, tomando espaço nas pesquisas acadêmicas. Por este motivo, o objetivo central do presente trabalho é avaliar o equilíbrio de longo prazo e a dinâmica de curto prazo para a relação entre o lucro contábil das empresas e o respectivo preço das ações negociadas pela BOVESPA através da análise de co-integração e do vetor de correção de erros. Nos testes das Estatísticas de Traço e *Max-Eigenvalue*, foi identificado que grande parte das empresas objeto da análise que são integradas de mesma ordem, apresentaram uma relação significativa de longo prazo entre o lucro contábil e o valor das ações negociadas. Esta inferência evidencia a relevância dos dados contábeis para o mercado de capitais, mostrando que o resultado das empresas influencia substancialmente o preço das ações.

Palavras-Chave: Co-integração, lucro contábil, ações.

1. INTRODUÇÃO

Muitos especialistas em finanças têm focado seus interesses nas relações existentes no mercado de ações e se este exibe características similares que convergem ao longo do tempo (MALKAMAKI, 1992; CORHAY et al., 1993; ARSHANAPALLI e DOUKAS, 1993; PHYLAKTIS, 1999; MONADJEMI e PERRY, 1996). Dentro deste contexto, a relação entre a estrutura de capital das empresas e o seu valor no mercado vem tomando espaço nas pesquisas acadêmicas (BALL e BROWN, 1968; LEV, 1989). Outras pesquisas relevantes analisaram relações de longo prazo entre as ações negociadas nas bolsas de valores através de séries temporais não estacionárias co-integradas, a partir do modelo de Engle e Granger (1987) (MACDONALD e TAYLOR, 1988; SEPHTON e COCHRANE, 1991; CHOWDHURY, 1991; KREHBIEL e ADKINS, 1993; MOORE e CULLEN, 1995).

O comportamento temporal dos retornos dos ativos revela-se, conforme ressaltado por Fama (1991), como instrumento importante no julgamento da eficiência do mercado. Um novo enfoque sobre a relação existente entre o lucro e o preço das ações negociadas na Bolsa de Valores foi dado pelo arcabouço teórico apresentado por Ohlson (1995) e Ohlson e Juettner-Nauroth (2005). A relevância dos dados contábeis para o mercado de capitais é enfatizada pela própria BOVESPA ao elevar o nível de *disclosure* contábil para participar do novo mercado de boas práticas de governança corporativa.

¹ Apresentador – Doutorando em Administração com ênfase em Finanças da UFRGS;

² Professor titular da Escola de Administração da UFRGS.

Devido a estas questões, parece evidente a importância da análise das relações existentes entre o lucro auferido e o valor cotado das ações que são negociadas nas bolsas de valores, podendo vir a ser este um dos determinantes para o investimento. Por este motivo, o objetivo central do presente trabalho é avaliar o equilíbrio de longo prazo e a dinâmica de curto prazo para a relação entre o lucro contábil das empresas e o respectivo preço das ações negociadas na BOVESPA através da análise de co-integração e do Vetor de Correção de Erros.

Além desta introdução, o trabalho é dividido em mais 4 seções. A seção 2 apresenta evidências empíricas acerca do tema em questão. A seção 3 trata da amostra utilizada na pesquisa. Já a seção 4 apresenta os resultados obtidos e, por fim, a seção 5 contém as considerações finais do estudo.

2. EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

A quantidade de trabalhos empíricos com estudos similares ao presente trabalho é muito pequena. A seguir são apresentados trabalhos que utilizam co-integração no mercado de ações e que apresentam algum tipo de relação com a análise realizada.

A relevância da informação contábil para mercados de capitais de países emergentes foi investigada por Galdi e Lopes (2007), que identificaram a existência de relação de longo prazo e de causalidade entre o lucro contábil e o preço das ações de empresas da América Latina. Para tanto, foram utilizados testes de co-integração e, em complementação, investigaram a causalidade de Granger (1983) entre o lucro e o preço das ações. As evidências apontaram a existência de uma relação de longo prazo entre o lucro e o preço das ações. Contudo, não se pode estabelecer uma relação clara de causa entre essas duas variáveis. Adicionalmente, os resultados indicaram que o lucro apurado pela contabilidade Argentina, que tem características menos ortodoxas do que a dos outros países latino-americanos, apresenta comportamento mais tipicamente estacionário e maior relação com o preço da ação quando comparado com os lucros dos outros países da América Latina.

As propriedades do modelo de Ohlson (1995), assim como as implicações dos estudos empíricos que fazem uso dos dados das séries temporais foram estudadas por Oi, Wu e Xiang (2000). Foram analisadas 95 companhias com dados completos de 1958 a 1994, revelando que a hipótese nula, de que o valor de mercado e o valor contábil são não estacionários, não pode ser rejeitado para a maioria das empresas em questão. Mais significativamente, o valor contábil e o retorno residual não co-integram com o valor de mercado em 80% das companhias. A importância e relevância das propriedades das séries temporais do modelo de regressão dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) são realçados pelo fato de que as projeções do valor de mercado através do MQO são significativamente mais acuradas e menos viesadas para as companhias que apresentaram co-integração que para as outras companhias.

Testes de raízes unitárias, co-integração e causalidade entre os fundos do Japão, UK e Alemanha e seus respectivos mercados de ações foram realizados por Ben-Zion, Choi e Hauser (1996). Os testes indicaram que não existe co-integração entre estas variáveis, isto é, os resultados mostraram que os fundos governamentais não possuem relação de longo prazo com o mercado de ações para estes países.

A relação entre fusões, preço das ações e produção industrial nos EUA nos anos de 1948 a 1979 foi o tema estudado por Chen e Rau (2003). Através da análise de co-integração,

os autores identificaram relações existentes entre o preço das ações e as fusões, mas não entre a produção industrial, mas esta relação foi instável. Já Jong e Apilado (2008) analisaram o preço das ações e o ganho após a Regulação do Disclosure (Reg FD) nos EUA através do teste de co-integração. Os resultados mostraram que os ganhos de previsão para ambos os grupos de ações analisados são viesados, mas este viés é menor depois da introdução da Regulação do Disclosure.

Mais recentemente, Durré e Giot (2007) analisaram a relação entre os preços das ações, os ganhos e as restrições governamentais de longo prazo para um grande número de países nos anos de 1973 a 2004. Inicialmente foi testada a presença de relações de longo prazo entre estas três variáveis. Após, foi verificada a importância das restrições governamentais na relação. Os resultados questionaram a integração destas variáveis no senso de que os movimentos de mercado de longo prazo são dirigidos pelos ganhos e não pela diferença entre as restrições e os ganhos. Também mostraram que as mudanças das restrições governamentais de longo prazo têm um pequeno impacto nos preços das ações.

A seguir são apresentados a amostra e os resultados do estudo.

3. AMOSTRA

Devido ao fato de que a análise necessita uma quantidade substancial de dados disponíveis, para avaliar o equilíbrio de longo prazo e a dinâmica de curto prazo entre o lucro contábil e o preço das ações negociadas na BOVESPA, primeiramente foram selecionadas as empresas brasileiras iniciaram transações no mercado em 1990. Após a primeira triagem, foram selecionadas em torno de 50 empresas que atendiam aos pré-requisitos. Posteriormente, foram descartadas as que não tinham um fluxo regular de transações, restando apenas 20 empresas: Alpargas, Ambev, Aracruz, Banrisul, Bradesco, Eletrobrás, Gerdau, Guararapes, Café Iguazu, Itaú, Lojas Americanas, Maripolo, Marisol, Petrobras, Petropar, Souza Cruz, Telesp, Unibanco, Unipar e Vale.

Os dados coletados foram retirados do programa ECONOMÁTICA, com base trimestral, que vão do primeiro trimestre de 1990 ao segundo trimestre de 2008, totalizando 74 amostras para cada série. Os dados tiveram que ser analisados trimestralmente, pois o programa somente libera a Demonstração do Resultado do Exercício das empresas com esta periodicidade. O software utilizado para o tratamento dos dados foi o EVIEWS.

No período analisado, foram encontrados vários dados faltantes nas séries temporais. O problema de dados faltantes é grave, devido ao fato de gerar distorções se os valores faltantes não forem tratados apropriadamente. Neste caso, Palma (2007) sugere que estes não sejam substituídos, pois quando os dados são apropriadamente tratados, os resultados são mais satisfatórios, sem distorções. O Software EVIEWS interpreta os dados como informação faltante, não influenciando no resultado, mas não os elimina da seqüência temporal apropriada para analisar a co-integração.

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Esta seção é dividida em três partes para melhor explicitar os resultados obtidos no estudo. São elas: i) Teste para identificação de Raiz Unitária; e, ii) Teste de Co-integração e Método de Correção de Erros.

4.1 Testes para a identificação de Raízes unitárias

Conforme afirma Harris (1995), o teste de raiz unitária consiste em um conjunto de procedimentos alternativos para a análise de processos eventualmente caracterizados pela presença de rumo aleatório. Se a variável contém raízes unitárias, então esta é não estacionária e, combinada com outras séries não-estacionárias, pode formar uma relação de co-integração. Por este motivo é importante a aplicação deste teste no estudo em questão.

Para as séries que possuem auto-correlação, é mais indicada a utilização do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), mas, para dirimir qualquer erro de análise, foram utilizados os três modelos para o teste de raiz unitária: i) Dickey-Fuller (DF); ii) Dickey-Fuller Aumentado (ADF); e, iii) Phillips-Perron (PP). É necessário, para existir co-integração entre as variáveis, que estas sejam integradas de mesma ordem. O teste Durbin-Watson apresentou resultado diferente de 0 para todas as variáveis nos testes de raiz unitária, indicando auto-correlação nas séries e evidenciando que o teste Dickey-Fuller (DF) não seria apropriado para analisar a incidência de raiz unitária. Por questões metodológicas, foram considerados os três testes, mas, para identificar as empresas onde as variáveis possuem o mesmo grau de integração, foi adotado o critério de que somente seriam eliminadas as empresas que possuíam integrações diferentes em mais de uma análise (principalmente se esta diferença fosse apresentada somente no teste Dickey-Fuller - DF). Os resultados são apresentados a seguir.

Como se pode perceber nos Quadros 1 e 2, em cada variável do modelo, foram aplicados os 3 testes. O Quadro 1 evidencia o teste de raiz unitária para o lucro contábil das 20 empresas analisadas. Para melhor explicitar os resultados, as empresas foram divididas em três grupos: i) empresas que apresentaram integração de mesma ordem em todas as análises: essas são apropriadas para a análise, pois apresentaram integração de ordem 1 (constatação explicitada pelo teste de raiz unitária da primeira diferença, que evidenciou integração de ordem 0) tanto no teste Dickey-Fuller (DF) quanto no Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e no Phillips-Perron (PP), podendo ser co-integradas, caso o preço das ações também seja integrado de ordem 1. Somente oito empresas entraram neste grupo. São elas: Banrisul, Eletrobrás, Gerdau, Café Iguazu, Itaú, Petropar, Unibanco e Unipar; ii) empresas que apresentaram integração de mesma ordem em duas análises: estas também foram consideradas integradas de ordem 1 (constatação explicitada pelo teste de raiz unitária da primeira diferença, que evidenciou integração de ordem 0), pois apresentaram este resultado para o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP), somente não apresentando este resultado no teste Dickey-Fuller (DF), o qual não é apropriado para análise de séries auto-correlacionadas, podendo ser co-integradas, caso o preço das ações também seja integrado de ordem 1. Cinco empresas entraram neste grupo, são elas: Alpargatas, AmBev, Aracruz, Petrobras e Telesp; e, iii) empresas que não apresentaram integração de mesma ordem para os três testes: estas não puderam ser consideradas na análise, pois apresentaram integrações de ordem diferentes em mais de uma análise, não podendo ser co-integradas. Sete empresas entraram neste grupo, são elas: Bradesco, Guararapes, Lojas Americanas, Marcopolo, Marisol, Souza Cruz e Vale. É importante ressaltar que para os testes ADF, as empresas Banrisul, Gerdau e Telesp somente apresentaram raiz unitária considerando um nível de significância para os valores críticos de 99%.

Teste de Raiz unitária - Lucro Contábil										
	DW	VC*	Teste t	Prob	Int	DW(1)	VC*(1)	Teste t(1)	Prob.(1)	Int.
Alpargatas										
DF	1,47	-3,19	-2,24	0,03	I(2)	1,26	-3,19	-1,93	0,06	I(1)
ADF	1,25	-1,95	-0,33	0,56	I(1)	1,23	-1,95	-2,25	0,03	I(0)
PP	2,36	-1,95	0,77	0,88	I(1)	2,31	-3,51	-20,66	0,00	I(0)
AmBev										
DF	2,26	-3,15	-1,21	0,23	I(2)	2,25	-1,95	-1,13	0,26	I(1)
ADF	2,21	-3,48	-2,33	0,41	I(1)	2,29	-1,95	-2,01	0,04	I(0)
PP	2,61	-3,47	-2,40	0,38	I(1)	2,14	-3,48	-12,12	0,00	I(0)
Aracruz										
DF	2,25	-3,19	-0,24	0,81	I(2)	2,26	-3,19	-0,49	0,63	I(1)
ADF	2,06	-3,56	-0,73	0,96	I(1)	1,98	-2,96	-6,88	0,00	I(0)
PP	1,92	-1,95	0,00	0,68	I(1)	2,01	-3,54	-10,11	0,00	I(0)
Banrisul										
DF	2,14	-3,19	-0,20	0,84	I(1)	2,10	-3,19	-9,16	0,00	I(0)
ADF**	2,42	-4,27	-3,60	0,05	I(1)	1,98	-3,55	-4,70	0,00	I(0)
PP	2,45	-1,95	0,67	0,86	I(1)	2,06	-1,95	-8,56	0,00	I(0)
Bradesco										
DF	2,03	-3,13	-1,40	0,17	I(2)	2,10	-3,13	-2,40	0,02	I(1)
ADF	2,09	-3,48	-3,59	0,04	I(0)					
PP	2,59	-3,47	-2,60	0,28	I(1)	2,11	-3,47	-13,05	0,00	I(0)
Eletrobrás										
DF	2,62	-3,19	-1,91	0,06	I(1)	1,67	-3,19	-9,68	0,00	I(0)
ADF	2,66	-3,50	-3,27	0,08	I(1)	1,90	-1,95	-2,72	0,01	I(0)
PP	2,66	-3,50	-3,08	0,12	I(1)	1,79	-3,50	-14,55	0,00	I(0)
Gerdau										
DF	1,67	-1,95	-0,20	0,84	I(1)	2,10	-2984,54	-1,95	0,00	I(0)
ADF**	2,07	-4,11	-3,49	0,05	I(1)	2,10	-2,81	-2,90	0,05	I(0)
PP	2,42	-3,48	-2,70	0,24	I(1)	2,16	-3,48	-11,87	0,00	I(0)
Guararapes										
DF	1,65	-3,19	-1,33	0,19	I(2)	1,71	-3,19	-0,35	0,67	I(1)
ADF	1,79	-3,52	-2,50	0,33	I(1)	1,42	-3,51	-3,66	0,04	I(0)
PP	2,08	-3,50	-13,51	0,00	I(0)					
Iguaçu										
DF	2,30	-3,18	-1,55	0,13	I(1)	2,14	-3,19	-4,62	0,00	I(0)
ADF	2,29	-3,49	-3,40	0,06	I(1)	1,99	-3,50	-7,60	0,00	I(0)
PP	2,29	-3,49	-3,41	0,06	I(1)	2,22	-3,50	-1,05	0,00	I(0)
Itaú										
DF	1,75	-3,14	-2,03	0,05	I(1)	2,09	-3,15	-1,83	0,07	I(0)
ADF	2,09	-1,95	0,01	0,68	I(1)	2,09	-1,90	-1,90	0,05	I(0)
PP	2,50	-3,47	-2,39	0,38	I(1)	2,13	-3,47	-15,12	0,00	I(0)
Lojas A.										
DF	2,04	-3,19	0,21	0,84	I(2)	2,72	-3,19	0,47	0,66	I(2)
ADF	2,45	-3,67	-2,23	0,45	I(2)	2,24	-3,64	-1,78	0,68	I(2)
PP	2,41	-3,50	-1,28	0,88	I(1)	2,20	-3,52	-12,10	0,00	I(0)
Marcopolo										
DF	1,74	-3,19	-1,25	0,22	I(2)	1,79	-3,19	-1,19	0,24	I(1)
ADF	1,76	-3,52	-2,13	0,51	I(1)	1,68	-3,57	-3,31	0,08	I(0)
PP	2,56	-3,49	-4,92	0,00	I(0)					
Marisol										
DF	1,88	-3,19	-2,20	0,03	I(2)	1,66	-3,19	-0,81	0,42	I(1)

ADF	1,80	-3,51	-3,60	0,04	I(0)					
PP	1,92	-3,49	-13,13	0,00	I(0)					
Petrobras										
DF	1,54	-3,18	-1,07	0,29	I(2)	2,14	-3,19	-2,88	0,01	I(1)
ADF	1,88	-3,49	-0,15	0,99	I(1)	1,85	-2,92	-3,14	0,03	I(0)
PP	2,13	-3,48	-2,09	0,54	I(1)	2,02	-3,48	-8,87	0,00	I(0)
Petropar										
DF	1,07	-3,19	-1,30	0,22	I(1)	1,41	-1,98	-2,92	0,02	I(0)
ADF	3,28	-3,83	-0,16	0,99	I(1)	1,30	-1,96	-3,39	0,00	I(0)
PP	2,08	-3,57	-3,45	0,06	I(1)	1,87	-3,59	-6,46	0,00	I(0)
Souza Cruz										
DF	2,20	-3,19	-1,15	0,26	I(2)	2,10	-3,19	-1,69	0,10	I(1)
ADF	2,02	-3,52	-2,94	0,16	I(2)	1,68	-3,50	-0,70	0,97	I(1)
PP	2,46	-3,48	-2,30	0,43	I(1)	2,14	-3,48	-1,15	0,00	I(0)
Telesp										
DF	2,40	-3,18	-1,29	0,20	I(2)	1,89	-3,18	-0,45	0,66	I(1)
ADF**	1,82	-3,55	-3,23	0,02	I(1)	2,11	-3,56	-3,70	0,01	I(0)
PP	2,40	-3,47	-2,46	0,35	I(1)	2,13	-3,48	-15,75	0,00	I(0)
Unibanco										
DF	1,30	-1,95	-0,61	0,54	I(1)	2,12	-1,95	-2,39	0,02	I(0)
ADF	2,06	-1,95	0,08	0,71	I(1)	2,05	-1,95	-2,50	0,01	I(0)
PP	2,60	-3,48	-3,36	0,06	I(1)	2,15	-3,48	-16,46	0,00	I(0)
Unipar										
DF	1,66	-3,19	-0,51	0,61	I(1)	2,30	-3,19	-3,35	0,00	I(0)
ADF	1,60	-1,95	0,05	0,69	I(1)	1,60	-1,95	-2,01	0,04	I(0)
PP	2,24	-3,49	0,12	1,00	I(1)	2,22	-3,49	-14,37	0,00	I(0)
Vale										
DF	1,68	-3,19	0,37	0,71	I(2)	1,81	-3,16	-2,86	0,01	I(1)
ADF	1,73	-3,49	-2,29	0,43	I(2)	1,83	-3,49	-3,13	0,11	I(1)
PP	2,43	-3,48	-3,23	0,09	I(1)	2,19	-3,48	-14,01	0,00	I(0)

* Valores Críticos à 95%

** Nível de significância para os Valores Críticos de 99%

(1) – Primeira Diferença

Quadro 1 – Teste de raiz unitária para o lucro contábil

Para a variável preço das ações, como mostra o Quadro 2, em todos os testes, todas as empresas apresentaram integração de ordem 1, com exceção de Marcopolo, que apresentou integração de ordem 2 no teste Dickey-Fuller (DF), constatação explicitada pelo teste de raiz unitária da primeira diferença, que evidenciou integração de ordem 1. Assim como na análise anterior, a empresa AmBev, no teste ADF, e o Banco Itaú, no teste PP, somente apresentaram raiz unitária considerando um nível de significância para os valores críticos de 99%.

Teste de Raiz unitária - Ações										
	DW	VC*	Teste t	Prob	Int	DW(1)	VC*(1)	Teste t(1)	Prob.(1)	Int.
Alpargatas										
DF	2,07	-3,12	-1,47	0,15	I(1)	2,02	-3,12	-3,56	0,00	I(0)
ADF	2,03	-3,48	-3,09	0,12	I(1)	2,02	-3,47	-3,51	0,05	I(0)
PP	1,13	-3,47	-2,45	0,35	I(1)	2,14	-3,47	-5,18	0,00	I(0)
AmBev										
DF	2,65	-3,12	-1,12	0,21	I(1)	2,09	-3,12	-3,60	0,00	I(0)
ADF**	2,10	-4,09	-3,50	0,05	I(1)	1,98	-3,47	-5,23	0,00	I(0)

PP	0,98	-3,47	-2,19	0,49	I(1)	1,98	-3,47	-5,44	0,00	I(0)
Aracruz										
DF	2,32	-3,17	-0,86	0,39	I(1)	2,18	-3,17	-4,31	0,00	I(0)
ADF	1,05	-3,48	-2,64	0,26	I(1)	2,17	-3,49	-4,26	0,01	I(0)
PP	1,05	-3,48	-2,57	0,30	I(1)	2,17	-3,49	-4,19	0,01	I(0)
Banrisul										
DF	2,05	-3,14	-1,54	0,13	I(1)	2,10	-1,95	-1,96	0,05	I(0)
ADF	2,02	-3,48	-2,94	0,16	I(1)	1,99	-3,48	-3,52	0,05	I(0)
PP	1,43	-3,48	-2,09	0,54	I(1)	2,04	-3,48	-6,77	0,00	I(0)
Bradesco										
DF	2,41	-3,12	-0,70	0,48	I(1)	2,21	-3,12	-5,05	0,00	I(0)
ADF	1,92	-3,48	-3,28	0,08	I(1)	2,19	-3,47	-5,22	0,00	I(0)
PP	1,31	-3,47	-3,13	0,11	I(1)	2,19	-3,47	-5,28	0,00	I(0)
Eletrobrás										
DF	1,06	-3,14	-1,10	0,27	I(1)	1,81	-3,15	-5,26	0,00	I(0)
ADF	0,99	-1,95	-1,47	0,13	I(1)	1,92	-1,95	-4,53	0,00	I(0)
PP	0,99	-1,95	-1,57	0,11	I(1)	1,92	-1,95	-4,51	0,00	I(0)
Gerdau										
DF	1,50	-3,15	-3,03	0,00	I(1)	2,15	-3,15	-4,95	0,00	I(0)
ADF	1,65	-3,48	-2,96	0,15	I(1)	2,02	-3,48	-6,45	0,00	I(0)
PP	1,65	-3,48	-2,88	0,18	I(1)	2,02	-3,48	-6,49	0,00	I(0)
Guararapes										
DF	2,10	-3,12	-1,03	0,31	I(1)	2,05	-3,12	-5,04	0,00	I(0)
ADF	2,09	-3,47	-2,13	0,52	I(1)	2,05	-3,47	-5,01	0,00	I(0)
PP	1,56	-3,47	-1,62	0,78	I(1)	1,99	-3,47	-6,79	0,00	I(0)
Iguaçu										
DF	1,15	-3,19	0,23	0,82	I(1)	2,17	-3,19	-4,40	0,00	I(0)
ADF	1,63	-3,51	-1,19	0,90	I(1)	2,16	-3,52	-4,92	0,00	I(0)
PP	1,63	-3,51	-1,23	0,89	I(1)	2,16	-3,52	-4,96	0,00	I(0)
Itaú										
DF	2,19	-3,12	-1,00	0,32	I(1)	2,15	-3,12	-2,83	0,01	I(0)
ADF	1,84	-3,47	-3,11	0,11	I(1)	1,97	-3,47	-5,67	0,00	I(0)
PP**	1,44	-4,09	-3,80	0,02	I(1)	1,97	-4,09	-5,99	0,00	I(0)
Lojas A.										
DF	1,87	-3,12	-0,89	0,38	I(1)	1,87	-3,12	-4,31	0,00	I(0)
ADF	2,10	-3,48	-3,25	0,08	I(1)	1,81	-3,47	-5,01	0,00	I(0)
PP	1,04	-3,47	-2,35	0,40	I(1)	1,81	-3,47	-5,07	0,00	I(0)
Marcopolo										
DF	1,98	-3,16	-0,78	0,44	I(2)	2,30	-3,16	-3,11	0,00	I(1)
ADF	2,04	-3,48	-3,12	0,11	I(1)	2,09	-3,48	-5,30	0,00	I(0)
PP	1,01	-3,48	-1,77	0,71	I(1)	2,09	-3,48	-5,33	0,00	I(0)
Marisol										
DF	2,25	-3,15	-0,93	0,35	I(1)	2,24	-3,15	-4,10	0,00	I(0)
ADF	2,11	-3,48	-2,40	0,37	I(1)	2,04	-3,48	-5,45	0,00	I(0)
PP	1,23	-3,48	-1,64	0,77	I(1)	2,04	-3,48	-5,84	0,00	I(0)
Petrobras										
DF	1,91	-3,12	-0,83	0,41	I(1)	1,84	-3,12	-4,84	0,00	I(0)
ADF	1,78	-3,47	-2,26	0,45	I(1)	1,81	-3,47	-5,29	0,00	I(0)
PP	1,20	-3,47	-2,64	0,26	I(1)	1,81	-3,47	-5,46	0,00	I(0)
Petropar										
DF	2,02	-3,12	-1,55	0,13	I(1)	2,02	-3,12	-3,25	0,00	I(0)
ADF	2,01	-3,47	-2,69	0,24	I(1)	1,97	-3,47	-3,76	0,02	I(0)

PP	1,57	-3,47	-2,00	0,59	I(1)	2,11	-3,47	-7,11	0,00	I(0)
Souza Cruz										
DF	2,16	-3,12	-0,61	0,55	I(1)	2,00	-3,12	-5,35	0,00	I(0)
ADF	1,93	-3,47	-2,85	0,18	I(1)	1,98	-3,47	-5,63	0,00	I(0)
PP	1,42	-3,47	-3,10	0,12	I(1)	1,98	-3,47	-5,96	0,00	I(0)
Telesp										
DF	2,18	-3,12	-1,08	0,28	I(1)	2,07	-3,12	-4,45	0,00	I(0)
ADF	2,08	-3,47	-2,88	0,17	I(1)	2,05	-3,47	-4,59	0,00	I(0)
PP	1,00	-3,47	-2,49	0,33	I(1)	2,05	-3,47	-4,56	0,00	I(0)
Unibanco										
DF	2,38	-3,12	-0,80	0,43	I(1)	2,22	-3,12	-5,20	0,00	I(0)
ADF	2,21	-3,47	-2,55	0,30	I(1)	2,21	-3,47	-5,24	0,00	I(0)
PP	1,20	-3,47	-2,25	0,45	I(1)	2,21	-3,47	-5,31	0,00	I(0)
Unipar										
DF	2,11	-3,12	-0,80	0,43	I(1)	2,03	-3,12	-6,74	0,00	I(0)
ADF	2,02	-3,47	-2,09	0,54	I(1)	2,02	-3,47	-6,76	0,00	I(0)
PP	1,62	-3,47	-2,14	0,52	I(1)	2,02	-3,47	-6,98	0,00	I(0)
Vale										
DF	2,31	-3,12	-1,24	0,22	I(1)	2,33	-3,12	-3,99	0,00	I(0)
ADF	2,32	-3,47	-2,95	0,15	I(1)	2,21	-3,47	-5,35	0,00	I(0)
PP	1,04	-3,47	-1,96	0,62	I(1)	2,21	-3,47	-5,50	0,00	I(0)

* Valores Críticos à 95%

** Nível de significância para os Valores Críticos de 99%

(1) – Primeira Diferença

Quadro 2 – Teste de raiz unitária para o preço das ações

Através dos testes apresentados, foi constatado que somente treze empresas apresentaram integração de mesma ordem nas análises, sendo que somente estas podem apresentar co-integração. Assim, as empresas Bradesco, Grararapes, Lojas Americanas, Marcopolo, Marisol, Souza Cruz e Vale, foram descartadas da análise, restando apenas as empresas, Alpargatas, AmBev, Aracruz, Banrisul, Eletrobrás, Gerdau, Café Iguazu, Itaú, Petrobras, Petropar, Telesp, Unibanco e Unipar.

A seguir, são explicitados os resultados para o teste de co-integração e Método de Correção de Erros.

4.2 Teste de co-integração e Método de Correção de Erros

Como apresentam Cuthbertson, Hall e Taylor (1992) o conceito de co-integração expressa o fato de que, em determinadas situações, embora duas variáveis possam seguir rumos aleatórios, a combinação linear delas será estacionária.

Foi utilizado o teste de Johansen, com tendência linear determinística nos dados com intercepto e sem tendência na co-integração e teste VAR. A escolha da defasagem adequada foi feita através da análise de auto-correlação e da minimização dos critérios de informações de Akaike (CIA) e Schwartz (CIS), procedimentos padrão para escolha da melhor especificação de um dado modelo, onde iniciou a análise com 2 defasagens.

A primeira questão a ser analisada no método de Johansen é se existe co-integração. Caso afirmativo, é determinado o número de vetores de co-integração no sistema. Para isso, devemos considerar como H0 a inexistência de co-integração e H1 representa a hipótese de se

ter pelo menos 1 vetor de co-integração. Existem duas maneiras de identificar a co-integração neste método.

		Teste de Co-integração através da Estatística de Traço				Teste de Co-integração através da Estatística Max-Eigenvalue			
Empresa	Valor CI***	Eigen-value	Estatística de traço	Valor crítico	Prob.**	Eigen-value	Max-eigenvalue	Valor crítico	Prob,**
Alpargatas Nenhum vetor	Sem	0,249254	1,377393	1,549471	0,0894	0,249254	1,290094	1,426460	0,0812
	Até 1	0,019213	0,872982	3,841466	0,3501	0,019213	0,872982	3,841466	0,3501
AmBev Dois Vetores	Sem*	0,216323	2,992338	1,549471	0,0002	0,216323	1,633179	1,426460	0,0232
	Até 1*	0,183607	1,359158	3,841466	0,0002	0,183607	1,359158	3,841466	0,0002
Aracruz Um Vetor	sem*	0,412022	1,686150	1,549471	0,0310	0,412022	1,540091	1,426460	0,0329
	Até 1	0,049118	1,460589	3,841466	0,2268	0,049118	1,460589	3,841466	0,2268
Banrisul Nenhum vetor	sem	0,206702	1,143676	1,549471	0,1860	0,206702	9,493817	1,426460	0,2473
	Até 1	0,046284	1,942943	3,841466	0,1633	0,046284	1,942943	3,841466	0,1633
Eletróbrás Dois Vetores	sem*	0,447545	3,374974	1,549471	0,0000	0,447545	2,670221	1,426460	0,0003
	Até 1*	0,144964	7,047531	3,841466	0,0079	0,144964	7,047531	3,841466	0,0079
Gerdau Um Vetor	sem*	0,241812	1,829572	1,549471	0,0184	0,241812	1,577896	1,426460	0,0286
	Até 1	0,043193	2,516759	3,841466	0,1126	0,043193	2,516759	3,841466	0,1126
Iguaçu Dois Vetores	Sem*	0,476818	2,203439	1,549471	0,0045	0,476818	1,490,001	1,426460	0,0396
	Até 1*	0,266693	7,134384	3,841466	0,0076	0,266693	7,134384	3,841466	0,0076
Itaú Dois Vetores	Sem*	0,381802	5,283764	1,549471	0,0000	0,381802	3,414715	1,426460	0,0000
	Até 1*	0,231447	1,869049	3,841466	0,0000	0,231447	1,869049	3,841466	0,0000
Petrobras Dois Vetores	Sem*	0,374965	3,794892	1,549471	0,0000	0,374965	2,866681	1,426460	0,0002
	Até 1*	0,141154	9,282115	3,841466	0,0023	0,141154	9,282115	3,841466	0,0023
Petropar Nenhum Vetor	sem	0,200070	7,470458	1,549471	0,5236	0,200070	5,580786	1,426460	0,6674
	Até 1	0,072801	1,889672	3,841466	0,1692	0,072801	1,889672	3,841466	0,1692
Telesp Dois Vetores	Sem*	0,364342	4,263359	1,549471	0,0000	0,364342	3,035735	1,426460	0,0001
	Até 1*	0,167421	1,227624	3,841466	0,0005	0,167421	1,227624	3,841466	0,0005
Unibanco Dois Vetores	Sem*	0,295510	3,655951	1,549471	0,0000	0,295510	2,311856	1,426460	0,0016
	Até 1*	0,184253	1,344095	3,841466	0,0002	0,184253	1,344095	3,841466	0,0002
Unipar Dois Vetores	Sem*	0,234906	2,354359	1,549471	0,0025	0,234906	1,713642	1,426460	0,0171
	Até 1*	0,095264	6,407164	3,841466	0,0114	0,095264	6,407164	3,841466	0,0114

* Denota rejeição da hipótese ao nível de 0,05

**p-valores de MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

*** Número de Vetores de Co-integração

Quadro 3 – Teste de co-integração de Johansen através das análises das Estatísticas de Traço e Max-Eigenvalue

A primeira maneira é através da estatística de Traço (λ_{trace}), ou valor crítico calculado, explicitada no Quadro 3. Caso o Valor de λ_{trace} seja maior que o Valor Crítico, rejeita-se a hipótese nula para a possibilidade de não haver co-integração e testa-se novamente para a hipótese de ter um vetor de co-integração. Deve-se repetir este procedimento até aceitar a hipótese. o estudo, as empresas Alpargatas, Bannisul e Petropar não apresentaram nenhum vetor de co-integração, evidenciando que não existe nenhuma relação de longo prazo entre o lucro e o valor das ações. Já as empresas Aracruz e Gerdau apresentaram somente um vetor de co-integração e as empresas AmBev, Eletrobrás, Café Iguaçu, Itaú, Petrobras, Telesp, Unibanco e Unipar apresentaram dois vetores de co-integração, evidenciando que nestas existe uma relação de longo prazo entre o lucro e o valor das ações. O autovalor (*eigenvalue*) obtido no teste de co-integração de Johansen, sem a imposição de restrição, foi em torno de 0,2.

Coeficientes de co-integração irrestritos - Velocidade de ajustamento (α)			
Empresa	V. CI**	Lucro	Ações
AmBev			
	Sem*	-0,015789	-0,140348
	Até 1*	-0,041373	0,015857
Aracruz			
	Sem*	0,017695	-0,213286
	Até 1	0,008795	0,078886
Eletrobrás			
	Sem*	0,079785	0,227455
	Até 1*	-0,031362	0,122703
Gerdau			
	Sem*	-0,014773	-0,149323
	Até 1	-0,022299	0,006246
Iguaçu			
	Sem*	0,119802	0,015369
	Até 1*	0,019994	0,234962
Itaú			
	Sem*	-0,014421	-0,189547
	Até 1*	-0,048583	0,003466
Petrobras			
	Sem*	0,030146	-0,190957
	Até 1*	-0,048252	-0,063302
Telesp			
	Sem*	-0,038857	-0,226612
	Até 1*	-0,043119	0,044985
Unibanco			
	Sem*	0,026638	-0,141687
	Até 1*	-0,048705	-0,060915
Unipar			
	Sem*	0,068616	0,057018
	Até 1*	-0,005438	0,060438

* Denota rejeição da hipótese ao nível de 0,05

** Número de Vetores de Co-integração

Quadro 4 – Coeficientes ajustados irrestritos com velocidade de ajustamento de α

A segunda maneira de se identificar a co-integração é através da Estatística *Max-Eigenvalue* (λ_{\max}), também apresentada no Quadro 3. Neste caso utiliza-se o mesmo procedimento da Estatística de Traço. No estudo, em todos os casos os vetores de co-integração foram os mesmos encontrados na outra Estatística. As três empresas que não apresentaram nenhum vetor de co-integração não foram levadas em consideração nas análises seguintes.

Outro aspecto importante do procedimento é a obtenção de coeficientes de co-integração irrestritos para a correção do erro, ou seja, sem a restrição da variável normalizada dos elementos de curto prazo (α), como mostra o Quadro 4.

Em termos econômicos, a estimação da velocidade de ajustamento (α) é de suma importância pois, conforme Harris (1995), os valores dos coeficientes dos parâmetros α mostram a velocidade de ajustamento das respectivas variáveis em direção ao equilíbrio de longo prazo. Em outras palavras, quando há um desequilíbrio transitório, um valor elevado de α mostra que a velocidade de ajuste em direção ao equilíbrio no longo prazo ocorre rapidamente. Por outro lado, quando α apresenta pequeno valor, indica que a redução do desequilíbrio de curto prazo, para uma situação de equilíbrio no longo prazo, tende a ocorrer lentamente. Com relação a análise do valor das ações no Quadro 4, grande parte das empresas apresentaram uma velocidade de ajustamento lenta, em torno de 1% em módulo, com exceção das empresas Eletrobrás e Café Iguazu que apresentaram taxas de ajustamento de 12,27% e 23,49% respectivamente, relativamente maiores que as demais empresas. Com relação ao lucro contábil, todas as empresas apresentaram coeficientes de ajustamento muito baixos, variando de 0,5 a 4,8%. Portanto, o período de tempo para que essas variáveis possam atingir o equilíbrio no longo prazo é relativamente extenso.

Em relação ao Quadro 5, foi assumido que a variável a ser normalizada é a referente ao preço das ações. Portanto, o preço das ações representa a variável de saída (endógena) do sistema, enquanto que a variável Lucro é considerada de entrada (exógena). Sendo assim, a análise das estimativas dos coeficientes deve ser conduzida com o sinal invertido para as variáveis de entrada, uma vez que, na equação de co-integração normalizada, todas as variáveis permanecem do mesmo lado.

Em termos econômicos, os resultados do Quadro 5 mostram que a elasticidade de transmissão do preço das ações da AmBev é maior que uma unidade (1,30 com desvio padrão de 0,06), ou seja, em torno de 130% das variações no Lucro da AmBev são transferidas para o preço das ações negociadas. Com relação à Aracruz, a elasticidade de transmissão é maior que uma unidade (1,36 com DP de 0,2), ou seja, em torno de 136% das variações no Lucro da Aracruz são transferidas para o preço das ações. No caso da Eletrobrás, a elasticidade de transmissão é maior que uma unidade (2,39 com DP de 0,56), ou seja, em torno de 239% das variações no Lucro da Eletrobrás são transferidas para o preço das ações. Para a Gerdau, a elasticidade de transmissão é maior que uma unidade (1,27 com DP de 0,09), ou seja, em torno de 127% das variações no Lucro da Gerdau são transferidas para o preço das ações. Já no caso da Iguazu, a elasticidade de transmissão é menor que uma unidade (0,59 com DP de 0,1), ou seja, em torno de 59% das variações no Lucro da Iguazu são transferidas para o preço das ações. Para o Itaú, a elasticidade de transmissão é maior que uma unidade (1,17 com DP de 0,02), ou seja, em torno de 117% das variações no Lucro do Itaú são transferidas para o preço das ações. A Petrobras apresentou uma elasticidade de transmissão maior que uma unidade (1,09 com DP de 0,04), ou seja, em torno de 109% das variações no Lucro da Petrobras são transferidas para o preço das ações. A Telesp apresentou uma elasticidade de transmissão maior que uma unidade (1,38 com DP de 0,06), ou seja, em torno de 138% das variações no Lucro da Telesp são transferidas para o preço das ações. O Unibanco apresentou

uma elasticidade de transmissão maior que uma unidade (1,10 com DP de 0,04), ou seja, em torno de 110% das variações no Lucro do Unibanco são transferidas para o preço das ações. Por fim, a Unipar apresentou uma elasticidade de transmissão maior que uma unidade (3,30 com DP de 0,65), ou seja, em torno de 330% das variações no Lucro da Unipar são transferidas para o preço das ações.

		Coeficientes co-integrados normalizados (β)		Ajustamento dos Coeficientes (α) com a restrição sobre (β)	
Teste	V CI**	Ações	Lucro	Ações	Lucro
AmBev					
	Até 1	1,00	-1,306345	0,050426	0,448243
	DP		(0,06455)	(0,04135)	(0,11028)
Aracruz					
	Até 1	1,00	-1,358558	-0,080300	0,967869
	DP		(0,19681)	(0,04254)	(0,41419)
Eletróbrás					
	Até 1	1,00	2,393953	-0,049361	-0,140722
	DP		(0,56315)	(0,01199)	(0,04057)
Gerdau					
	Até 1	1,00	-1,273053	0,034648	0,350223
	DP		(0,09467)	(0,03627)	(0,08740)
Iguaçu					
	Até 1	1,00	-0,589760	-0,387927	-0,049767
	DP		(0,09799)	(0,10314)	(0,35754)
Itaú					
	Até 1	1,00	-1,171950	0,085878	1,128798
	DP		(0,02472)	(0,07581)	(0,17824)
Petrobras					
	Até 1	1,00	-1,086393	-0,105285	0,666916
	DP		(0,03814)	(0,06320)	(0,14063)
Telesp					
	Até 1	1,00	-1,381205	0,093105	0,542980
	DP		(0,05752)	(0,03596)	(0,09783)
Unibanco					
	Até 1	1,00	-1,101249	-0,159756	0,849746
	DP		(0,03835)	(0,09344)	(0,20190)
Unipar					
	Até 1	1,00	-3,298561	0,026425	0,021959
	DP		(0,65114)	(0,00784)	(0,01827)

* Denota rejeição da hipótese ao nível de 0,05

** Número de Vetores de Co-integração

Quadro 5 – Coeficientes co-integrados normalizados e Ajustamento dos Coeficientes (α) com a restrição sobre β

Os valores de α , depois de imposta a restrição para β do preço das ações igual a 1, também são apresentados no Quadro 5. O procedimento de análise em relação aos novos valores de α é idêntica ao caso em que não havia restrição sobre o parâmetro β . A variável preço das ações apresentou coeficientes, em grande parte das empresas, maiores do que na análise sem ajuste (variando de 5% a 38,8%), com exceção da Eletróbrás e da Unipar, que apresentaram coeficientes inferiores aos anteriores, mas mesmo com o aumento, continuam

com um índice muito baixo, evidenciando convergência lenta a longo prazo. Já com relação ao lucro, os coeficientes ajustados de todas as empresas apresentaram aumento substancial (variando de 4 a 112%), indicando uma velocidade de ajustamento significativamente maior com relação aos valores de α irrestritos, diminuindo o tempo para que as variáveis atinjam equilíbrio de longo prazo.

A seguir, são apresentadas as conclusões e contribuições do estudo.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho teve como objetivo central avaliar o equilíbrio de longo prazo e a dinâmica de curto prazo para a relação entre o lucro contábil das empresas e o respectivo preço das ações negociadas pela BOVESPA através da análise de co-integração e do Vetor de Correção de Erros.

Nos testes das Estatísticas de Traço e *Max-Eigenvalue* foi identificado que grande parte das empresas objeto da análise, que são integradas de mesma ordem, apresentaram uma relação significativa de longo prazo entre o Lucro Contábil e o valor das ações negociadas na BOVESPA. Resultados semelhantes foram encontrados por Galdi e Lopes (2007), Ohlson (1995) e Ohlson e Juettner-Nauroth (2005).

Primeiramente, os resultados da análise dos coeficientes de ajustamento α irrestritos indicaram uma velocidade de ajustamento relativamente lenta para o equilíbrio de longo prazo para o lucro e o preço das ações, representando um período de tempo relativamente extenso para estas variáveis atingirem equilíbrio. Depois de calculada a velocidade dos coeficientes impondo a restrição para β do valor das ações igual a 1, os resultados indicaram uma velocidade de ajustamento ainda lenta para esta variável, mas o lucro apresentou velocidade de ajustamento significativamente maior, diminuindo o tempo para que as variáveis atinjam equilíbrio de longo prazo.

Em termos econômicos, os resultados mostram que, a elasticidade de transmissão do lucro para o preço das ações, em grande parte das empresas, mostrou-se maior que 100%, com destaque para a Eletrobrás e Unipar, onde seus lucros influenciam 239% e 330%, respectivamente, o preço das ações. Somente a empresa Café Iguazu apresentou elasticidade de transmissão menor que 100%. Estes resultados evidenciam que os lucros influenciam consideravelmente o preço das ações a longo prazo.

O artigo em questão evidencia, através de análises quantitativas consistentes, a relevância dos dados contábeis para o mercado de capitais, enfatizando as relações de longo prazo existentes no mercado de ações, mostrando que o resultado das empresas influencia substancialmente o preço das ações.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARSHANAPALLI, B.; DOUKAS, J. International Stock Market Linkages: Evidence from the Pre- and Post-October 1897 Period'. **Journal of Banking and Finance**, v. 17, 1993. p. 193–208.

BALL, R.; BROWN, P. An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research*, Chicago, v.6, n.2, 1968. p.159-177.

- BEN-ZION, U.; CHOI, J. J.; HAUSER, S. The price linkages between country funds and national stock markets: evidence from cointegration and causality tests of Germany, Japan and UK funds. **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 23 n. 7, Set. 1996.
- CHEN, K.; RAU, H. Antitrust laws and the relationship between mergers, stock prices and industrial production: a cointegration approach. **Journal of industry, competition and trade**. v. 3, n. 2, 2003. p. 27-40.
- CHOWDURY, A. R. Futures Market Efficiency: Evidence from Cointegration Tests. **Journal of Futures Markets**. v. 11, 1991. p. 577-589.
- CORHAY, A.; RAD, A. T.; URBAIN J.P. Common Stochastic Trends in European Stock Markets. **Economics Letters**, Vol. 42, 1993. p. 385–390.
- CUTHBERTSON, K.; HALL, S. G.; TAYLOR, M. P. **Applied Econometric Techniques**. Londres: Harvester Wheatsheaf, 1992.
- DICKEY, D.A. & FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, 1979, 74, pp. 427–431.
- DURRÉ, A.; GIOT, P. An International Analysis of Earnings, Stock Prices and Bond Yields **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 34, n. 4, Abr./Mai. 2007. p. 613–641.
- ENGLE, R. F. & GRANGER, C.W.J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, 1987, v. 55, pp. 251–276.
- EIEWS FOR USER'S GUIDE (2002). Disponível em: <www.eviews.com>. Acesso em: 23 set. 2008.
- FAMA, E. F. Efficient Capital Markets: II. **The Journal of Finance**, v. 46, n. 5, dez. 1991.
- GALDI, F. C.; LOPES, A. B. Relação de longo prazo e causalidade entre o lucro contábil e o preço das ações: evidências do mercado latino-americano. **R.Adm.**, São Paulo, v.43, n.2, abr./maio/jun. 2008 p.186-201.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, 1969, v. 37, pp. 424–438.
- _____. Co-integrated variables and error correction models. **UCSD Discussion Paper**, 1983.
- HARRIS, H. **Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling**. Londres: Prentice Hall, 1995.
- JOHANSEN, S. Statistical Analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamic and Control**, v. 12, 1988. p. 231-254.
- _____. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, 1991, v. 59, pp. 1551–1580.
- _____. **Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models**. Londres (Inglaterra): Oxford University Press, 1995.
- _____. Modelling of Cointegration in the Vector Autoregressive Model. **Economic Modelling**, v. 17, 2000. p. 359-373.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

- JONG, P. J.; APILADO, V. P. The changing relationship between earnings expectations and earnings for value and growth stocks during Reg FD. **Journal of Banking & Finance**, v. 33, 2009. p. 435–442.
- KREHBIEL, T.; ADKINS, L. C. Cointegration Tests of the Unbiased Expectations Hypothesis in Metals Markets. **Journal of Futures Markets**, v. 13, 1993. p. 753-763.
- LEV, B. On the usefulness of earnings and earnings research: lessons and directions from two decades of empirical research. **Journal of Accounting Research**, Chicago, v. 27, Set. 1989. p.153-192.
- MACKINNON, J.G. Critical values for cointegration tests. In: Engle, R. F. & Granger, C.W.J., editores, **Long-run economic relationships: readings in cointegration**. Oxford University Press, 1991.
- MACKINNON, J.G.; HAUG, A. A.; MICHELIS, L. Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration. **Journal of Applied Econometrics**, v. 14, 1999. p. 563-577.
- MACDONALD, R.; TAYLOR M. Metals Prices, Efficiency and Cointegration: Some Evidence from the London Metal Exchange, **Bulletin of Economic Research**, v. 40, 1988. p. 235-239.
- MALKAMAKI, M. Cointegration and Causality of Stock Markets in Two Small Open Economies and Their Major Trading Partner Nations. **Bank of Finland Research Department Discussion Paper**, 1992. p. 16-92.
- MONADJEMI, M. S.; PERRY L. Share Price Movements: A Study of Four OECD Countries. **Applied Economics Letters**, v. 3, 1996. p. 135–137.
- MOORE, M. J. CULLEN, U. Speculative Efficiency on the London Metal Exchange. **The Manchester School**, v. 63, 1995. p. 235-256.
- OI, D. D.; WU, Y. W.; XIANG, B. Stationarity and cointegration tests of the Ohlson model. **Journal of Accounting, Auditing & Finance**. v. 15 n. 2, 2000. p. 141-60.
- OHLSON, J.A. Earnings, book values and dividends in equity valuation. **Contemporary Accounting Research**, Canada, v.11, n.2, p.661-687, Spring 1995.
- OHLSON, J.A.; JUETTNER-NAUROTH, B. E. Expected EPS and EPS growth as determinants of value. **Review of Accounting Studies**, The Netherlands, v.10, p.349-365, 2005.
- PALMA, W. **Long-Memory time series: Theory and methods**. New Jersey: John Wiley & Sons, 2007.
- PHILLIPS, P.C.B. & PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, 1988, v. 75, 335–346.
- PHYLAKTIS, K. Capital Market Integration in the Pacific Basin Region: An Impulse Response Analysis. **Journal of International Money and Finance**, v. 18, 1999. p. 267–287.
- SEPHTON, P.S.; COCHRANE D. K. The Efficiency of the London Metals Exchange: Another Look at the Evidence, **Applied Economics**, Vol. 23, 1991. p. 669-674.