

Relação de longo prazo e causalidade entre o lucro contábil e o preço das ações: Evidências do mercado latino-americano

Autores

FERNANDO CAIO GALDI

Universidade de São Paulo

ALEXSANDRO BROEDEL LOPES

Universidade de São Paulo

Resumo

Dentro da linha de se investigar a relevância da informação contábil para mercados de capitais de países emergentes, o presente artigo analisa se existe relação de longo prazo e de causalidade entre o lucro contábil e o preço das ações de empresas da América Latina. Para isso são utilizados testes de cointegração na mesma linha introduzida por Campbell e Shiller (1987) que investigaram modelos de valor presente baseados em expectativas racionais para o preço das ações e de *bonds* no mercado norte-americano. Na essência se as variáveis são cointegradas elas mantêm um relacionamento de longo prazo. Esse tipo de relacionamento tem sido extensivamente estudado entre as variáveis macroeconômicas, mas é pouco analisado especificamente para variáveis contábeis e financeiras em mercados emergentes. Complementarmente ao teste de cointegração, é analisada a relação de causalidade de Granger entre o lucro e o preço das ações. As evidências apontam que existe um relacionamento de longo prazo entre o lucro e os preços das ações. Contudo, não se pode estabelecer uma relação de causação entre essas duas variáveis. Esse resultado é oposto ao esperado quando se considera a relação entre lucro e preço apresentada por Ohlson (1995), porém pode ser explicado pela falta de oportunidade do lucro contábil conforme relatado por Beaver et al. (1980) e Collins et al. (1994). Adicionalmente os resultados indicam que o lucro apurado pela contabilidade Argentina, que tem uma característica menos conservadora do que a de outros países latino-americanos, tem um comportamento mais tipicamente estacionário e maior relação causal com o preço da ação quando comparado com os lucros dos outros países da América Latina.

Palavras Chave: Contabilidade e mercado de capitais; causalidade de granger; cointegração; contabilidade internacional; América Latina

Abstract

Aiming the investigation of accounting information relevance to capital markets in emerging countries, this paper analyses if there is long term relationship and causality between accounting earnings and stock prices of Latin American firms. Hence we use cointegration tests in the same approach as Campbell e Shiller (1987) that investigated present value models based on rational expectations for the equity and bond markets. In the essence if the variables are cointegrated, they have a long run relationship. This relation has been extensively studied for macroeconomic variables, but few works have been done for accounting and financial variables in emerging markets. Additionally we analyze the Granger causality between accounting earnings and stock prices. Evidences points out that earnings and prices do have a long run relationship. However we can not establish a causation relation for those variables. These findings are opposite to the expected when considered the earnings-price relation presented by Ohlson (1995), but they can be explicated by earnings timeliness related by

Beaver et al. (1980) and Collins et al. (1994). Additionally the evidences indicate that Argentine accounting earnings, that have less conservative features than other Latin American countries, are typically stationary and have a higher degree of causality relation with stock prices than other Latin American countries accounting earnings.

Key Words: Accounting and capital markets; granger-causality; cointegration; international accounting; Latin America

1. INTRODUÇÃO

O preço de uma ação é função de um conjunto de fatores que interagem formando a expectativa do mercado sobre o desempenho¹ futuro da empresa e da economia². Entre as variáveis contábeis que têm sido amplamente estudadas para o entendimento da formação dos preços das ações, o lucro tem um lugar de destaque. Desde Ball e Brown (1968) e Beaver (1968) já existem evidências de que os lucros contábeis têm conteúdo informativo³. Lev (1989) fez uma extensa análise de estudos sobre o lucro contábil e de sua importância para os investidores e concluiu que o grau de utilidade do lucro é modesto e explicaria em torno de 5% da variação sofrida pelas taxas de retorno das ações, além do relacionamento entre essas variáveis parecer instável. Entretanto, Ohlson (1995) apresentou o modelo de avaliação por lucros residuais (*Residual Income Valuation* ou RIV) que formaliza a relação entre os lucros anormais, que são decorrentes dos lucros contábeis, e o preço de uma ação. Nesse contexto muitos trabalhos foram desenvolvidos buscando analisar empiricamente a relação entre o lucro (e outras informações contábeis) e o preço das ações. Kothari (2001) e Beaver (1998) apresentam e discutem de forma abrangente essa tendência. Lopes (2003) relata que esse tipo de pesquisa tem utilizado, normalmente, algumas variações de tratamentos estatísticos baseados em regressões com dados em *cross section* (dados em corte) entre o lucro e os preços das ações. Essa metodologia captura importantes características para um número grande de empresas, que é normalmente utilizado nesses estudos. Entretanto o método de regressões em *cross section* não captura as relações temporais entre as variáveis em estudo.

Dentro da linha de se investigar a relevância da informação contábil para o mercado de capitais, o presente artigo analisa se existe relação de longo prazo entre o lucro contábil e o preço das ações de empresas da América Latina. Para isso são utilizados testes de cointegração na mesma linha introduzida por Campbell e Shiller (1987) que investigaram modelos de valor presente baseados em expectativas racionais para o preço das ações e de *bonds* no mercado norte-americano. Na essência se as variáveis são cointegradas elas mantêm um relacionamento de longo prazo. Esse tipo de relacionamento tem sido extensivamente estudado entre as variáveis macroeconômicas⁴, mas é pouco analisado especificamente para variáveis contábeis e financeiras em mercados emergentes. Adicionalmente ao teste de cointegração, é analisada a relação de causalidade de Granger entre o lucro e o preço das ações. Lopes (2003) realizou procedimento similar para lucro e retorno e encontrou evidências que para defasagens pequenas (1 a 3 períodos) há relação de causalidade no sentido de lucro para retorno, porém essas conclusões não podem ser estendidas pois foram analisadas somente duas empresas. O presente estudo amplia a amostra e a extensão desse teste e considera o preço ao invés do retorno.

Adicionalmente vale salientar que conforme Lopes (2002, p.58-59) “as evidências a respeito da América Latina na literatura contábil internacional são praticamente inexistentes. A literatura nacional também vem apresentando poucas contribuições ao estudo empírico do papel da contabilidade no mercado brasileiro”. Nesse contexto a investigação do relacionamento temporal e causal entre o lucro e os preços das ações para esse mercado torna-se interessante por contribuir para o aumento da discussão científica do tema, além de identificar relações economicamente importantes para o funcionamento eficiente do mercado de capitais e das normas contábeis dos países latino-americanos.

O artigo é apresentado em seis seções. A segunda seção relata o modelo que faz a ligação formal entre o lucro contábil e o preço de uma ação. A seção três faz uma breve apresentação dos testes de estacionariedade de KPSS, de cointegração (Johansen) e de causalidade de Granger. A quarta seção apresenta a metodologia e a amostra utilizada no estudo. A quinta seção relata a os resultados obtidos. A sexta seção conclui o trabalho.

2. RELAÇÃO ENTRE PREÇO DA AÇÃO E LUCRO

Ohlson (1995) apresentou um modelo, conhecido por modelo de avaliação por lucros residuais (*Residual Income Valuation* ou RIV) que formaliza a relação entre as informações contábeis e o preço de uma ação. O modelo de avaliação por lucros residuais é derivado do método de fluxo de dividendos. A principal premissa desse modelo é o conceito de *clean surplus relationship* (CSR) que impõe a todas as transações, com exceção das transações com os acionistas, que modifiquem o patrimônio líquido da companhia, passem pelas contas de resultado. O RIV define o valor de uma empresa como sendo o somatório do valor contábil do patrimônio líquido da companhia com o valor presente dos lucros residuais esperados. Para o cálculo do lucro residual (anormal), segundo o modelo, considera-se o conceito econômico de custo de oportunidade em um mundo sem risco. O lucro residual é calculado pela seguinte fórmula:

$$x_t^a = x_t - r(y_{t-1})$$

onde: x_t^a é o lucro anormal (residual) por ação no período t e;
 r é a taxa livre de risco.

A CSR explica o valor contábil de um período como função do valor contábil do período anterior mais os lucros retidos na empresa ($x_t - d_t$). Agregando os conceitos de *clean surplus* e lucro residual ao modelo de desconto de fluxo de dividendos, encontra-se a fórmula básica do RIV, que é expressa como⁵:

$$P_t = y_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} R^{-\tau} E_t[x_{t+\tau} - ry_{t+\tau-1}] = y_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} R^{-\tau} E_t[x_{t+\tau}^a]$$

onde: P_t é o preço da ação no período t ;
 y_t é o Patrimônio Líquido por ação no período t ;
 $E_t[]$ é o operador esperança no período t .
 $x_{t+\tau}^a$ é o Lucro anormal por ação no período $t+\tau$;
 r é a taxa livre de risco e;
 $R = 1+r$.

O resultado desse modelo mostra que o preço de uma ação é composto pelo valor contábil do patrimônio líquido por ação mais o valor presente de todos os seus lucros anormais por ação futuros. Considerando-se que o lucro anormal nada mais é do que o lucro contábil descontado por uma taxa fixa (livre de risco) que remunera o capital investido no patrimônio líquido, torna-se interessante a análise da cointegração entre o preço das ações e o lucro por ação das empresas latino-americanas. A cointegração pode ser interpretada como um equilíbrio de longo prazo, desde que seja possível que as variáveis cointegradas desviem-se no curto prazo, mas retornem sua associação no longo prazo. Entretanto, para que as variáveis sejam cointegradas é necessário que elas sejam integradas de mesma ordem. Isso pode ser analisado pelos testes de raiz unitária e/ou estacionariedade descritos no próximo tópico.

3. TESTES ECONOMETRÍCOS

3.1 TESTE DE ESTACIONARIEDADE

A estacionariedade é uma condição fundamental para a análise de séries de tempo. Séries não estacionárias não são passíveis de modelagem dentro do arcabouço tradicional de séries de tempo. Adicionalmente, as premissas do modelo de regressão clássico resultam na

necessidade de que tanto a variável dependente quanto as variáveis independentes sejam estacionárias e que os resíduos tenham média zero e variância constante. Gujarati (2004, p.730) relata que “regressões envolvendo dados de série temporal incluem a possibilidade de se obter resultados espúrios ou duvidosos, ou seja, superficialmente, os resultados parecem bons, mas, depois de investigações adicionais, eles parecem suspeitos”. Assim regressões entre variáveis não estacionárias podem resultar no problema de regressão espúria relatado por Granger e Newbold (1974). A estacionariedade de uma série se refere ao comportamento de sua distribuição conjunta de probabilidade no decorrer do tempo. O conceito de estacionariedade fraca (daqui em diante apenas estacionariedade), é quase sempre utilizado na análise de séries de tempo. Uma série fracamente estacionária tem média e variância constantes no tempo e autocorrelação invariante em relação ao tempo. A importância da estacionariedade reside no fato de que séries com tendência (a maioria das séries econômicas e financeiras) são, via de regra, não estacionárias⁶. Torna-se relevante, então, identificar se a tendência da série é determinística ou estocástica. Segundo Dawid (2004, p.2) “quando um componente de uma série temporal é um passeio aleatório, costuma-se dizer que a série possui uma raiz unitária, ou que é integrada de ordem 1, I(1). A relevância de se saber se uma série possui raiz unitária está no fato de que, em caso afirmativo, os choques externos causam efeito permanente na série. Ao passo que, em uma série estacionária, há um retorno à média após um certo tempo”. Importante salientar que quando uma série possui raiz unitária pode-se dizer que ela não é estacionária.

Nelson e Plosser (1982), em trabalho bastante relevante, analisaram 13 séries macroeconômicas norte- americanas investigando a existência de raiz unitária e encontraram evidências de que para a maioria das séries não se pode rejeitar a hipótese de raiz unitária. Desde então a maneira tradicional de se modelar séries macroeconômicas como uma tendência determinística mais um ruído estacionário foi colocada em xeque. O mesmo conceito pode ser expandido para séries financeiras e contábeis não estacionárias. Nesse contexto é investigada a estacionariedade das séries em estudo.

Vários testes econométricos foram desenvolvidos no sentido de se identificar se uma série não tem raiz unitária (isto é, é estacionária). Entre eles estão os testes de Dickey-Fuller (1979 e 1981) e Phillips-Perron (1988). Entretanto, séries financeiras e contábeis normalmente possuem valores atípicos e segundo Cati, Garcia e Perron (1999) os testes de Dickey-Fuller e Phillips-Perron são bastante sensíveis a esses tipos de dados. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992) desenvolveram um teste específico de estacionariedade (teste KPSS) no qual há a inversão da hipótese nula quando comparados com os testes padrões de raiz unitária. No teste KPSS as hipóteses são:

- H₀: o passeio aleatório não está presente na série, portanto ela é estacionária
- H_a: o passeio aleatório está presente na série, portanto ela é não estacionária

A seguinte equação representa o passeio aleatório em sua forma mais simples:

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$$

onde y_t é o preço corrente da ação em t e ε_t é um ruído branco em t (a média é zero, a variância é constante e não há autocorrelação).

No teste KPSS segundo Fernandes e Toro (2002), *apud* Grôppo (2005) “a presença de valores atípicos prejudica assim apenas o poder do teste, não interferindo no seu tamanho. A rejeição da hipótese nula de estacionariedade possui então um significado ainda mais forte quando valores atípicos estão presentes”. Assim, esse teste é o utilizado no presente trabalho com o intuito de minimizar os impactos em sua análise das variações dos preços das ações e

dos lucros das empresas decorrentes de alterações macroeconômicas no cenário latino-americano. A estatística do teste KPSS é baseada nos resíduos da seguinte regressão:

$$y_t = \delta x_t' + u_t$$

onde y_t é a variável endógena; x_t' são os regressores exógenos ótimos (constante ou constante e tendência) e u_t são os resíduos.

O teste KPSS utiliza uma versão modificada da estatística LM dada por:

$$LM = \frac{\sum S(t)^2}{T^2 / f_0}$$

onde f_0^7 é o estimador dos resíduos espectrais na frequência zero e $S(t)$ é a função acumulada dos resíduos representada por:

$$S(t) = \sum \hat{u}_t$$

Os valores críticos da estatística LM para o teste de KPSS estão reportados em Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992).

3.2 TESTE DE COINTEGRAÇÃO

Quando as séries em análise são cointegradas significa que, mesmo sendo individualmente não estacionárias, uma combinação linear de duas ou mais delas pode ser estacionária. Engle e Granger (1987) demonstraram que a presença de raízes unitárias nas séries não impedem, em princípio, o uso das séries sem modificações, pois com cointegração a relação é estatisticamente confiável. A definição de cointegração feita por Engle e Granger (1987) diz que um vetor y_t é cointegrado de ordem (d,b) , denotado por $CI(d,b)$, se (i) todos componentes de y_t são integrados de ordem d (se tornam estacionários com d diferenças) e (ii) existe pelo menos um vetor α ($\neq 0$) tal que $\alpha' y_t$ é integrado de ordem $d-b$, $b > 0$.

O caso mais comum e usual de cointegração com variáveis econômicas é $CI(1,1)$. No presente artigo está a relação investigada. O procedimento utilizado para a identificação de cointegração entre as variáveis em análise é do de Johansen (1991 e 1995). Para a utilização do procedimento de Johansen é necessário que o Vetor Auto Regressivo (VAR) de ordem k :

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_k y_{t-k} + u_t$$

onde y_t é um vetor ($g \times 1$), β_k é uma matriz de parâmetros ($g \times g$); u_t é um vetor ($g \times 1$) de termos aleatórios, seja transformado em um modelo de correção de erros (VEC) da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-k} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-(k-1)} + u_t$$

onde $\Pi = (\sum_{j=1}^k \beta_j) - I_g$ e $\Gamma_i = (\sum_{j=1}^i \beta_j) - I_g$ e I_g é a matriz identidade de ordem g .

O Teorema da Representação de Granger afirma que se y_t é $C(1,1)$, então ela pode ser representada pelo modelo de correção de erros (VEC). O método de Johansen, portanto, consiste em estimar Π (matriz de respostas de longo prazo) sem restrições, pois o posto de Π é que determina o número de vetores de cointegração. Para se calcular o posto da matriz Π devemos encontrar as raízes características ou *eigenvalues* (λ_i) de Π . O posto da matriz é igual ao número de *eigenvalues* diferentes de zero da matriz. Interessante ressaltar que a soma dos *eigenvalues* de uma matriz quadrada corresponde ao traço dessa matriz.

Se as variáveis não forem cointegradas o posto de Π (r) não será significativamente diferente de zero, portanto $\lambda_i = 0$ para qualquer i . As relações para a cointegração entre o posto da matriz Π (r) e o número de variáveis (g) de y_t podem ser resumidas como:

- Se $r = 0$, não há cointegração
- Se $r = g$, as séries são estacionárias
- Se $0 < r < g$ há r vetores de cointegração

Os testes estatísticos e os seus respectivos valores críticos para se verificar o número de *eigenvalues* (λ_i) de Π que são estatisticamente diferentes de zero são apresentados em Johansen (1991). O procedimento de Johansen utiliza duas estatísticas com as seguintes hipóteses:

i) estatística do traço, dada por: $Q_r = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \lambda_i)$

H_0 : Existe no máximo r vetores de cointegração

H_a : Não existe no máximo r vetores de cointegração

ii) estatística do máximo autovalor, dada por: $Q_{\max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1})$

H_0 : Existem exatamente r vetores de cointegração

H_a : Existem exatamente $r+1$ vetores de cointegração

onde λ é a estimativa do *eigenvalue* e T é o número de observações na série.

3.3 TESTE DE CAUSALIDADE

Kendall e Stuart *apud* Gujarati (2005, p.8) relatam que “uma relação estatística, por mais forte e sugestiva que seja jamais pode estabelecer uma relação causal: nossas idéias sobre causalção devem vir de fora da estatística, enfim, de outra teoria”. Dentro do arcabouço teórico fornecido por Ohlson (1995) espera-se que o lucro e o preço da ação estabeleçam uma relação causal no sentido do lucro para o preço da ação. Para se testar esse relacionamento o presente artigo utiliza o teste de causalidade proposto por Granger (1969). O conceito de causalidade de Granger se baseia na melhoria da variância da previsão ocasionada pela utilização de uma variável exógena defasada na equação de regressão. Na causalidade de Granger, se a variável y_1 Granger-*causa* y_2 , isso significa que os valores defasados da variável y_1 ajudam a prever y_2 . A metodologia básica (para variáveis estacionárias) no teste de causalidade de Granger é a realização das seguintes regressões:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_l x_{t-l} + \varepsilon_t \quad (a)$$

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_r x_{t-r} + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_l y_{t-l} + u_t \quad (b)$$

Na seqüência realiza-se o teste F de hipótese conjunta de que $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_l = 0$ para ambas equações. Se essa hipótese não for rejeitada para a equação (a), por exemplo, significa que a variável x não Granger-Causa a variável y . Para variáveis não estacionárias $I(1)$ deve-se empregar o mesmo procedimento, mas sobre as variáveis diferenciadas em um período. Se as variáveis forem cointegradas e se desejar aplicar o teste de causalidade de Granger, adiciona-se o termo de correção de erros às equações (a) e (b).

4. METODOLOGIA E AMOSTRA

Para a análise da existência de não estacionariedade das variáveis e de cointegração e causalidade entre o lucro por ação (LPA) e o preço da ação (PREÇO) foram selecionadas as ações mais líquidas⁸ das principais bolsas latino-americanas no período de janeiro de 1995 até setembro de 2005. Desses dados foram selecionadas aquelas ações que preenchiam pelo menos oito anos de informação. Assim as empresas líquidas, porém que têm suas ações cotadas em bolsa por um período inferior ao especificado (no Brasil por exemplo a GOL S.A.) não foram consideradas na amostra. Foram coletados dados relativos ao lucro por ação trimestral e o preço da ação no fechamento de cada trimestre. Os dados foram coletados na moeda de cada país e deflacionados pelos respectivos índices de inflação oficiais. Foram excluídas da amostra empresas do mercado Venezuelano, pois os dados continham muitas falhas. As quarenta e uma empresas que compõem a amostra do estudo estão relacionadas na tabela 1.

Tabela 1. Empresas utilizadas na amostra.

EMPRESA	PAÍS	EMPRESA	PAÍS
Atacocha	Peru	Lan Chile	Chile
Buenaventura	Peru	Bradesco	Brasil
Aceros Arequip	Peru	Braskem	Brasil
Minsur	Peru	Caemi	Brasil
Backus Johnst	Peru	Eletrobras	Brasil
Volcan	Peru	Gerdau	Brasil
Alfa	México	Petrobras	Brasil
Cemex	México	CSN	Brasil
Geo	México	Usiminas	Brasil
Gmexico	México	CVRD	Brasil
ICA	México	Acindar	Argentina
Telefs Mex	México	Aluar	Argentina
Televisa	México	Banco Macro	Argentina
WalMart Mex	México	Capex	Argentina
Andina	Chile	Banco Frances	Argentina
Bsantander	Chile	Molinos Rio	Argentina
Cervezas	Chile	Siderar	Argentina
Copac	Chile	Telecom	Argentina
Credito	Chile	Telefonica de Arg	Argentina
Endesa	Chile	TranspGas	Argentina
Enersis	Chile		

As tabelas 2 e 3 apresentam as estatísticas descritivas da amostra em análise para as variáveis lucro por ação e preço da ação respectivamente. Adicionalmente foram calculados os índices aglomerados para cada país para ambas variáveis. Eles representam uma espécie de indicativo dos valores da amostra de cada país. O aglomerado da média de cada país, por exemplo, representa a média das médias das empresas analisadas no país. O aglomerado da mediana é a mediana das medianas e assim por diante. Com isso buscou-se estabelecer um valor representativo para cada país. Contudo, é importante lembrar que a comparação direta entre os valores de países diferentes não pode ser realizada sem se levar em consideração a taxa de câmbio, dado que as informações estão na moeda original de cada país.

Pela tabela 2 nota-se que o desvio padrão do lucro por ação das empresas analisadas é bastante elevado quando comparado com a média e a mediana. Adicionalmente, os máximos e mínimos também demonstram a presença de valores bastante diferenciados à média. Essa alta variabilidade corrobora o ambiente econômico do mercado latino-americano nos últimos dez anos.

Tabela 2. Estatísticas descritivas do lucro por ação.

	País	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão
LPA_ATACOCHA	Peru	0,016592	0,011735	0,095385	-0,04333	0,030273
LPA_BUENAVENTURA	Peru	0,537642	0,432706	1,975399	-1,30288	0,605411
LPA_ACEROS_AREQUIP	Peru	0,022668	0,016685	0,111536	-0,04448	0,030392
LPA_MINSUR	Peru	0,078305	0,054072	0,530922	-0,00674	0,084057
LPA_BACKUS_JOHNST	Peru	0,026213	0,02364	0,079485	-0,04686	0,024592
LPA_VOLCAN	Peru	0,006593	0,007782	0,051313	-0,04437	0,019326
AGLOMERADO		0,114669	0,020163	1,975399	-1,30288	Na
LPA_ALFA	México	1,607056	1,668219	6,485932	-3,16276	1,914989
LPA_CEMEX	México	0,312937	0,317239	3,520077	-1,5457	0,696461
LPA_GEO	México	0,219303	0,21481	2,090043	-2,18717	0,492491
LPA_GMEXICO	México	0,317016	0,277907	10,84603	-8,06449	2,172555
LPA_ICA	México	-0,32339	-0,06333	7,298266	-7,66188	1,946182
LPA_TELEFS_MEX	México	0,191002	0,174292	0,885236	-0,69455	0,216022
LPA_TELEVISIA	México	0,001839	0,001128	0,025761	-0,00608	0,004805
LPA_WALMART_MEX	México	0,314385	0,241858	4,694828	-4,0948	0,976075
AGLOMERADO		0,330019	0,228334	10,84603	-8,06449	Na
LPA_ANDINA	Chile	14,81241	10,40549	65,16113	-26,6826	14,99791
LPA_BSANTANDER	Chile	0,265272	0,281427	1,024197	-0,47236	0,244835
LPA_CERVEZAS	Chile	32,43634	35,17865	108,1177	-9,17975	30,56051
LPA_COPEC	Chile	50,43096	46,86587	124,0106	3,036867	28,27617
LPA_CREDITO	Chile	138,9042	116,5171	342,5585	45,85048	72,62892
LPA_ENDESA	Chile	2,389595	3,09983	17,89338	-11,3134	5,347586
LPA_ENERSIS	Chile	1,283244	0,992476	11,75437	-31,2709	6,373236
LPA_LAN_CHILE	Chile	28,11089	25,6751	98,85389	-20,3832	27,20389
AGLOMERADO		33,57911	18,0403	342,5585	-31,2709	Na
LPA_BRADESCO	Brasil	0,67695	0,640483	1,453539	0,195902	0,283979
LPA_BRASKEM	Brasil	0,130314	0,195423	5,402443	-6,56637	1,533563
LPA_CAEMI	Brasil	0,012965	0,004749	0,153386	-0,09108	0,036239
LPA_ELETRORBRAS	Brasil	0,001135	0,001726	0,00817	-0,00728	0,002587
LPA_GERDAU	Brasil	0,529077	0,344139	2,531334	-0,53225	0,588045
LPA_PETROBRAS	Brasil	0,549813	0,626723	1,481116	-0,59309	0,490623
LPA_CSN	Brasil	0,846701	0,491999	8,030083	-1,00824	1,467649
LPA_USIMINAS	Brasil	1,085341	0,665647	5,200762	-4,13316	1,757288
LPA_CVRD	Brasil	0,733096	0,570835	3,048493	-0,26755	0,677781
AGLOMERADO		0,507266	0,491999	8,030083	-6,56637	Na
LPA_ACINDAR	Argentina	0,039993	0,074006	2,236384	-2,68893	0,728528
LPA_ALUAR	Argentina	0,032551	0,060232	0,265232	-0,27009	0,140885
LPA_BANCO_MACRO	Argentina	-0,19572	-0,08684	7,03018	-4,05749	1,74696
LPA_CAPEX	Argentina	0,042001	0,154194	3,342329	-6,80956	1,28766
LPA_FRANCES_BCO	Argentina	0,030191	0,198435	1,547004	-3,52906	0,860534
LPA_MOLINOS_RIO	Argentina	0,020365	0,042526	0,598666	-0,57652	0,211758
LPA_SIDERAR	Argentina	0,209942	0,11844	1,531696	-0,63856	0,467309
LPA_TELECOM	Argentina	-0,06312	0,152977	1,177413	-4,48306	0,833521
LPA_TELEFONICA_DE_ARG	Argentina	-0,03033	0,088638	0,415472	-2,78164	0,480663
LPA_TRANSPGAS	Argentina	0,075088	0,119016	0,450068	-1,26884	0,229076
AGLOMERADO		0,016096	0,103539	7,03018	-6,80956	Na

A tabela 3 apresenta as estatísticas descritivas da amostra em análise para a variável preço da ação. As características das estatísticas descritivas do preço por ação têm comportamento semelhante às do lucro por ação, ou seja, alta variabilidade e grande heterogeneidade entre os dados, o que representa a volatilidade do mercado de capitais na América Latina. Entretanto o esperado seria que o índice do desvio padrão em relação à média do preço das ações fosse maior que esse índice para o lucro por ação, pela característica de alta volatilidade do mercado de capitais. Aparentemente não é isso o que acontece e a volatilidade relativa do lucro por ação trimestral é mais elevada do que a do preço da ação para a maior parte das empresas da amostra.

Tabela 3. Estatísticas descritivas do preço da ação.

	País	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão
PREÇO_ATACOCOA	Peru	0,7433	0,4393	2,5931	0,1349	0,6812
PREÇO_BUENAVENTURA	Peru	40,2842	28,7130	105,4677	10,2864	25,7327
PREÇO_ACEROS_AREQUIP	Peru	0,4317	0,2672	1,5425	0,1358	0,4139
PREÇO_MINSUR	Peru	2,2612	1,5417	6,3116	0,7834	1,6733
PREÇO_BACKUS_JOHNST	Peru	1,1281	1,0322	1,9296	0,7171	0,3369
PREÇO_VOLCAN	Peru	0,7986	0,9384	1,3304	0,1645	0,3904
AGLOMERADO		7,6079	0,9853	105,4677	0,1349	Na
PREÇO_ALFA	México	42,3994	43,9740	107,9499	7,3047	22,4626
PREÇO_CEMEX	México	22,7357	20,5783	56,3780	10,4191	8,5040
PREÇO_GEO	México	11,6210	11,9714	33,5822	1,4997	7,3897
PREÇO_GMEXICO	México	13,2351	13,8152	26,1783	3,1993	5,9235
PREÇO_ICA	México	10,9276	4,3846	29,6343	1,1244	10,6132
PREÇO_TELEFS_MEX	México	6,9795	7,8034	11,4881	3,1932	2,5418
PREÇO_TELEVISA	México	22,8859	21,2199	38,6547	12,9929	7,0796
PREÇO_WALMART_MEX	México	27,0378	25,0093	54,8844	16,4852	8,1559
AGLOMERADO		19,7277	17,1967	107,9499	1,1244	Na
PREÇO_ANDINA	Chile	895,28	846,74	1.447,99	515,64	236,61
PREÇO_BSANTANDER	Chile	10,90	10,87	22,31	4,11	4,29
PREÇO_CERVEZAS	Chile	1.983,30	1.907,59	2.893,47	1.104,35	500,07
PREÇO_COPEC	Chile	2.450,21	2.025,69	5.059,27	810,34	1.250,33
PREÇO_CREDITO	Chile	5.369,47	3.842,87	14.936,87	1.931,33	3.513,60
PREÇO_ENDESA	Chile	282,44	263,41	522,42	157,69	79,91
PREÇO_ENERSIS	Chile	177,24	192,91	304,86	51,52	75,53
PREÇO_LAN_CHILE	Chile	1.204,85	803,70	4.201,00	104,05	1.027,77
AGLOMERADO		1.546,71	825,22	14.936,87	4,11	Na
PREÇO_BRADESCO	Brasil	18,3779	18,1430	53,8891	5,7581	9,8476
PREÇO_BRASKEM	Brasil	9,2521	6,4535	34,4955	1,9537	7,5189
PREÇO_CAEMI	Brasil	0,5805	0,3179	3,5666	0,0375	0,7950
PREÇO_ELETOBRAS	Brasil	0,0328	0,0322	0,0572	0,0151	0,0096
PREÇO_GERDAU	Brasil	8,3784	4,7887	33,2544	0,7341	9,4321
PREÇO_PETROBRAS	Brasil	12,1633	12,0083	35,9174	2,3637	7,6112
PREÇO_CSN	Brasil	13,2096	6,9233	55,4276	2,2051	15,3616
PREÇO_USIMINAS	Brasil	14,9339	9,6640	55,9824	3,1520	14,1216
PREÇO_CVRD	Brasil	23,6376	17,9906	85,7953	5,8964	19,9628
AGLOMERADO		11,1740	6,9233	85,7953	0,0151	Na
PREÇO_ACINDAR	Argentina	2,8075	2,5559	6,6892	0,2532	1,7574
PREÇO_ALUAR	Argentina	2,3407	1,9169	4,5262	1,1268	1,0580
PREÇO_BANCO_MACRO	Argentina	7,9899	4,4746	28,0270	0,4836	7,7328
PREÇO_CAPEX	Argentina	7,1057	6,6459	14,0625	1,8006	3,2807
PREÇO_FRANCES_BCO	Argentina	11,8845	13,0424	20,8030	2,2093	5,4634
PREÇO_MOLINOS_RIO	Argentina	5,7540	5,5438	13,4913	2,6773	1,8464
PREÇO_SIDERAR	Argentina	9,8076	7,6532	31,2894	2,6582	6,6121
PREÇO_TELECOM	Argentina	8,5660	7,8112	16,3644	0,7957	3,9987
PREÇO_TELEFONICA_DE_ARG	Argentina	4,7227	4,6802	8,5477	1,4061	1,9726
PREÇO_TRANSPGAS	Argentina	3,2603	3,5904	4,2108	0,6821	0,8645
AGLOMERADO		6,4239	5,1120	31,2894	0,2532	Na

A seguir são realizados os testes econométricos específicos para identificar a estacionariedade das séries e a existência de cointegração e/ou causalidade entre o lucro e o preço das ações.

5. RESULTADOS

O primeiro aspecto a ser identificado nas séries é referente à estacionariedade. Dependendo do comportamento da série (estacionária ou não), os próximos testes são conduzidos de maneira diferenciada. O teste utilizado para a identificação da estacionariedade é o KPSS, apresentado no item 3.1. Todos os valores dos testes reportados foram realizados

com as variáveis no nível e incluindo o intercepto na equação. O método de estimação espectral é o de Bartlett Kernel e o de escolha do tamanho das bandas é o de Newey-West. As tabelas 4 e 5 apresentam os resultados encontrados pelo teste KPSS para as variáveis lucro por ação e preço da ação.

Tabela 4. Teste KPSS para o LPA.

	País	Estatística a Teste KPSS	Resultado 10% de significância		País	Estatística a Teste KPSS	Resultado 10% de significância
LPA_ATACOCHA	Peru	0.584718	Não Estacionária	LPA_BRADESCO	Brasil	0.795527	Não Estacionária
LPA_BUENAV.	Peru	0.823047	Não Estacionária	LPA_BRASKEM	Brasil	0.074009	Não Estacionária
LPA_ACEROS	Peru	0.612268	Não Estacionária	LPA_CAEMI	Brasil	0.558457	Não Estacionária
LPA_MINSUR	Peru	0.671861	Não Estacionária	LPA_ELETOBRAS	Brasil	0.306533	Não Estacionária
LPA_BACKUS	Peru	0.374180	Não Estacionária	LPA_GERDAU	Brasil	0.632900	Não Estacionária
LPA_VOLCAN	Peru	0.080209	Estacionária	LPA_PETROBRAS	Brasil	0.739056	Estacionária
LPA_ALFA	México	0.244596	Estacionária	LPA_CSN	Brasil	0.329720	Não Estacionária
LPA_CEMEX	México	0.104267	Não Estacionária	LPA_USIMINAS	Brasil	0.433080	Não Estacionária
LPA_GEO	México	0.453805	Estacionária	LPA_CVRD	Brasil	0.835286	Estacionária
LPA_GMEXICO	México	0.188592	Estacionária	LPA_ACINDAR	Argentina	0.164052	Estacionária
LPA_ICA	México	0.176640	Não Estacionária	LPA_ALUAR	Argentina	0.199280	Estacionária
LPA_TELEFS	México	0.798070	Estacionária	LPA_BANCO_MACRO	Argentina	0.091068	Estacionária
LPA_TELEVISA	México	0.081831	Não Estacionária	LPA_CAPEX	Argentina	0.260320	Estacionária
LPA_WALMART	México	0.500000	Estacionária	LPA_FRANCES_BCO	Argentina	0.230596	Estacionária
LPA_ANDINA	Chile	0.365603	Não Estacionária	LPA_MOLINOS_RIO	Argentina	0.122241	Não Estacionária
LPA_BSANTANDER	Chile	0.070446	Estacionária	LPA_SIDERAR	Argentina	0.476746	Estacionária
LPA_CERVEZAS	Chile	0.140517	Não Estacionária	LPA_TELECOM	Argentina	0.126125	Estacionária
LPA_COPEC	Chile	0.573758	Não Estacionária	LPA_TELEFONICA	Argentina	0.155358	Estacionária
LPA_CREDITO	Chile	0.736957	Estacionária	LPA_TRANSPGAS	Argentina	0.270422	Estacionária
LPA_ENDESA	Chile	0.221267	Não Estacionária	Valores Críticos:	$\alpha = 1\%$	0.739000	
LPA_ENERSIS	Chile	0.493695	Não Estacionária	KPSS (1992 - tabela 1)	$\alpha = 5\%$	0.463000	
LPA_LAN CHILE	Chile	0.432385	Estacionária		$\alpha = 10\%$	0.347000	

Tabela 5. Teste KPSS para o PREÇO.

	País	Estatística Teste KPSS	Resultado 10% de significância		País	Estatística Teste KPSS	Resultado 10% de significância
LPA_ATACOCHA	Peru	0.304261	Estacionária	LPA_BRADESCO	Brasil	0.729339	Não Estacionária
LPA_BUENAV.	Peru	0.672536	Não Estacionária	LPA_BRASKEM	Brasil	0.479701	Não Estacionária
LPA_ACEROS	Peru	0.437136	Não Estacionária	LPA_CAEMI	Brasil	0.639105	Não Estacionária
LPA_MINSUR	Peru	0.533951	Não Estacionária	LPA_ELETOBRAS	Brasil	0.085964	Estacionária
LPA_BACKUS	Peru	0.377971	Não Estacionária	LPA_GERDAU	Brasil	0.643750	Não Estacionária
LPA_VOLCAN	Peru	0.144079	Estacionária	LPA_PETROBRAS	Brasil	0.760014	Não Estacionária
LPA_ALFA	México	0.293253	Estacionária	LPA_CSN	Brasil	0.617211	Não Estacionária
LPA_CEMEX	México	0.578901	Não Estacionária	LPA_USIMINAS	Brasil	0.464044	Não Estacionária
LPA_GEO	México	0.176514	Estacionária	LPA_CVRD	Brasil	0.731987	Não Estacionária
LPA_GMEXICO	México	0.321948	Estacionária	LPA_ACINDAR	Argentina	0.116684	Estacionária
LPA_ICA	México	0.613305	Não Estacionária	LPA_ALUAR	Argentina	0.636778	Não Estacionária

LPA_TELEFS	México	0.748532	Não Estacionária	LPA_BANCO_MACRO	Argentina	0.528857	Não Estacionária
LPA_TELEvisa	México	0.186133	Estacionária	LPA_CAPEX	Argentina	0.607269	Não Estacionária
LPA_WALMART	México	0.680555	Não Estacionária	LPA_FRANCES_BCO	Argentina	0.480408	Não Estacionária
LPA_ANDINA	Chile	0.260509	Estacionária	LPA_MOLINOS_RIO	Argentina	0.146143	Estacionária
LPA_BSANTANDER	Chile	0.644866	Não Estacionária	LPA_SIDERAR	Argentina	0.468488	Não Estacionária
LPA_CERVEZAS	Chile	0.585096	Não Estacionária	LPA_TELECOM	Argentina	0.326427	Estacionária
LPA_COPEC	Chile	0.597096	Não Estacionária	LPA_TELEFONICA	Argentina	0.446041	Não Estacionária
LPA_CREDITO	Chile	0.648830	Não Estacionária	LPA_TRANSPGAS	Argentina	0.270428	Estacionária
LPA_ENDESA	Chile	0.204317	Estacionária	Valores Críticos:	$\alpha = 1\%$	0.739000	
LPA_ENERSIS	Chile	0.657099	Não Estacionária	KPSS (1992 - tabela 1)	$\alpha = 5\%$	0.463000	
LPA_LAN CHILE	Chile	0.517358	Não Estacionária		$\alpha = 10\%$	0.347000	

Percebe-se uma grande heterogeneidade na existência ou não de estacionariedade nas séries de lucro. Vinte das quarenta e uma séries são não estacionárias a um nível de 10 % de significância. Se fosse considerado um nível de 5% o número de séries não estacionárias seria de quinze. Portanto, não há um comportamento pré-estabelecido da série de lucro para as empresas latino-americanas. O comportamento temporal dessa variável pode ser influenciado pelo setor de atuação da empresa, por aspectos macroeconômicos e, principalmente, pelas normas de contabilidade do país em que a empresa publica seu balanço. Interessante notar que apenas uma das séries de empresas argentinas apresentou não estacionariedade. Esse comportamento pode ser resultante da contabilidade menos conservadora existente naquele país. Em termos econométricos torna-se imprescindível, então, que quando a variável lucro por ação de empresas latina americanas for utilizada em regressões que envolvam sua evolução no tempo, sejam realizados testes de raiz unitária/estacionariedade.

As séries de preço das ações têm um comportamento mais homogêneo do que o lucro por ação. Dentro do que era esperado, a maioria das séries de preço analisadas são não estacionárias, corroborando o conceito de que os preços das ações são um passeio aleatório. No mercado brasileiro, que apresenta a maior liquidez dos mercados em análise, apenas uma série foi detectada como estacionária. Outro ponto relevante da identificação da estacionariedade ou não do preço e do lucro para empresas do mercado latino-americano é a indicação para futuras pesquisas que utilizem essas variáveis para a realização de regressões. Variáveis não estacionárias que sejam regredidas podem resultar no problema da regressão espúria (Granger e Newbold, 1974).

Após a identificação do comportamento das séries, pode-se proceder ao teste de cointegração de Johansen. Conforme detalhado na definição de cointegração (item 3.2), para que as variáveis sejam cointegradas é necessário que elas sejam integradas de mesma ordem. Assim, são realizados testes para o lucro por ação e preço da ação das empresas que tiveram essas duas variáveis identificadas como não estacionárias nas tabelas 4 e 5. As empresas são: Buenaventura (Peru), Aceros Arequip. (Peru), Minsur (Peru), Backus Johnst (Peru), Telefs Mex (México), WalMart Mex (México), Copec (Chile), Credito (Chile), Enersis (Chile), Lan Chile (Chile), Bradesco (Brasil), Caemi (Brasil), Gerdau (Brasil), Petrobras (Brasil), Usiminas (Brasil) e CVRD (Brasil) e Siderar (Argentina). Em todos os casos foi considerado o modelo com intercepto e com tendência estocástica. Para a escolha da ordem do modelo foi dada prioridade à parcimônia e aos critérios de informação de Akaike e Schwarz. Os resultados do teste de cointegração de Johansen são apresentados na tabela 6.

Os resultados obtidos pelos testes de cointegração nas variáveis analisadas fornecem evidências de que há relação de longo prazo entre o lucro e o preço das ações no mercado latino-americano. Apenas duas séries não podem ser ditas cointegradas a um nível de 5% de significância. Esse resultado ressalta a importância do lucro contábil na América Latina e ratifica sua relação com o preço das ações, mesmo considerando-se que existem diferenças de normas contábeis entre os países analisados. Considerando, portanto, que há um

relacionamento de longo prazo entre o lucro e o preço das ações, dentro do arcabouço teórico desenvolvido por Ohlson (1995) espera-se que haja causalidade no sentido do lucro para o preço. No intuito de se testar essa hipótese foi aplicado o teste de causalidade de Granger nas variáveis em estudo. Aqui foram testadas todas as empresas da amostra, lembrando que:

- i) quando as variáveis são cointegradas, aplica-se o teste de causalidade de Granger com a inclusão do termo de correção de erro;
- ii) quando as variáveis não são cointegradas, mas são I(1), aplica-se o teste de causalidade de Granger com as variáveis na primeira diferença;
- iii) quando as variáveis são estacionárias, aplica-se o teste padrão.

Os resultados obtidos nos testes de causalidade de Granger estão condensados nas tabelas 7a, 7b e 7c.

Tabela 6. Teste de Cointegração.

Cointegração entre lucro e preço	País		<i>Eigenvalue</i>	Estatística do Traço (a)	Estatística do Máx. Autovalor (b)	Resultados $\alpha = 5\%$
Buenaventura	Peru	$r = 0$ $r \leq 1$	0.414957 0.004894	20.01612 0.181513	19.83461 0.181513	1 vetor de cointegração (a) e (b)
Aceros Arequip.	Peru	$r = 0$ $r \leq 1$	0.339826 0.001555	17.08912 0.063806	17.02531 0.063806	1 vetor de cointegração (a) e (b)
Minsur	Peru	$r = 0$ $r \leq 1$	0.340305 0.011481	17.52849 0.473438	17.05506 0.473438	1 vetor de cointegração (a) e (b)
Backus Johnst	Peru	$r = 0$ $r \leq 1$	0.373722 0.108180	23.88054 4.694121	19.18642 4.694121	2 vetores de cointegração (a) e (b)
Telefs Mex	México	$r = 0$ $r \leq 1$	0.567907 0.024886	35.43695 1.033254	34.40369 1.033254	1 vetor de cointegração (a) e (b)
WallMart Mex	México	$r = 0$ $r \leq 1$	0.778211 0.000314	61.75998 0.012887	61.74709 0.012887	1 vetor de cointegração (a) e (b)
Copec	Chile	$r = 0$ $r \leq 1$	0.263910 0.000330	12.57604 0.013534	12.56251 0.013534	não há cointegração (a) e (b)
Credito	Chile	$r = 0$ $r \leq 1$	0.325378 0.267842	28.91981 12.78211	16.13770 12.78211	2 vetores de cointegração (a) e (b)
Enersis	Chile	$r = 0$ $r \leq 1$	0.380204 0.022500	20.54596 0.933026	19.61294 0.933026	1 vetor de cointegração (a) e (b)
Lan Chile	Chile	$r = 0$ $r \leq 1$	0.469576 0.097261	30.19240 4.195210	25.99719 4.195210	2 vetores de cointegração (a) e (b)
Bradesco	Brasil	$r = 0$ $r \leq 1$	0.389766 0.061748	22.86361 2.613194	20.25041 2.613194	1 vetor de cointegração (a) e (b)
Caemi	Brasil	$r = 0$ $r \leq 1$	0.476374 0.375945	45.85827 19.33219	26.52608 19.33219	2 vetores de cointegração (a) e (b)
Gerdau	Brasil	$r = 0$ $r \leq 1$	0.547070 0.032182	33.81390 1.341160	32.47274 1.341160	1 vetor de cointegração (a) e (b)
Petrobras	Brasil	$r = 0$ $r \leq 1$	0.146273 0.027867	7.642670 1.158757	6.483913 1.158757	não há cointegração (a) e (b)
Usiminas	Brasil	$r = 0$ $r \leq 1$	0.441905 0.005480	24.13756 0.225306	23.91225 0.225306	1 vetor de cointegração (a) e (b)
CVRD	Brasil	$r = 0$ $r \leq 1$	0.561663 0.202975	43.11708 9.301631	33.81545 9.301631	2 vetores de cointegração (a) e (b)
Siderar	Argentina	$r = 0$ $r \leq 1$	0.414653 0.007201	19.53996 0.260170	19.27979 0.260170	1 vetor de cointegração (a) e (b)

Tabela 7a. Teste de Causalidade para séries cointegradas*.

Causalidade de Granger (CG)	País	Sentido da Causalidade	χ^2	p-valor	Resultados $\alpha = 5\%$
Buenaventura	Peru	Lucro \rightarrow Preço	7.525549	0.0061	Lucro Granger Causa Preço
		Preço \rightarrow Lucro	0.982891	0.3215	Preço não Granger Causa Lucro
Aceros Arequip.	Peru	Lucro \rightarrow Preço	0.194552	0.6592	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço \rightarrow Lucro	0.431059	0.5115	Preço não Granger Causa Lucro
Minsur	Peru	Lucro \rightarrow Preço	0.145413	0.7030	Lucro não Granger Causa Preço

		Preço → Lucro	0.105974	0.7448	Preço não Granger Causa Lucro
Backus Johnst	Peru	Lucro → Preço	1.052339	0.3050	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	4.934547	0.0263	Preço Granger Causa Lucro
Telefés Mex	México	Lucro → Preço	0.275261	0.5998	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	2.858116	0.0909	Preço não Granger Causa Lucro
WalMart Mex	México	Lucro → Preço	0.822564	0.3644	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	4.118971	0.0424	Preço Granger Causa Lucro
Credito	Chile	Lucro → Preço	0.311767	0.5766	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	8.085061	0.0045	Preço Granger Causa Lucro
Enersis	Chile	Lucro → Preço	0.010883	0.9169	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	0.045695	0.8307	Preço não Granger Causa Lucro
Lan Chile	Chile	Lucro → Preço	0.092107	0.7615	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	3.672095	0.0553	Preço não Granger Causa Lucro
Bradesco	Brasil	Lucro → Preço	0.162196	0.6871	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	6.06E-05	0.9938	Preço não Granger Causa Lucro

Continuação da Tabela 7a. Teste de Causalidade para séries cointegradas*.

Causalidade de Granger (CG)	País	Sentido da Causalidade	χ^2	p-valor	Resultados $\alpha = 5\%$
Caemi	Brasil	Lucro → Preço	2.122178	0.1452	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	1.919744	0.1659	Preço não Granger Causa Lucro
Gerdau	Brasil	Lucro → Preço	0.356138	0.5507	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	2.885438	0.0894	Preço não Granger Causa Lucro
Usiminas	Brasil	Lucro → Preço	0.358534	0.5493	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	0.886935	0.3463	Preço não Granger Causa Lucro
CVRD	Brasil	Lucro → Preço	5.06E-05	0.9943	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	13.84362	0.0002	Preço Granger Causa Lucro
Siderar	Argentina	Lucro → Preço	4.398963	0.0360	Lucro Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	0.425698	0.5141	Preço não Granger Causa Lucro

* a defasagem dos modelos testados foram selecionadas privilegiando-se a parcimônia pelos critérios de informação.

Tabela 7b. Teste de Causalidade para séries I(1), mas não cointegradas*.

Causalidade de Granger (CG)	País	Sentido da Causalidade	Estatística F	p-valor	Resultados $\alpha = 5\%$
Copec	Chile	Lucro → Preço	0.58904	0.56027	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	0.82138	0.44812	Preço não Granger Causa Lucro
Petrobras	Brasil	Lucro → Preço	3.33169	0.04737	Lucro Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	0.17009	0.84428	Preço não Granger Causa Lucro

* a defasagem dos modelos testados foram selecionadas privilegiando-se a parcimônia pelos critérios de informação.

Tabela 7c. Teste de Causalidade para as outras séries.**

Causalidade de Granger (CG)	País	Sentido da Causalidade	Estatística F	p-valor	Resultados $\alpha = 5\%$
Atacocha	Peru	Lucro → Preço	2.44912	0.10064	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	2.15335	0.13081	Preço não Granger Causa Lucro
Volcan	Peru	Lucro → Preço	0.96553	0.39453	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	3.45014	0.04751	Preço Granger Causa Lucro
Cemex	México	Lucro → Preço	0.77599	0.46780	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	1.83561	0.17413	Preço não Granger Causa Lucro
Geo	México	Lucro → Preço	0.41880	0.66100	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	2.66889	0.08302	Preço não Granger Causa Lucro
Alfa	México	Lucro → Preço	1.38782	0.26265	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	2.04595	0.14402	Preço não Granger Causa Lucro
Gmexico	México	Lucro → Preço	1.32281	0.27902	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	7.87360	0.00146	Preço Granger Causa Lucro
ICA	México	Lucro → Preço	1.98837	0.15167	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	0.73181	0.48805	Preço não Granger Causa Lucro
Televisa	México	Lucro → Preço	1.41216	0.25679	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	0.30915	0.73600	Preço não Granger Causa Lucro
Andina	Chile	Lucro → Preço	0.16010	0.85286	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	2.97252	0.06812	Preço não Granger Causa Lucro
Bsantander	Chile	Lucro → Preço	0.20754	0.81386	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	1.35379	0.27523	Preço não Granger Causa Lucro

Cervezas	Chile	Lucro → Preço	0.70830	0.49922	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	0.59422	0.55732	Preço não Granger Causa Lucro
Endesa	Chile	Lucro → Preço	0.51693	0.60071	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	1.48554	0.23993	Preço não Granger Causa Lucro
Braskem	Brasil	Lucro → Preço	0.10725	0.89859	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	0.21777	0.80536	Preço não Granger Causa Lucro
Eletrobras	Brasil	Lucro → Preço	1.78251	0.18274	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	1.45855	0.24599	Preço não Granger Causa Lucro
CSN	Brasil	Lucro → Preço	0.19463	0.82400	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	3.46559	0.04203	Preço não Granger Causa Lucro
Acindar	Argentina	Lucro → Preço	2.17040	0.12884	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	0.62695	0.53995	Preço não Granger Causa Lucro
Aluar	Argentina	Lucro → Preço	0.95711	0.39472	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	2.83037	0.07382	Preço não Granger Causa Lucro

Continuação da Tabela 7c. Teste de Causalidade para as outras séries.**

Causalidade de Granger (CG)	País	Sentido da Causalidade	Estatística F	p-valor	Resultados $\alpha = 5\%$
Banco Macro	Argentina	Lucro → Preço	2.16201	0.12981	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	0.25177	0.77878	Preço não Granger Causa Lucro
Capex	Argentina	Lucro → Preço	0.42638	0.65612	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	0.15484	0.85712	Preço não Granger Causa Lucro
Banco Frances	Argentina	Lucro → Preço	0.00660	0.99342	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	7.39125	0.00204	Preço Granger Causa Lucro
Molinos Rio	Argentina	Lucro → Preço	1.48768	0.23945	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	3.04610	0.05995	Preço Granger Causa Lucro
Telecom	Argentina	Lucro → Preço	1.16448	0.32356	Lucro não Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	0.62484	0.54105	Preço não Granger Causa Lucro
Telefonica de Arg	Argentina	Lucro → Preço	4.34626	0.02038	Lucro Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	0.44479	0.64443	Preço não Granger Causa Lucro
TranspGas	Argentina	Lucro → Preço	9.54723	0.00047	Lucro Granger Causa Preço
		Preço → Lucro	0.78615	0.46326	Preço não Granger Causa Lucro

** considerando-se que a periodicidade do lucro é trimestral realizou-se testes com 1,2 e 3 defasagens. Não houve alteração de conclusões para essas três diferentes especificações do teste. Os valores reportados na tabela referem-se ao teste com 2 defasagens.

O teste de causalidade de Granger demonstra, de maneira geral, que nem o lucro nem o preço são variáveis explicativas adequadas umas das outras. Na verdade, quando há relação de causalidade, normalmente é do preço para o lucro. São 9 situações em que há esse sentido de causalidade, contra 5 situações onde o lucro Granger-cause o preço. Essas evidências são contrárias ao esperado considerando-se a relação explícita entre lucro e preço demonstrada por Ohlson (1995). Entretanto, as evidências encontradas estão de acordo com o conceito de *timeliness* do resultado (Beaver et al., 1980; Collins et al., 1994). Kothari (2001, p.118) relata que “como as regras de mensuração do lucro contábil enfatizam o reconhecimento das receitas baseadas na ocorrência da transação, quando se considera o foco do mercado de ações nas receitas futuras e presentes, a falta de oportunidade do lucro não é surpreendente”. Em outras palavras, o preço das ações se antecipa ao lucro contábil no reconhecimento de novas informações. Nesse contexto a relação esperada entre lucro e preço das ações fica prejudicada.

Outro ponto relevante a ser abordado é que o modelo de Ohlson (1995) demonstra a relação entre o lucro anormal e o preço das ações. Como o presente estudo utilizou apenas o lucro contábil como *proxy* do lucro anormal, considerando que este é decorrente daquele, os resultados podem ter sido, de certa maneira, influenciados. Contudo, as evidências demonstram que para o mercado latino-americano não é adequado tentar explicar o comportamento do preço das ações somente com base no lucro contábil, apesar dessas duas variáveis terem um relacionamento estável de longo prazo.

Adicionalmente, considerando as características das variáveis dos países analisados, destaca-se a Argentina. A estacionariedade do lucro por ação argentino pode ter relação direta

com as normas de contabilidade menos conservadoras desse país quando comparadas ao restante da América Latina. Pelas normas de contabilidade argentinas os estoques, por exemplo, são avaliados pelo custo de reposição ou pelo valor de realização, diferentemente do custo histórico como no Brasil. Ainda referindo-se aos estoques, as empresas argentinas podem utilizar o método UEPS⁹, não permitido, por exemplo, no Brasil. Outro aspecto bastante interessante é que a Argentina também é o país onde há a maior incidência de relação de causalidade do lucro para o preço na amostra analisada, o que pode ser indicativo, novamente, de uma contabilidade menos conservadora e que reflete mais adequadamente e oportunamente as informações para o mercado. Nesse contexto torna-se interessante a realização de estudos mais específicos investigando o conservadorismo da contabilidade argentina e a relevância dessas informações para o mercado de capitais em comparação a outros mercados emergentes.

6. CONCLUSÕES

O presente estudo analisou a relação entre o lucro contábil e o preço das ações no mercado latino-americano. Para isso aplicou testes econométricos de estacionariedade (KPSS), cointegração (Johansen) e causalidade (Granger). As evidências apontam que existe um relacionamento de longo prazo entre o lucro e os preços das ações. Contudo, não se pode estabelecer uma relação de causação entre essas duas variáveis. Esse resultado é oposto ao esperado quando se considera o modelo de Ohlson (1995), porém pode ser explicado pela falta de oportunidade do lucro contábil conforme relatado por Beaver et al. (1980) e Collins et al. (1994).

Outro ponto identificado é a percepção da maior volatilidade relativamente à média do lucro por ação em comparação ao preço da ação, cujos motivos podem ser objeto de estudos futuros. Adicionalmente, os resultados indicam que o lucro apurado pela contabilidade argentina, que tem uma característica menos conservadora do que a de outros países latino-americanos, tem maior relação causal com o preço da ação do que os lucros dos outros países da América Latina.

7. BIBLIOGRAFIA

- BALL, R., BROWN, P. *An empirical evaluation of accounting income numbers*. Journal of Accounting Research 6. 1968, p.159–177.
- BEAVER, W.H. *The information content of annual earnings announcements*. Journal of Accounting Research Supplement 6. 1968, p.67–92.
- BEAVER, W.H., LAMBERT, R., MORSE, D. *The information content of security prices*. Journal of Accounting and Economics 2. 1980, p.3–28.
- BEAVER, W.H. *Financial Reporting: An Accounting Revolution*. 3a. ed., Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice Hall, 1998.
- CAMPBELL, J., SHILLER, R. *Cointegration and Tests of Present Value Models*. Journal of Political Economy 95. 1987, p.1062-1088.
- CATI, R.C., GARCIA, M.G., PERRON, P. *Unit roots in the presence of abrupt governmental interventions with an application to Brazilian data*. Journal of Applied Econometrics 14. 1999, p.27-56.
- COLLINS, D., KOTHARI, S., SHANKEN, J., SLOAN, R. *Lack of timeliness versus noise as explanations for low contemporaneous return–earnings association*. Journal of Accounting and Economics 18. 1994, p. 289–324.
- DAWID, P.E. *Estacionariedade em séries temporais com quebras estruturais*. Dissertação (Mestrado) – Instituto de Matemática e Estatística da Universidade de São Paulo, 2004.
- DICKEY, D.A., FULLER, W.A. *Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root*. Journal of the American Statistical Association 74. 1979, p.427-431.

- DICKEY, D.A., FULLER, W.A. *Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root*. *Econometrica* 49. 1981, p.1057-1072.
- ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons Inc. 1995.
- ENGLE, R.F., GRANGER, C.W. *Cointegration and error correction: representation, estimation and testing*. *Econometrica* 55. 1987, p.251-276.
- GRANGER, C.W. *Investigating casual relations by econometric models and cross spectral methods*. *Econometrica* 37. 1969, p.424-438.
- GRANGER, C.W., NEWBOLD, P. *Spurious Regression in Econometrics*. *Journal of Econometrics* 2. 1974, p.111-120.
- GRANGER, C.W., HUANG, B.N., YANG, C.W. *A bivariate causality between stock prices and exchange rates: evidence from the recent Asian flu*. Discussion Paper 98-09. San Diego: University of California, Department of Economics, 1998.
- GRÔPPO, G.S. *Cointegração e causalidade entre variáveis de política monetária e Ibovespa*. *Revista de Economia e Administração* 4. 2005, p.229-246.
- GUJARATI, D.N. *Econometria Básica*. 4ª Edição, São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2004.
- JOHANSEN, S. *Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models*. *Econometrica* 59. 1991, p.1551-1580.
- JOHANSEN, S. *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press, 1995.
- KNOW, S.C., SHIN, T.S. *Cointegration and causality between macroeconomic variable and stock market return*. *Global Finance Journal* 10. 1999, p.71-81.
- KOTHARI, S.P. *Capital Market Research in Accounting*. *Journal of Accounting and Economics* 31. 2001, p. 105-231.
- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P. C., SCHMIDT, P., SHIN, Y. *Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. How sure are we that economic time series have a unit root?* *Journal of Econometrics* 44. 1992, p.159-178.
- LEV, B. *On the usefulness of earnings and earnings research: lessons and directions from two decades of empirical research*. *Journal of Accounting Research* 27, 1989, p. 153-192.
- LOPES, A.B. *A informação contábil e o mercado de capitais*. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2002.
- LOPES, A.B. *Testing the relation between earnings and returns using the Granger-causality test: an exploratory study in Brazil*. Terceiro Encontro Brasileiro de Finanças, 2003.
- NELSON, C.R., PLOSSER, C.I. *Trends versus random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications*. *Journal of Monetary Economics* 10. 1982, p.139-162.
- OHLSON, J.A. *Earnings, book values and dividends in equity valuation*. *Contemporary Accounting Research* 11. 1995, p.661-687.
- PHILLIPS, P.C., PERRON, P. *Testing for a unit root in time series regression*. *Biométrie* 75. 1988, p. 335-346.
- SCHOR, A., BONOMO, M., PEREIRA, L.V. *APT e variáveis macroeconômicas: um estudo empírico sobre o mercado acionário brasileiro*. In: BONOMO, M. (org.). *Finanças Aplicadas ao Brasil*. São Paulo: Ed. FGV, 2002.
- SHARPE, W. F. *Capital Asset Prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk*. *Journal of Finance* 19. 1964, p.425-442.
- SPANOS, A. *Statistical foundations of econometric models*. Cambridge: University Press, 1986.

¹ Mensurado por: i) esperança dos fluxos de caixa livres futuros no modelo de fluxo de caixa descontado (DCF), ii) esperança dos lucros anormais futuros no modelo de lucros residuais (RIV) ou iii) esperança dos dividendos futuros no modelos de desconto de dividendos.

² O risco sistemático é componente relevante da formação da taxa de desconto do capital próprio dentro das premissas do modelo CAPM (*Capital Asset Pricing Model*, Sharpe, 1964).

³ Uma informação tem conteúdo informativo quando altera as expectativas dos agentes econômicos o que, no caso de empresas negociadas em bolsa, representa impacto nos preços de suas ações.

⁴ Granger, Huang e Yang (1998), Know e Shin (1999), Schor, Bonomo e Pereira (2002) e Grôppo (2005).

⁵ Demonstração em Ohlson (1995).

⁶ Evidentemente que não se pode generalizar essa afirmação, como, por exemplo, para os retornos das ações que são usualmente estacionários.

⁷ O estimador Kernel da frequência zero espectral é calculado pela soma das autocovariâncias ponderada por uma função de Kernel. A seguinte fórmula expressa essa relação:

$$f_0 = \sum_{j=-(l-1)}^{l-1} \gamma(j)K(j/l)$$

onde l é o parâmetro de tamanho da banda, K é uma função de Kernel e γ é a autocovariância de ordem j dos resíduos de u_t .

⁸ O índice de liquidez mínimo para que a empresa entrasse na amostra foi de 0,7 para o período de 1 ano. Esse índice é disponibilizado pelo banco de dados de mercado de capitais Economática® de onde os dados foram extraídos. O índice de liquidez considera o número de dias em que o papel foi negociado, bem como seu giro financeiro diário e volume negociado. Nenhum país teve, durante o período selecionado, mais de dez empresas que se encaixassem nos requisitos de liquidez e de periodicidade exigidos nesse estudo. Cada empresa teve somente seu tipo de ação mais líquida selecionada.

⁹ Último que entra, primeiro que sai.