

---

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

---

Fernando Caio Galdi  
Alexsandro Broedel Lopes

## RESUMO

Na linha de investigar a relevância da informação contábil para mercados de capitais de países emergentes, analisa-se, no presente artigo, 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 co-integração. Em essência, se são co-integradas, as variáveis mantêm um relacionamento de longo prazo. Esse tipo de relacionamento tem sido extensivamente estudado entre as variáveis macroeconômicas, mas é pouco analisado para variáveis contábeis e financeiras em mercados emergentes. Em complementação ao teste de co-integração, investiga-se a 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 clara de causação entre essas duas variáveis. Adicionalmente, os resultados indicam que o lucro apurado pela contabilidade Argentina, que tem característica menos ortodoxa do que a dos outros países latino-americanos, apresenta 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, co-integração, contabilidade internacional, América Latina.

## 1. INTRODUÇÃO

O preço de uma ação é função de um conjunto de fatores que interagem formando a expectativa do mercado sobre o desempenho<sup>(1)</sup> futuro da empresa e da economia<sup>(2)</sup>. 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 informativo<sup>(3)</sup>. Lev (1989)

Recebido em 31/outubro/2006  
Aprovado em 17/agosto/2007

---

*Fernando Caio Galdi*, Doutor e Bacharel em Ciências Contábeis pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, formado no curso de Operador do Mercado Financeiro pela Fundação Instituto de Administração, é Professor Associado da Fucape Business School (CEP 29075-010 — Vitória/ES, Brasil).

E-mail: fernando.galdi@fucape.br  
fecaio@uol.com.br

Endereço:  
Fucape Business School  
Avenida Fernando Ferrari, 1358  
29075-010 — Vitória — ES

*Alexsandro Broedel Lopes*, Doutor e Bacharel em Controladoria e Contabilidade pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade (FEA) da Universidade de São Paulo (USP), é Professor Associado, Livre-Docente e Coordenador de Pesquisas do Departamento de Contabilidade e Atuária da FEA-USP (CEP 05508-010 — São Paulo/SP, Brasil).

E-mail: broedel@usp.br

fez uma extensa análise de estudos sobre o lucro contábil e 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 de o relacionamento entre essas variáveis parecer instável. Entretanto, Ohlson (1995) apresentou o modelo de avaliação por lucros residuais (*Residual Income Valuation* — RIV) que formaliza a relação entre os lucros anormais, decorrentes dos lucros contábeis, e o preço de uma ação. Recentemente, Ohlson e Juettner-Nauroth (2005) apresentam um novo modelo conhecido como *Abnormal Earnings Growth* (AEG), que considera o crescimento anormal dos lucros contábeis, e não mais o lucro anormal. O trabalho de Ohlson e Juettner-Nauroth (2005) teve impacto significativo na literatura contábil e mesmo anos antes de ser publicado, quando ainda circulava como um *working paper*, já era constantemente citado como referência nas pesquisas. 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 número grande de empresas, normalmente utilizado nesses estudos. Entretanto, o método de regressões em *cross section* não captura as relações temporais entre as variáveis em estudo.

Na linha de investigação da relevância da informação contábil para o mercado de capitais, no presente artigo analisa-se existe relação de longo prazo entre o lucro contábil e o preço das ações de empresas da América Latina. Neste trabalho, adota-se a chamada metodologia positiva de pesquisa em contabilidade (IUDÍCIBUS e LOPES, 2004). Essa metodologia parte de uma motivação teórica (baseada nos modelos analíticos que fazem a ligação entre lucro contábil e preço das ações), gerando hipóteses que são testadas por intermédio da utilização de ferramental econométrico. De forma mais genérica, Martins (2001) classifica esse tipo de pesquisa como empírico-analítica. Para isso, são utilizados testes de co-integração 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, quando são co-integradas, as variáveis mantêm um relacionamento de longo prazo. Essa é a relação esperada entre lucro e preço, considerando-se o arcabouço teórico apresentado por Ohlson (1995) e Ohlson e Juettner-Nauroth (2005).

Esse tipo de relacionamento tem sido extensivamente estudado entre as variáveis macroeconômicas<sup>(4)</sup>, mas é pouco analisado especificamente para variáveis contábeis e financeiras em mercados emergentes. Adicionalmente ao teste de co-integração, analisa-se a relação de causalidade de Granger

entre o lucro e o preço das ações. É relevante investigar essa característica na medida em que gera evidências sobre o conceito de oportunidade do lucro contábil (*timeliness*), que reside na incorporação do lucro econômico ao lucro contábil no período em que ocorre, sendo o lucro econômico representado pela mudança no valor de mercado da empresa. Intrinsecamente relacionado à oportunidade do lucro está o conceito de conservadorismo contábil, pelo qual há reconhecimento assimétrico de ganhos e perdas econômicas pelo lucro contábil. Um lucro contábil conservador reconhece mais oportunamente as perdas econômicas em relação aos ganhos.

Lopes (2003) investigou a causalidade entre lucro e retorno e encontrou evidências de 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. No presente estudo, ampliam-se a amostra e a extensão desse teste e considera-se o preço em vez do retorno.

Adicionalmente, Lopes (2002, p.58-59) relata que:

- “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. Assim, o problema de pesquisa pode ser expresso na seguinte pergunta:

- Existe relação de longo prazo e causalidade entre o lucro e o preço das ações de empresas latino-americanas?

O artigo é apresentado em seis seções, incluindo esta introdução. Na segunda seção, relatam-se os modelos que fazem a ligação formal entre o lucro contábil e o preço de uma ação. Na seção três, é feita uma breve apresentação dos testes de estacionariedade de KPSS, de co-integração de Johansen e de causalidade de Granger. Na quarta seção, apresentam-se a metodologia e a amostra utilizada no estudo. Na quinta, apresentam-se as estatísticas descritivas e relatam-se a os resultados obtidos. Na sexta seção, conclui-se o trabalho.

## 2. RELAÇÃO ENTRE PREÇO DA AÇÃO E LUCRO

Ohlson (1995) apresentou um modelo, conhecido como modelo de avaliação por lucros residuais (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), o qual impõe a todas as transações, com exceção das com os acionistas, que modifiquem o patrimônio líquido da companhia e passem pelas contas de resultado. O RIV define o valor de uma empresa como 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:

$$x_t^a = x_t - r(y_{t-1}) \quad [1]$$

em que:

$x_t^a$  é o lucro anormal (residual) por ação no período  $t$ ;  
 $r$  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. 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 como<sup>(5)</sup>:

$$P_t = y_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} R^{-\tau} E_t[x_{t+\tau} - ry_{t+\tau-1}] \quad [2]$$

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

Em que:

$P_t$  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;  
 $R = 1+r$ .

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. Recentemente, Ohlson e Juettner-Nauroth (2005) e Ohlson e Lopes (2007) mostraram como o preço de uma ação relaciona-se com o lucro esperado, com sua taxa de crescimento nos curto e longo prazos e com seu custo de capital. Ohlson e Lopes (2007) apresentam um modelo em que o lucro por ação no período 1 (*earnings per share* —  $eps_1$ ) e seu subsequente crescimento determinam o valor de uma empresa, conforme apresentado a seguir:

$$P_0 = \frac{eps_1}{r} \times \left[ \frac{g_s - g_L}{r - g_L} \right] \quad [3]$$

em que:

$r$  = custo de capital;

$$g_s = \frac{eps_2 - eps_1}{eps_1} + \frac{r \times dps_1}{eps_1};$$

$$g_L = \frac{eps_t - eps_{t-1}}{eps_{t-1}} \text{ quando } t \rightarrow \infty.$$

A correção para o crescimento de curto prazo em  $eps$ , o termo  $r \times dps_1 / eps_1$ , é normalmente pequena comparada com  $(eps_2 \times eps_1) / eps_1$ . Esse termo reflete os lucros perdidos do ano 2 devido à distribuição de riqueza no final do ano 1. O modelo original de Ohlson e Juettner-Nauroth (2005) é apresentado como:

$$P_0 = \frac{eps_1}{r} + \sum_{t=1}^{\infty} R^{-t}(z_t) \quad [4]$$

em que:

$$z_t = \frac{1}{r}[eps_{t+1} + rdps_t - Reps_t];$$

$$R = (1+r);$$

$P_0$  é o preço por ação na data atual ( $t=0$ );

$eps_1$  é o lucro por ação esperado na data  $t=1$ ;

$eps_{t+1}$  é o lucro por ação esperado na data  $t+1$ ;

$dps_1$  é o dividendo por ação esperado na data  $t=1$ ;

$r$  é a taxa de desconto.

Ohlson e Juettner-Nauroth (2005) relatam que se pode interpretar  $z_t$  pensando em  $rz_t$ , como se essa fosse uma medida do desempenho esperado para o período ( $t, t+1$ ), já que  $rz_t = [eps_{t+1} - (Reps_t - rdps_t)]$ ,  $(Reps_t - rdps_t)$  é uma espécie de *benchmark* para o  $eps$  esperado do período ( $t, t+1$ ). Se  $z_t = 0$ ,  $P_0 = eps_1/r$ . Assim,  $z_t > 0$  representa a expectativa do desempenho superior do lucro por ação mensurada pelas mudanças no  $eps$  e ajustada pela retenção dos lucros.

Com base nesses modelos, há suporte teórico para investigar empiricamente a relação entre o preço da ação e o lucro contábil por ação. Nesse caso, trata-se da relação entre o preço da ação e o lucro do período (dentro da metodologia do AEG) e não do lucro anormal (metodologia do RIV). O arcabouço teórico apresentado sugere a existência de relação de longo prazo entre o lucro e o preço por ação.

Uma possível indagação para uma aplicação desse modelo no mercado brasileiro refere-se à pressuposição da taxa de desconto fixa no tempo. Neste trabalho, não se trabalhou com lucros esperados descontados a uma taxa conhecida, mas sim com base em lucros contábeis e preços correntes. Isso evita a subjetividade na estimação da taxa de desconto, um problema reconhecido pela literatura (OHLSON e LOPES, 2007).

Nessa linha de pesquisa, busca-se encontrar a relação intrínseca entre o preço das ações negociadas em bolsa de valores e seus fundamentos. Existe uma longa tradição na pesquisa em contabilidade e finanças (EDWARDS e BELL, 1961; RUBINSTEIN, 2006) que busca entender como o valor de um título se relaciona com seu processo subjacente de criação de valor. Esse tipo de modelo busca explicar e alicerçar a análise fundamentalista amplamente praticada no mercado. Tem-se,

assim, uma tentativa de formalizar explicitamente a avaliação de uma empresa em termos de seus fundamentos, mais especificamente de seus lucros.

Nesse sentido, torna-se interessante a análise da co-integração entre o preço das ações e o lucro por ação das empresas latino-americanas. A co-integração pode ser interpretada como um equilíbrio de longo prazo, em que há a possibilidade de as variáveis co-integradas desviarem-se no curto prazo. Contudo, sua associação deve permanecer no longo prazo. Para que as variáveis sejam co-integradas, 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 ECONOMÉTRICOS

Nesta seção são apresentados os conceitos relacionados aos testes econométricos aplicados para a identificação da existência ou não de relacionamento de longo prazo e de causalidade entre lucro e preço das ações. Os principais métodos utilizados são os testes de estacionariedade, de co-integração de Johansen e de causalidade de Granger. Nos próximos tópicos é detalhada a operacionalização desses testes.

#### 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 refere-se 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 estacionárias<sup>(6)</sup>. 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 certo tempo”.

É importante salientar que, quando uma série possui raiz unitária, se pode dizer que ela não é estacionária.

Nelson e Plosser (1982), analisaram, em trabalho bastante relevante, 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 modelar séries macroeconômicas como uma tendência determinística mais um ruído estacionário foi colocada em xeque. O mesmo conceito pode ser considerado para séries financeiras e contábeis não-estacionárias. Nesse contexto é, investigada a estacionariedade das séries em estudo.

Diversos testes econométricos foram desenvolvidos com o objetivo de identificar se uma série não tem raiz unitária (ou seja, é estacionária). Entre eles estão os testes de Dickey e Fuller (1979; 1981) e, Phillips e Perron (1988). Entretanto, séries financeiras e contábeis normalmente possuem valores atípicos e, segundo Cati, Garcia e Perron (1999) os testes de Dickey e Fuller e Phillips e Perron são bastante sensíveis a esses tipos de dados. Kwiatkowski *et al.* (1992) desenvolveram um teste específico de estacionariedade (teste KPSS) em que há a inversão da hipótese nula quando comparado com os testes-padrão de raiz unitária. No teste KPSS as hipóteses são:

$H_0$  — 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:

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \quad [5]$$

em que:

- $y_t$  é o preço corrente da ação em  $t$ ;
- $\varepsilon_t$  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* GRÖPPO, 2005, p.236):

- “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”.

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.

### 3.2. Teste de co-integração

Quando as séries em análise são co-integradas 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 impede, em princípio, o uso das séries sem modificações, pois com co-integração a relação é estatisticamente confiável. A definição de co-integração feita por Engle e Granger (1987) diz que um vetor  $y_t$  é co-integrado de ordem  $(d,b)$ , denotado por CI  $(d,b)$ , se todos os componentes de  $y_t$  são integrados de ordem  $d$  (tornam-se estacionários com  $d$  diferenças) e se existe pelo menos um vetor  $\alpha (\neq 0)$  tal que  $\alpha' y_t$  seja integrado de ordem  $d-b, b>0$ .

O caso mais comum e usual de co-integração com variáveis econômicas é CI  $(1,1)$ . No presente artigo, essa é a relação investigada. O procedimento utilizado para a identificação de co-integração entre as variáveis em análise é o de Johansen (1991; 1995).

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

- **Estatística do traço**, dada por:

$$Q_r = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \lambda_i) \quad [6]$$

em que:

$\lambda$  é a estimativa do *eigenvalue*;

$T$  é o número de observações na série.

$H_0$  — Existem no máximo  $r$  vetores de co-integração.

$H_a$  — Não existem no máximo  $r$  vetores de co-integração.

- **Estatística do máximo autovalor**, dada por:

$$Q_{\max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad [7]$$

em que:

$\lambda$  é a estimativa do *eigenvalue*;

$T$  é o número de observações na série.

$H_0$  — Existem exatamente  $r$  vetores de co-integração.

$H_a$  — Existem exatamente  $r+1$  vetores de co-integração.

### 3.3. Teste de causalidade

Gujarati (2004) relata que uma relação estatística, por mais forte e sugestiva que seja, jamais pode estabelecer uma relação causal: as idéias sobre causalidade devem vir de fora da estatística, enfim, de outra teoria. Dentro do arcabouço teórico fornecido por Ohlson (1995) e Ohlson e Juettner-Nauroth (2005), pode-se sugerir uma relação causal entre o lucro e o preço da ação, no sentido do lucro para o preço da ação. Para testar esse relacionamento, utiliza-se neste artigo o teste de causalidade proposto por Granger (1969). O conceito de causalidade de Granger baseia-se na melhoria da variância da previsão ocasionada pela utilização de uma variável exógena defasada na equação de regressão, o que não é exatamente o conceito de relação causal estabelecido por Ohlson (1995) e Ohlson e Juettner-Nauroth (2005), mas pode servir como uma *proxy*. 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:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_L y_{t-L} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_L x_{t-L} + \varepsilon_t \quad [8]$$

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_L x_{t-L} + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_L y_{t-L} + u_t \quad [9]$$

Na seqüência, realiza-se o teste F de hipótese conjunta de que  $\beta_1 = \beta_2 = \beta_L = 0$  para ambas as equações. Se essa hipótese não for rejeitada para a equação [8], 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 co-integradas e desejar-se aplicar o teste de causalidade de Granger, adiciona-se o termo de correção de erros às equações [8] e [9].

### 4. ASPECTOS METODOLÓGICOS

Neste trabalho, adota-se a metodologia positiva de pesquisa em contabilidade (IUDÍCIBUS e LOPES, 2004). Para a investigação da existência de estacionariedade, de co-integração e de causalidade das variáveis lucro por ação (LPA) e preço da ação (PREÇO), foram selecionadas as ações mais líquidas<sup>(7)</sup> 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, não foram consideradas na amostra as empresas líquidas que tinham suas ações cotadas em bolsa por um período inferior ao especificado (no Brasil, por exemplo, a GOL S.A.). Essa seleção foi necessária pela característica da análise realizada, que considera os dados de empresas no decorrer do tempo.

Foram coletados dados relativos ao lucro por ação trimestral e o preço da ação no fechamento de cada trimestre. Os dados foram obtidos na moeda de cada país e deflacionados pelos respectivos índices de inflação oficiais. Foram excluídas da amostra as empresas do mercado venezuelano, pois os dados continham muitas falhas. As 41 empresas que compõem a amostra do estudo estão relacionadas no quadro abaixo.

## 5. DESCRIÇÃO DOS RESULTADOS

### 5.1. Estatísticas descritivas

Nas tabelas 1 e 2 apresentam-se 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 as variáveis. Eles representam um 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 levar em consideração a taxa de câmbio, visto que as informações estão na moeda original de cada país. Na tabela 1 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.

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. No entanto, o esperado seria que o índice do desvio-padrão em relação à média do preço das ações fosse maior do 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.

**Contudo, é importante lembrar que a comparação direta entre os valores de países diferentes não pode ser realizada sem levar em consideração a taxa de câmbio...**

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

### 5.2. Resultados dos testes econométricos

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 3 e 4 apresentam os resultados encontrados pelo teste KPSS para as variáveis lucro por ação e preço da ação, respectivamente.

#### *Empresas Utilizadas na Amostra*

Obs.	Empresa	País	Obs.	Empresa	País	Obs.	Empresa	País
1	Atacocha	Peru	15	Andina	Chile	29	CSN	Brasil
2	Buenaventura	Peru	16	Bsantander	Chile	30	Usiminas	Brasil
3	Aceros Arequip	Peru	17	Cervezas	Chile	31	CVRD	Brasil
4	Minsur	Peru	18	Copec	Chile	32	Acindar	Argentina
5	Backus Johnst	Peru	19	Credito	Chile	33	Aluar	Argentina
6	Volcan	Peru	20	Endesa	Chile	34	Banco Macro	Argentina
1	Alfa	México	21	Enersis	Chile	35	Capex	Argentina
8	Cemex	México	22	Lan Chile	Chile	36	Banco Frances	Argentina
9	Geo	México	23	Bradesco	Brasil	37	Molinos Rio	Argentina
10	Gmexico	México	24	Braskem	Brasil	38	Siderar	Argentina
11	ICA	México	25	Caemi	Brasil	39	Telecom	Argentina
12	Telefs Mex	México	26	Eletrabras	Brasil	40	Telefonica de Arg	Argentina
13	Televisa	México	27	Gerdau	Brasil	41	TranspGas	Argentina
14	WalMart Mex	México	28	Petrobras	Brasil			

**Tabela 1**  
**Estatísticas Descritivas do Lucro por Ação**

Empresa	País	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio-Padrão
Atacocha	Peru	0,016592	0,011735	0,095385	-0,04333	0,030273
Buenaventura	Peru	0,537642	0,432706	1,975399	-1,30288	0,605411
Aceros Arequip	Peru	0,022668	0,016685	0,111536	-0,04448	0,030392
Minsur	Peru	0,078305	0,054072	0,530922	-0,00674	0,084057
Backus Johnst	Peru	0,026213	0,02364	0,079485	-0,04686	0,024592
Volcan	Peru	0,006593	0,007782	0,051313	-0,04437	0,019326
<b>Aglomerado</b>		<b>0,114669</b>	<b>0,020163</b>	<b>1,975399</b>	<b>-1,30288</b>	<b>Na</b>
Alfa	México	1,607056	1,668219	6,485932	-3,16276	1,914989
Cemex	México	0,312937	0,317239	3,520077	-1,5457	0,696461
Geo	México	0,219303	0,21481	2,090043	-2,18717	0,492491
Gmexico	México	0,317016	0,277907	10,84603	-8,06449	2,172555
ICA	México	-0,32339	-0,06333	7,298266	-7,66188	1,946182
Telefs Mex	México	0,191002	0,174292	0,885236	-0,69455	0,216022
Televisa	México	0,001839	0,001128	0,025761	-0,00608	0,004805
WalMart Mex	México	0,314385	0,241858	4,694828	-4,0948	0,976075
<b>Aglomerado</b>		<b>0,330019</b>	<b>0,228334</b>	<b>10,84603</b>	<b>-8,06449</b>	<b>Na</b>
Andina	Chile	14,81241	10,40549	65,16113	-26,6826	14,99791
Bsantander	Chile	0,265272	0,281427	1,024197	-0,47236	0,244835
Cervezas	Chile	32,43634	35,17865	108,1177	-9,17975	30,56051
Copco	Chile	50,43096	46,86587	124,0106	3,036867	28,27617
Credito	Chile	138,9042	116,5171	342,5585	45,85048	72,62892
Endesa	Chile	2,389595	3,09983	17,89338	-11,3134	5,347586
Enersis	Chile	1,283244	0,992476	11,75437	-31,2709	6,373236
Lan Chile	Chile	28,11089	25,6751	98,85389	-20,3832	27,20389
<b>Aglomerado</b>		<b>33,57911</b>	<b>18,0403</b>	<b>342,5585</b>	<b>-31,2709</b>	<b>Na</b>
Bradesco	Brasil	0,67695	0,640483	1,453539	0,195902	0,283979
Braskem	Brasil	0,130314	0,195423	5,402443	-6,56637	1,533563
Caemi	Brasil	0,012965	0,004749	0,153386	-0,09108	0,036239
Eletrobras	Brasil	0,001135	0,001726	0,00817	-0,00728	0,002587
Gerdau	Brasil	0,529077	0,344139	2,531334	-0,53225	0,588045
Petrobras	Brasil	0,549813	0,626723	1,481116	-0,59309	0,490623
CSN	Brasil	0,846701	0,491999	8,030083	-1,00824	1,467649
Usiminas	Brasil	1,085341	0,665647	5,200762	-4,13316	1,757288
CVRD	Brasil	0,733096	0,570835	3,048493	-0,26755	0,677781
<b>Aglomerado</b>		<b>0,507266</b>	<b>0,491999</b>	<b>8,030083</b>	<b>-6,56637</b>	<b>Na</b>
Acindar	Argentina	0,039993	0,074006	2,236384	-2,68893	0,728528
Aluar	Argentina	0,032551	0,060232	0,265232	-0,27009	0,140885
Banco Macro	Argentina	-0,19572	-0,08684	7,03018	-4,05749	1,74696
Capex	Argentina	0,042001	0,154194	3,342329	-6,80956	1,28766
Banco Frances	Argentina	0,030191	0,198435	1,547004	-3,52906	0,860534
Molinos Rio	Argentina	0,020365	0,042526	0,598666	-0,57652	0,211758
Siderar	Argentina	0,209942	0,11844	1,531696	-0,63856	0,467309
Telecom	Argentina	-0,06312	0,152977	1,177413	-4,48306	0,833521
Telefonica de Arg	Argentina	-0,03033	0,088638	0,415472	-2,78164	0,480663
TranspGas	Argentina	0,075088	0,119016	0,450068	-1,26884	0,229076
<b>Aglomerado</b>		<b>0,016096</b>	<b>0,103539</b>	<b>7,03018</b>	<b>-6,80956</b>	<b>Na</b>

**Tabela 2**  
**Estadísticas Descriptivas do Preço da Ação**

Empresa	País	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio-Padrão
Atacocha	Peru	0,7433	0,4393	2,5931	0,1349	0,6812
Buenaventura	Peru	40,2842	28,7130	105,4677	10,2864	25,7327
Aceros Arequip	Peru	0,4317	0,2672	1,5425	0,1358	0,4139
Minsur	Peru	2,2612	1,5417	6,3116	0,7834	1,6733
Backus Johnst	Peru	1,1281	1,0322	1,9296	0,7171	0,3369
Volcan	Peru	0,7986	0,9384	1,3304	0,1645	0,3904
<b>Aglomerado</b>			<b>0,9853</b>	<b>105,4677</b>	<b>0,1349</b>	<b>Na</b>
Alfa	México	42,3994	43,9740	107,9499	7,3047	22,4626
Cemex	México	22,7357	20,5783	56,3780	10,4191	8,5040
Geo	México	11,6210	11,9714	33,5822	1,4997	7,3897
Gmexico	México	13,2351	13,8152	26,1783	3,1993	5,9235
ICA	México	10,9276	4,3846	29,6343	1,1244	10,6132
Telefs Mex	México	6,9795	7,8034	11,4881	3,1932	2,5418
Televisa	México	22,8859	21,2199	38,6547	12,9929	7,0796
WalMart Mex	México	27,0378	25,0093	54,8844	16,4852	8,1559
<b>Aglomerado</b>			<b>17,1967</b>	<b>107,9499</b>	<b>1,1244</b>	<b>Na</b>
Andina	Chile	895,28	846,74	1.447,99	515,64	236,61
Bsantander	Chile	10,90	10,87	22,31	4,11	4,29
Cervezas	Chile	1.983,30	1.907,59	2.893,47	1.104,35	500,07
Coppec	Chile	2.450,21	2.025,69	5.059,27	810,34	1.250,33
Credito	Chile	5.369,47	3.842,87	14.936,87	1.931,33	3.513,60
Endesa	Chile	282,44	263,41	522,42	157,69	79,91
Enersis	Chile	177,24	192,91	304,86	51,52	75,53
Lan Chile	Chile	1.204,85	803,70	4.201,00	104,05	1.027,77
<b>Aglomerado</b>			<b>825,22</b>	<b>14.936,87</b>	<b>4,11</b>	<b>Na</b>
Bradesco	Brasil	18,3779	18,1430	53,8891	5,7581	9,8476
Braskem	Brasil	9,2521	6,4535	34,4955	1,9537	7,5189
Caemi	Brasil	0,5805	0,3179	3,5666	0,0375	0,7950
Elektrobras	Brasil	0,0328	0,0322	0,0572	0,0151	0,0096
Gerdau	Brasil	8,3784	4,7887	33,2544	0,7341	9,4321
Petrobras	Brasil	12,1633	12,0083	35,9174	2,3637	7,6112
CSN	Brasil	13,2096	6,9233	55,4276	2,2051	15,3616
Usiminas	Brasil	14,9339	9,6640	55,9824	3,1520	14,1216
CVRD	Brasil	23,6376	17,9906	85,7953	5,8964	19,9628
<b>Aglomerado</b>			<b>6,9233</b>	<b>85,7953</b>	<b>0,0151</b>	<b>Na</b>
Acindar	Argentina	2,8075	2,5559	6,6892	0,2532	1,7574
Aluar	Argentina	2,3407	1,9169	4,5262	1,1268	1,0580
Banco Macro	Argentina	7,9899	4,4746	28,0270	0,4836	7,7328
Capex	Argentina	7,1057	6,6459	14,0625	1,8006	3,2807
Banco Frances	Argentina	11,8845	13,0424	20,8030	2,2093	5,4634
Molinos Rio	Argentina	5,7540	5,5438	13,4913	2,6773	1,8464
Siderar	Argentina	9,8076	7,6532	31,2894	2,6582	6,6121
Telecom	Argentina	8,5660	7,8112	16,3644	0,7957	3,9987
Telefonica de Arg	Argentina	4,7227	4,6802	8,5477	1,4061	1,9726
TranspGas	Argentina	3,2603	3,5904	4,2108	0,6821	0,8645
<b>Aglomerado</b>			<b>5,1120</b>	<b>31,2894</b>	<b>0,2532</b>	<b>Na</b>

Tabela 3

## Teste KPSS para o Lucro por Ação

Empresa	País	Estatística Teste KPSS	Resultado 10% de Significância
Atacocha	Peru	0,584718	Não-Estacionária
Buenaventura	Peru	0,823047	Não-Estacionária
Aceros Arequip	Peru	0,612268	Não-Estacionária
Minsur	Peru	0,671861	Não-Estacionária
Backus Johnst	Peru	0,374180	Não-Estacionária
Volcan	Peru	0,080209	Estacionária
Alfa	México	0,244596	Estacionária
Cemex	México	0,104267	Estacionária
Geo	México	0,453805	Não-Estacionária
Gmexico	México	0,188592	Estacionária
ICA	México	0,176640	Estacionária
Telefs Mex	México	0,798070	Não-Estacionária
Televisa	México	0,081831	Estacionária
WalMart Mex	México	0,500000	Não-Estacionária
Andina	Chile	0,365603	Não-Estacionária
Bsantander	Chile	0,070446	Estacionária
Cervezas	Chile	0,140517	Estacionária
Copec	Chile	0,573758	Não-Estacionária
Credito	Chile	0,736957	Não-Estacionária
Endesa	Chile	0,221267	Estacionária
Enersis	Chile	0,493695	Não-Estacionária
Lan Chile	Chile	0,432385	Não-Estacionária
Bradesco	Brasil	0,795527	Não-Estacionária
Braskem	Brasil	0,074009	Estacionária
Caemi	Brasil	0,558457	Não-Estacionária
Eletronbras	Brasil	0,306533	Estacionária
Gerdau	Brasil	0,632900	Não-Estacionária
Petrobras	Brasil	0,739056	Não-Estacionária
CSN	Brasil	0,329720	Estacionária
Usiminas	Brasil	0,433080	Não-Estacionária
CVRD	Brasil	0,835286	Não-Estacionária
Acindar	Argentina	0,164052	Estacionária
Aluar	Argentina	0,199280	Estacionária
Banco Macro	Argentina	0,091068	Estacionária
Capex	Argentina	0,260320	Estacionária
Banco Frances	Argentina	0,230596	Estacionária
Molinos Rio	Argentina	0,122241	Estacionária
Siderar	Argentina	0,476746	Não-Estacionária
Telecom	Argentina	0,126125	Estacionária
Telefonica	Argentina	0,155358	Estacionária
TranspGas	Argentina	0,270422	Estacionária
Valores Críticos:	$\alpha = 1\%$	0,739	
KPSS (1992 – tabela 1)	$\alpha = 5\%$	0,463	
	$\alpha = 10\%$	0,347	

Tabela 4

## Teste KPSS para o Preço da Ação

Empresa	País	Estatística Teste KPSS	Resultado 10% de Significância
Atacocha	Peru	0,304261	Estacionária
Buenaventura	Peru	0,672536	Não-Estacionária
Aceros Arequip	Peru	0,437136	Não-Estacionária
Minsur	Peru	0,533951	Não-Estacionária
Backus Johnst	Peru	0,377971	Não-Estacionária
Volcan	Peru	0,144079	Estacionária
Alfa	México	0,293253	Estacionária
Cemex	México	0,578901	Não-Estacionária
Geo	México	0,176514	Estacionária
Gmexico	México	0,321948	Estacionária
ICA	México	0,613305	Não-Estacionária
Telefs Mex	México	0,748532	Não-Estacionária
Televisa	México	0,186133	Estacionária
WalMart Mex	México	0,680555	Não-Estacionária
Andina	Chile	0,260509	Estacionária
Bsantander	Chile	0,644866	Não-Estacionária
Cervezas	Chile	0,585096	Não-Estacionária
Copec	Chile	0,597096	Não-Estacionária
Credito	Chile	0,648830	Não-Estacionária
Endesa	Chile	0,204317	Estacionária
Enersis	Chile	0,657099	Não-Estacionária
Lan Chile	Chile	0,517358	Não-Estacionária
Bradesco	Brasil	0,729339	Não-Estacionária
Braskem	Brasil	0,479701	Não-Estacionária
Caemi	Brasil	0,639105	Não-Estacionária
Eletronbras	Brasil	0,085964	Estacionária
Gerdau	Brasil	0,643750	Não-Estacionária
Petrobras	Brasil	0,760014	Não-Estacionária
CSN	Brasil	0,617211	Não-Estacionária
Usiminas	Brasil	0,464044	Não-Estacionária
CVRD	Brasil	0,731987	Não-Estacionária
Acindar	Argentina	0,116684	Estacionária
Aluar	Argentina	0,636778	Não-Estacionária
Banco Macro	Argentina	0,528857	Não-Estacionária
Capex	Argentina	0,607269	Não-Estacionária
Banco Frances	Argentina	0,480408	Não-Estacionária
Molinos Rio	Argentina	0,146143	Estacionária
Siderar	Argentina	0,468488	Não-Estacionária
Telecom	Argentina	0,326427	Estacionária
Telefonica	Argentina	0,446041	Não-Estacionária
TranspGas	Argentina	0,270428	Estacionária
Valores Críticos:	$\alpha = 1\%$	0,739	
KPSS (1992 – tabela 1)	$\alpha = 5\%$	0,463	
	$\alpha = 10\%$	0,347	

Percebe-se uma grande heterogeneidade na existência ou não de estacionariedade nas séries de lucro. Vinte das 41 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 15. Portanto, não há um comportamento preestabelecido 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 pelas normas de contabilidade do país em que a empresa publica seu balanço. É 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 sejam realizados testes de raiz unitária/estacionariedade quando a variável lucro por ação de empresas latino-americanas for utilizada em regressões que envolvam sua evolução no tempo.

As séries de preço das ações têm um comportamento mais homogêneo do que as de lucro por ação. Dentro do que era esperado, a maioria das séries de preço analisadas é não-estacionária, corroborando o conceito de que os preços das ações seguem 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 co-integração de Johansen. Conforme detalhado na definição de co-integração (item 3.2), para que as variáveis sejam co-integradas, é necessário que sejam integradas de mesma ordem. Assim, são realizados testes para o lucro por ação e o preço da ação de todas as empresas que tiveram essas duas variáveis identificadas como não-estacionárias nas tabelas 3 e 4. 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), 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 co-integração de Johansen são apresentados na tabela 5.

Os resultados obtidos pelos testes de co-integração 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 co-

integradas 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 que existem diferenças de normas contábeis entre os países analisados. Considera-se, portanto, que há um relacionamento de longo prazo entre o lucro e o preço das ações das empresas analisadas, coerentemente com o arcabouço teórico desenvolvido por Ohlson (1995) e Ohlson e Juettner-Nauroth (2005). Adicionalmente, poder-se-ia especular que há causalidade no sentido do lucro para o preço<sup>(8)</sup>. No intuito de 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:

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

**O teste de causalidade de Granger demonstra que, de maneira geral, nem o lucro nem o preço são variáveis explicativas adequadas uma da outra (dentro do conceito de causalidade de Granger).**

Os resultados obtidos nos testes de causalidade de Granger estão condensados nas tabelas 5 (para as empresas nas quais o lucro e o preço não são estacionários) e 6 (para o caso de pelo menos uma das variáveis ser estacionária).

Os resultados encontrados permitem concluir que há co-integração, mas não causalidade entre as variáveis lucro e preço analisadas. Em outras palavras, as variáveis mantêm relação de longo prazo, conforme previsto por Ohlson (1995), Ohlson e Juettner-Nauroth (2005) e Ohlson e Lopes (2007), mas os resultados são menos conclusivos no que se refere à causalidade entre lucros e preços medidos no mesmo período.

O conceito de causalidade de Granger baseia-se na melhoria da variância da previsão ocasionada pela utilização de uma variável exógena defasada na equação de regressão. O teste de causalidade de Granger demonstra que, de maneira geral, nem o lucro nem o preço são variáveis explicativas adequadas uma da outra (dentro do conceito de causalidade de Granger). A inclusão das variáveis defasadas não é garantia de melhoria da previsão da variável dependente.

Tabela 5

## Testes de Co-Integração e Causalidade para as Empresas com Lucro e Preço Não-Estacionários

Empresa	País	Co-Integração			Resultados $\alpha = 5\%$	Causalidade		
		$r = 0$ $r \leq 1$	Estatística do Traço (a)	Estatística do Máximo Autovalor (b)		Causalidade	P-Valor	Interpretação ( $\alpha = 5\%$ )
Buenaventura	Peru	$r = 0$ $r \leq 1$	20,016120 0,181513	19,834610 0,181513	1 vetor de co-integração (a) e (b)	Lucro $\rightarrow$ Preço Preço $\rightarrow$ Lucro	0,0061 0,3215	Lucro Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
Aceros Arequip	Peru	$r = 0$ $r \leq 1$	17,089120 0,063806	17,025310 0,063806	1 vetor de co-integração (a) e (b)	Lucro $\rightarrow$ Preço Preço $\rightarrow$ Lucro	0,6592 0,5115	Lucro não-Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
Minsur	Peru	$r = 0$ $r \leq 1$	17,528490 0,473438	17,055060 0,473438	1 vetor de co-integração (a) e (b)	Lucro $\rightarrow$ Preço Preço $\rightarrow$ Lucro	0,7030 0,7448	Lucro não-Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
Backus Johnst	Peru	$r = 0$ $r \leq 1$	23,880540 4,694121	19,186420 4,694121	2 vetores de co-integração (a) e (b)	Lucro $\rightarrow$ Preço Preço $\rightarrow$ Lucro	0,3050 0,0263	Lucro não-Granger Causa Preço Preço Granger Causa Lucro
Telefs Mex	México	$r = 0$ $r \leq 1$	35,436950 1,033254	34,403690 1,033254	1 vetor de co-integração (a) e (b)	Lucro $\rightarrow$ Preço Preço $\rightarrow$ Lucro	0,5998 0,0909	Lucro não-Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
WalMart Mex	México	$r = 0$ $r \leq 1$	61,759980 0,012887	61,747090 0,012887	1 vetor de co-integração (a) e (b)	Lucro $\rightarrow$ Preço Preço $\rightarrow$ Lucro	0,3644 0,0424	Lucro não-Granger Causa Preço Preço Granger Causa Lucro
Copec	Chile	$r = 0$ $r \leq 1$	12,576040 0,013534	12,562510 0,013534	Não há co-integração (a) e (b)	Lucro $\rightarrow$ Preço Preço $\rightarrow$ Lucro	0,56027 0,44812	Lucro não-Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
Credito	Chile	$r = 0$ $r \leq 1$	28,91981 12,78211	16,13770 12,78211	2 vetores de co-integração (a) e (b)	Lucro $\rightarrow$ Preço Preço $\rightarrow$ Lucro	0,5766 0,0045	Lucro não-Granger Causa Preço Preço Granger Causa Lucro
Enersis	Chile	$r = 0$ $r \leq 1$	20,545960 0,933026	19,612940 0,933026	1 vetor de co-integração (a) e (b)	Lucro $\rightarrow$ Preço Preço $\rightarrow$ Lucro	0,9169 0,8307	Lucro não-Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
Lan Chile	Chile	$r = 0$ $r \leq 1$	30,19240 4,19521	25,99719 4,19521	2 vetores de co-integração (a) e (b)	Lucro $\rightarrow$ Preço Preço $\rightarrow$ Lucro	0,7615 0,0553	Lucro não-Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
Bradesco	Brasil	$r = 0$ $r \leq 1$	22,863610 2,613194	20,250410 2,613194	1 vetor de co-integração (a) e (b)	Lucro $\rightarrow$ Preço Preço $\rightarrow$ Lucro	0,6871 0,9938	Lucro não-Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
Caemi	Brasil	$r = 0$ $r \leq 1$	45,85827 19,33219	26,52608 19,33219	2 vetores de co-integração (a) e (b)	Lucro $\rightarrow$ Preço Preço $\rightarrow$ Lucro	0,1452 0,1659	Lucro não-Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
Gerdau	Brasil	$r = 0$ $r \leq 1$	33,81390 1,34116	32,47274 1,34116	1 vetor de co-integração (a) e (b)	Lucro $\rightarrow$ Preço Preço $\rightarrow$ Lucro	0,5507 0,0894	Lucro não-Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
Petrobras	Brasil	$r = 0$ $r \leq 1$	7,642670 1,158757	6,483913 1,158757	Não há co-integração (a) e (b)	Lucro $\rightarrow$ Preço Preço $\rightarrow$ Lucro	0,04737 0,84428	Lucro Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
Usiminas	Brasil	$r = 0$ $r \leq 1$	24,137560 0,225306	23,912250 0,225306	1 vetor de co-integração (a) e (b)	Lucro $\rightarrow$ Preço Preço $\rightarrow$ Lucro	0,5493 0,3463	Lucro não-Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
CVRD	Brasil	$r = 0$ $r \leq 1$	43,117080 9,301631	33,815450 9,301631	2 vetores de co-integração (a) e (b)	Lucro $\rightarrow$ Preço Preço $\rightarrow$ Lucro	0,9943 0,0002	Lucro não-Granger Causa Preço Preço Granger Causa Lucro
Siderar	Argentina	$r = 0$ $r \leq 1$	19,539960 0,260170	19,27979 0,26017	1 vetor de co-integração (a) e (b)	Lucro $\rightarrow$ Preço Preço $\rightarrow$ Lucro	0,0360 0,5141	Lucro Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro

Tabela 6

## Teste de Causalidade para as Empresas com Lucro e/ou Preço Estacionários(\*)

Empresa	País	Causalidade	P-Valor	Interpretação ( $\alpha = 5\%$ )
Atacocha	Peru	Lucro → Preço Preço → Lucro	0,10064 0,13081	Lucro não-Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
Volcan	Peru	Lucro → Preço Preço → Lucro	0,39453 0,04751	Lucro não-Granger Causa Preço Preço Granger Causa Lucro
Cemex	México	Lucro → Preço Preço → Lucro	0,46780 0,17413	Lucro não-Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
Geo	México	Lucro → Preço Preço → Lucro	0,66100 0,08302	Lucro não-Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
Alfa	México	Lucro → Preço Preço → Lucro	0,26265 0,14402	Lucro não-Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
Gmexico	México	Lucro → Preço Preço → Lucro	0,27902 0,00146	Lucro não-Granger Causa Preço Preço Granger Causa Lucro
ICA	México	Lucro → Preço Preço → Lucro	0,15167 0,48805	Lucro não-Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
Televisa	México	Lucro → Preço Preço → Lucro	0,25679 0,73600	Lucro não-Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
Andina	Chile	Lucro → Preço Preço → Lucro	0,85286 0,06812	Lucro não-Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
Bsantander	Chile	Lucro → Preço Preço → Lucro	0,81386 0,27523	Lucro não-Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
Cervezas	Chile	Lucro → Preço Preço → Lucro	0,49922 0,55732	Lucro não-Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
Endesa	Chile	Lucro → Preço Preço → Lucro	0,60071 0,23993	Lucro não-Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
Braskem	Brasil	Lucro → Preço Preço → Lucro	0,89859 0,80536	Lucro não-Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
Eletrobras	Brasil	Lucro → Preço Preço → Lucro	0,18274 0,24599	Lucro não-Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
CSN	Brasil	Lucro → Preço Preço → Lucro	0,82400 0,04203	Lucro não-Granger Causa Preço Preço Granger Causa Lucro
Acindar	Argentina	Lucro → Preço Preço → Lucro	0,12884 0,53995	Lucro não-Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
Aluar	Argentina	Lucro → Preço Preço → Lucro	0,39472 0,07382	Lucro não-Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
Banco Macro	Argentina	Lucro → Preço Preço → Lucro	0,12981 0,77878	Lucro não-Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
Capex	Argentina	Lucro → Preço Preço → Lucro	0,65612 0,85712	Lucro não-Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
Banco Frances	Argentina	Lucro → Preço Preço → Lucro	0,99342 0,00204	Lucro não-Granger Causa Preço Preço Granger Causa Lucro
Molinos Rio	Argentina	Lucro → Preço Preço → Lucro	0,23945 0,05995	Lucro não-Granger Causa Preço Preço Granger Causa Lucro
Telecom	Argentina	Lucro → Preço Preço → Lucro	0,32356 0,54105	Lucro não-Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
Telefonica de Arg	Argentina	Lucro → Preço Preço → Lucro	0,02038 0,64443	Lucro Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro
TranspGas	Argentina	Lucro → Preço Preço → Lucro	0,00047 0,46326	Lucro Granger Causa Preço Preço não-Granger Causa Lucro

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

Na verdade, quando há relação de causalidade, normalmente é do preço para o lucro. São nove as situações em que há esse sentido de causalidade, contra cinco situações em que o lucro Granger Causa o preço. As evidências encontradas estão de acordo com o conceito de *timeliness* do resultado (BALL, KOTHARI e ROBIN, 2000; COLLINS *et al.*, 1994; BEAVER, LAMBERT e MORSE, 1980). 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”.

**...as evidências demonstram que, de maneira geral, para o mercado latino-americano não é adequado estabelecer uma relação de causalidade de Granger do lucro contábil para o preço das ações, apesar de essas duas variáveis terem um relacionamento estável de longo prazo.**

Em outras palavras, o preço das ações antecipa-se ao lucro contábil no reconhecimento de novas informações. Portanto, as evidências demonstram que, de maneira geral, para o mercado latino-americano não é adequado estabelecer uma relação de causalidade de Granger do lucro contábil para o preço das ações, apesar de essas duas variáveis terem um relacionamento estável de longo prazo. Pesquisas futuras podem investigar a relação entre os preços correntes e a estrutura temporal dos lucros, conforme discutido em Ohlson e Lopes (2007).

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 com referência aos estoques, as empresas argentinas podem utilizar o método “último que entra, primeiro que sai” (UEPS), não permitido, por exemplo, no Brasil. Outro aspecto bastante interessante é a Argentina também ser o país em que 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 adequada e oportunamente as informações para o mer-

cado. Costa, Costa e Lopes (2006) analisam o conservadorismo contábil em países da América do Sul (Argentina, Brasil, Colômbia, Peru e Venezuela) e relatam que o  $R^2$  encontrado na regressão que testa o conservadorismo é maior na Argentina. Nesse contexto, torna-se interessante a realização de estudos mais específicos investigando a oportunidade e o conservadorismo da contabilidade argentina e a relevância dessas informações para o mercado de capitais em comparação a outros mercados emergentes.

## 6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

No estudo aqui relatado, analisou-se a relação entre o lucro contábil e o preço das ações no mercado latino-americano. Para isso, aplicaram-se testes econométricos de estacionariedade (KPSS), co-integração (Johansen) e causalidade (Granger). As evidências apontam que existe um relacionamento de longo prazo entre o lucro e os preços das ações para a maior parte das empresas analisadas. Esses resultados são consistentes com os modelos apresentados por Ohlson (1995) e Ohlson e Juettner-Nauroth (2005), que relacionam o preço de uma ação com o lucro da empresa.

Contudo, não se pode estabelecer uma relação de causalidade (de acordo com o conceito de causalidade de Granger) entre essas duas variáveis. Esse resultado pode ser explicado pela falta de oportunidade do lucro contábil, conforme relatado por Ball, Kotari e Robin (2000), Collins *et al.* (1994) e Beaver, Lambert e Morse (1980). Costa, Costa e Lopes (2006) mostram evidências de que o lucro contábil dos países da América do Sul é conservador, o que corrobora as evidências encontradas de que quando há relação de causalidade de Granger entre preço e lucro, normalmente ela ocorre do preço para o lucro e não o contrário, como seria o intuitivamente esperado. São nove situações em que há esse sentido de causalidade, contra cinco situações em que o lucro Granger causa o preço. Entretanto, em 27 situações não há sentido de causalidade, o que demonstra o baixo poder de melhoria da variância da previsão com a inclusão de uma das variáveis em análise como uma variável exógena defasada na equação de regressão.

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 possui uma característica menos ortodoxa do que a de outros países da América Latina, tem maior relação causal com o preço da ação do que os lucros dos outros países da região. Estudos futuros podem investigar em profundidade os determinantes do comportamento econométrico das séries de lucro e preço de maneira a identificar as características (país, controle acionário, setor, tamanho da empresa, grau de alavancagem etc.) determinantes para o comportamento dos dados. ♦

NOTAS

- (1) Desempenho mensurado por: esperança dos fluxos de caixa livres futuros no modelo de fluxo de caixa descontado (DCF); esperança dos lucros anormais futuros no modelo de lucros residuais (RIV); ou 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 *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) de 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) Ver: Granger, Huang e Yang (1998); Know e Shin (1999); Schor, Bonomo e Pereira (2002); e Grôppo (2005).
- (5) Demonstração em Ohlson (1995).
- (6) É evidente que não se pode generalizar essa afirmação, como, por exemplo, para os retornos das ações que são usualmente estacionários.
- (7) O índice de liquidez mínimo para que a empresa entrasse na amostra foi de 0,7 para o período de um 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 neste estudo. Cada empresa teve somente seu tipo de ação mais líquida selecionada.
- (8) Nesse ponto, é importante deixar claro que o relacionamento demonstrado por Ohlson (1995) é entre o lucro anormal esperado e o preço da ação (item 2) e não do lucro para o preço corrente, conforme explorado neste trabalho.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BALL, R.; BROWN, P. An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research*, Chicago, v.6, n.2, p.159-177, Autumn 1968.
- BALL, R.; KOTHARI, S.P.; ROBIN, A. The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. *Journal of Accounting and Economics*, Rochester, v.29, n.1, p.1-51, Febr. 2000.
- BEAVER, W.H. The information content of annual earnings announcements. *Journal of Accounting Research*, Chicago, v.6, Supplement, p.67-92, 1968.
- \_\_\_\_\_. *Financial reporting: an accounting revolution*. 3<sup>rd</sup>ed. Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice-Hall, 1998.
- BEAVER, W.H.; LAMBERT, R.; MORSE, D. The information content of security prices. *Journal of Accounting and Economics*, Rochester, v.2, n.1, p.3-28, Mar.1980.
- CAMPBELL, J.; SHILLER, R. Cointegration and tests of present value models. *Journal of Political Economy*, Chicago, v.95, n.5, p.1062-1088, 1987.
- 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*, New York, v.14, n.1, p.27-56, Jan./Feb. 1999.
- 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*, Rochester, v.18, n.3, p.289-324, Nov. 1994.
- COSTA, F.M.; COSTA, A.C.O.; LOPES, A.B. Conservadorismo em cinco países da América do Sul. *Revista de Contabilidade & Finanças da Universidade de São Paulo*, São Paulo, n.41, p.7-19, maio/ago. 2006.
- DAWID, P.E. *Estacionariedade em séries temporais com quebras estruturais*. 2004. Dissertação (Mestrado) — Instituto de Matemática e Estatística da Universidade de São Paulo, São Paulo, São Paulo, Brasil.
- DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v.74, n.366, p.427-431, June 1979.
- \_\_\_\_\_. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, New York, v.49, n.4, p.1057-1072, July 1981.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, New York, v.55, n.2, p.251-276, Mar.1987.
- EDWARDS, E.O.; BELL, P.W. *The theory and measurement of business income*. Berkeley and Los Angeles: University of California Press, 1961.
- GRANGER, C.W. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. *Econometrica*, New York, v.37, n.3, p.424-438, July 1969.
- 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.
- GRANGER, C.W.; NEWBOLD, P. Spurious regression in econometrics. *Journal of Econometrics*, New York, v.2, n.2, p.111-120, July 1974.
- GRÔPPO, G.S. Co-integração e causalidade entre variáveis de política monetária e Ibovespa. *Revista de Economia e Administração*, São Paulo, v.4, n.2, p.229-246, abr./jun. 2005.
- GUJARATI, D.N. *Econometria básica*. 4.ed. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2004.
- IUDÍCIBUS, S.; LOPES, A.B. *Teoria avançada da contabilidade*. São Paulo: Atlas, 2004.
- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, New York, v.59, n.6, p.1551-1580, Nov. 1991.
- \_\_\_\_\_. *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*, New York, v.10, n. 1, p.71-81, 1999.
- KOTHARI, S.P. Capital market research in accounting. *Journal of Accounting and Economics*, Rochester, v.31, n.1, p.105-231, Sept. 2001.
- 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*, New York, v.44, p.159-178, May 1992.
- 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, Supplement, p.153-192, Sept.1989.
- 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. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 3., 2003, São Paulo. *Anais...* São Paulo: FGV, 2003.
- MARTINS, G.A. *Manual para elaboração de monografias e dissertações*. São Paulo: Atlas, 2001.
- NELSON, C.R.; PLOSSER, C.I. Trends versus random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, New York, v.10, n.2, p.139-162, 1982.
- 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.
- OHLSON, J.A.; LOPES, A.B. Accounting based valuation formulae. *Brazilian Business Review*, Vitória, v.4, n.2, p.95-102, maio/ago. 2007.
- PHILLIPS, P.C.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, New Haven, v.75, n.2, p.335-346, July 1988.
- RUBINSTEIN, M. *A history of the theory of investments*. New Jersey: Wiley, 2006.
- 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: FGV, 2002.
- SHARPE, W.F. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, New York, v.19, n.3, p.425-442, Sept. 1964.

### Long term relationship and causality between earnings and stock prices: Latin America evidences

This paper analyses if there is long term relationship and causality between accounting earnings and stock prices of Latin American firms. Cointegration tests are used in the same approach as Campbell e Shiller (1987) that investigated present value models based on rational expectations for the equity and bond markets. Essentially, if the variables are cointegrated, they have a long run relationship. This relation has been extensively studied for macroeconomic variables, but few works explore this issue for accounting and financial variables in emerging markets. Additionally the Granger causality between accounting earnings and stock prices are analyzed. Evidences points out that earnings and prices do have a long run relationship. However a causation relation can not be established for those variables. These findings can be explained by earnings timeliness (specially in Code Law countries) related by Ball, Kothari and Robin (2000), Collins *et al.* (1994) and Beaver, Lambert and Morse (1980). Additionally the evidences indicate that Argentine accounting earnings, that have less orthodox 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.

**Uniterms:** capital markets and accounting, Granger causality, cointegration, international accounting, Latin America.

**Relación de largo plazo y causalidad entre el beneficio contable y el precio de las acciones: evidencias del mercado latinoamericano**

En la línea de investigación de la relevancia de la información contable para mercados de capitales de países emergentes, se analiza en el presente artículo si existe relación de largo plazo y de causalidad entre el beneficio contable y el precio de las acciones de empresas de Latinoamérica. Para ello, se utilizan tests de cointegración. En esencia, si están cointegradas, las variables mantienen una relación de largo plazo. Este tipo de relación ha sido ampliamente estudiado entre las variables macroeconómicas, pero es poco analizado específicamente para variables contables y financieras en mercados emergentes. Complementariamente al test de cointegración, se analiza la causalidad de Granger entre el beneficio y el precio de las acciones. Las evidencias señalan la existencia de una relación de largo plazo entre el beneficio y los precios de las acciones. Sin embargo, no se puede establecer una relación de dependencia entre esas dos variables. Asimismo, los resultados muestran que el beneficio apurado por la contabilidad de Argentina, que tiene una característica menos ortodoxa que la de los otros países latinoamericanos, presenta un comportamiento más típicamente estacionario y mayor relación causal con el precio de la acción en comparación con los beneficios de aquellos países.

**Palabras clave:** contabilidad y mercados de capitales, causalidad de Granger, cointegración, contabilidad internacional, Latinoamérica.

**inspiração**

**A administração eficaz  
concretiza-se em ações,  
mas começa com idéias.**

*A Rausp está voltada à disseminação de pesquisas e idéias que agreguem valor ao trabalho de acadêmicos e praticantes de Administração.*

**Assine a Rausp**

Para informações ligu ) 3091-5922 ou 3818-4002

www.rausp.usp.br