



Revista Contabilidade & Finanças - USP

ISSN: 1519-7077

recont@usp.br

Universidade de São Paulo

Brasil

Costa dos Santos, Mateus Alexandre; Rezende Mol, Anderson Luiz; Marques dos Anjos, Luiz Carlos;  
Soares Santiago, Josicarla

Prices Lead Earnings no Brasil?

Revista Contabilidade & Finanças - USP, vol. 24, núm. 63, septiembre-diciembre, 2013, pp. 243-256

Universidade de São Paulo

São Paulo, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=257129396007>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal

Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

# Prices Lead Earnings no Brasil?

## *Prices Lead Earnings in Brazil?*

### Mateus Alexandre Costa dos Santos

Mestre em Ciências Contábeis e Doutorado do Programa Multi-institucional e Inter-regional de Pós-graduação em Ciências Contábeis da Universidade Federal de Brasília, Universidade Federal da Paraíba, Universidade Federal do Rio Grande do Norte  
E-mail: mateusalexandrecs@hotmail.com

### Anderson Luiz Rezende Mol

Professor Doutor do Departamento de Ciências Administrativas da Universidade Federal do Rio Grande do Norte  
E-mail: mol@ufrnet.br

### Luiz Carlos Marques dos Anjos

Mestre da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade Federal de Alagoas  
E-mail: luiz@consultorcontabil.com

### Josicarla Soares Santiago

Mestre do Departamento de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal da Paraíba  
E-mail: josicarlass@yahoo.com.br

Recebido em 29.9.2012 - Aceito em 3.10.2012 - 3ª versão aceita em 4.6.2013

## RESUMO

O presente artigo tem por objetivo identificar o nível temporal da relação retorno-lucro no cenário brasileiro. Por nível temporal entende-se grau de defasagem temporal entre os momentos das variáveis. A investigação foi desenvolvida sob o pressuposto da hipótese *prices lead earnings*, cuja premissa fundamental é que o preço da ação é informacionalmente mais rico do que os lucros contábeis corrente e passados, acerca dos lucros futuros, o que invalida o estabelecimento de uma relação contemporânea (nível temporal zero) entre essas variáveis. A investigação foi realizada por meio de regressões combinadas (*pooled regression*) e dados em painel (efeitos fixos e efeitos aleatórios), ao total foram empregados 4 modelos. Foram analisadas 205 firmas ao longo de 53 trimestres (1999 a 2012), o que resultou em 8.440 firmas-trimestres. Os resultados indicaram que, isoladamente, o lucro contábil não é informacionalmente contemporâneo ao preço das ações, entretanto, com a eliminação dos efeitos dos lucros futuros sobre essa relação, constatou-se que há sinais de contemporaneidade. Além disso, verificou-se que os retornos antecipam informações sobre os lucros futuros. As associações identificadas sugerem que essa antecipação ocorreria há, pelo menos, 8 trimestres. Contudo, não foi possível precisar o nível temporal da relação retorno-lucro trimestral no Brasil, pois, de um lado, os retornos passados associam-se aos lucros correntes, de outro, a significância dos lucros futuros na explicação dos retornos correntes depende do arranjo das variáveis independentes no modelo. Apesar disso, percebe-se que os resultados convergem com um nível temporal igual a 1, em que o retorno antecipa o lucro do período seguinte, indicação esta que se mostrou independente da adição das demais variáveis no modelo.

**Palavras-chave:** Relação retorno-lucro. *Prices lead earnings*. Contemporaneidade informacional. Intempestividade.

## ABSTRACT

This article aims to identify the timing of the return-earnings relationship in Brazil, that is, the degree of time lag between the occurrences of the variables. This research was developed based on assumptions from the *prices lead earnings* hypothesis, the fundamental premise of which is that the stock price is informationally richer than the current and past accounting earnings in terms of future earnings, which invalidates the establishment of a contemporaneous relationship (timing zero) between these variables. This research was conducted by means of pooled regression using panel data (fixed effects and random effects). Four models were employed in total. A total of 205 firms were analyzed over 53 quarters (1999 to 2012), resulting in 8,440 firm-quarters. The results indicated that accounting earnings alone are not informationally contemporaneous to stock price. However, when the effects of future earnings on this relationship were eliminated, it was found that there are signs of timeliness. Furthermore, it was found that the returns anticipated information about future earnings. The identified associations suggest that this anticipation occurs over at least eight quarters. However, it was not possible to determine the timing of the quarterly return-earnings relationship in Brazil because, on the one hand, past returns are associated with current earnings and, on the other, the significance of future earnings in explaining current returns depends on the arrangement of the independent variables in the model. Nevertheless, it is clear that the results converge with a timing equal to 1, in which the return anticipates earnings in the following period, a result that was independent of the addition of the other variables in the model.

**Keywords:** Return-earnings relationship. *Prices lead earnings*. Informational timeliness. Untimeliness.

## 1 INTRODUÇÃO

O preço das ações decorre das expectativas dos investidores, condicionadas ao conjunto informacional disponível em um dado momento. Assume-se que isso ocorra de forma racional, porém sem obedecer a regras específicas. Cada investidor possui um modelo decisório próprio, que é influenciado pela sua indiferença às diversas configurações de risco e retorno estabelecidas para os ativos. O lucro contábil, por sua vez, também captura grande parte desse conjunto informacional, entretanto sujeito às limitações impostas pela objetividade, pelo conservadorismo e pelas regras para o reconhecimento das receitas, próprias do modelo contábil, que o tornam informacionalmente intempestivo.

Em certa medida, preços e lucros podem ser considerados sinais de um mesmo estado da realidade, entretanto não contemporâneos. Situação esta que se mostra mais evidente à luz da eficiência de mercado. O lucro contábil tende a apresentar uma resposta atrasada aos eventos relevantes considerados pelo mercado quando da formação do preço das ações (Beaver, Lambert, & Morse, 1980). A primeira implicação disso é que apenas uma parte da variação contemporânea do lucro representa uma surpresa para o mercado, a respeito das expectativas sobre os lucros futuros (Collins, Kothari, Shanken, & Sloan, 1994; Kothari & Zimmerman, 1995).

A parcela informacional acerca dos lucros futuros não expressa pelo lucro corrente representa uma importante variável que é omitida no modelo tradicional da relação preço-lucro, o que contribui, ao lado do efeito concorrente das informações obtidas em outras fontes, com a obtenção de baixos e enviesados coeficientes de resposta para o lucro e baixo poder explicativo dos modelos<sup>1</sup> (Kothari & Zimmerman, 1995; Kothari, 2001).

A hipótese *prices lead earnings* contempla parte dessa problemática. Sob essa ideia, assume-se que os preços contêm mais informações sobre os lucros futuros se comparados à série dos lucros corrente e passados, ou seja, os preços possuem conteúdo informacional em relação aos lucros futuros (Beaver et al., 1980; Kothari & Zimmerman, 1995). Uma implicação desse fenômeno é que as expectativas do mercado acerca dos lucros são diferentes das expectativas baseadas na série temporal dos lucros. Como esta série temporal, para boa parte da literatura, é descrita como um passeio aleatório, os lucros passados não podem prever as suas sucessivas variações (Kothari & Sloan, 1992).

Importantes estudos já exploraram, direta ou indiretamente, ou reconheceram a não contemporaneidade informacional entre preços e lucros, por exemplo, Beaver, Lambert, e Morse (1980), Kothari e Sloan (1992), Kothari (1992), Collins, Kothari, Shanken, e Sloan (1994), Ayers e Freeman (2000) e Truong (2012). Contudo, apesar da relevância do tema para pesquisa contábil em mercado de capitais, com poucas exceções, tais como Galdi e Lopes (2008), Pimentel e Lima (2010), Santos e Lustosa (2010), Sales (2011), e Paulo, Sarlo Neto, e Santos (2012), ele foi pouco explorado no mercado acionário brasileiro. Sendo assim, a investigação de aspectos temporais

da relação retorno-lucro tem por motivação preencher a lacuna existente na literatura nacional e, consequentemente, oferecer contribuições teóricas e metodológicas ao avanço da compreensão dessa relação no cenário nacional.

Desse modo, o presente estudo tem por objetivo identificar o nível temporal da relação retorno-lucro no cenário brasileiro que, em última análise, é o principal indicador da hipótese *prices lead earnings*. Para tanto, serão investigadas as seguintes questões de pesquisa:

- ♦ Há contemporaneidade informacional entre o retorno trimestral das ações e o lucro contábil trimestral das firmas brasileiras de capital aberto?
- ♦ O retorno trimestral das ações das firmas brasileiras de capital aberto antecipa informações acerca dos lucros trimestrais futuros?
- ♦ Qual o nível temporal da relação retorno-lucro?

A contemporaneidade informacional é aqui entendida como a relação significativa entre duas variáveis, no caso o lucro contábil e o retorno das ações, considerando-se um mesmo momento no tempo. Já o nível temporal é empregado para indicar o grau de defasagem temporal entre os momentos das variáveis, quando verificada uma relação significativa entre elas. Por exemplo, em uma relação contemporânea, o nível temporal será zero, por outro lado, havendo 1 *lag* de defasagem entre as variáveis, o nível temporal será -1, e assim por diante.

De uma maneira geral, os resultados obtidos evidenciam a não contemporaneidade informacional entre os retornos e os lucros em um nível temporal igual a 1, onde o retorno antecipa o lucro do período seguinte, ou seja, os preços podem antecipar os lucros. Muito embora a investigação tenha indicado que o lucro corrente mostra-se contemporâneo quando introduzidos os lucros futuros na relação analisada. Essas constatações, dentre as demais obtidas no estudo, oferecem importantes contribuições ao aprimoramento dos modelos analíticos e operacionais empregados por estudos brasileiros na investigação da relação retorno-lucro, tendo em vista que boa parte deles, comumente, não considera, ou considera parcialmente, os efeitos dessa defasagem temporal quando da definição daqueles modelos.

Outrossim, essas constatações oferecem subsídios adicionais para a previsão de lucros futuros por parte de investidores ou analistas de investimento, na medida em que indicam que o retorno corrente das ações possui conteúdo informacional em relação aos lucros futuros, notadamente, o do período seguinte.

O restante do artigo está dividido da seguinte maneira: a seção 2 apresenta as evidências empíricas obtidas em estudos anteriores, discute os aspectos teóricos subjacentes à hipótese *price leads earnings* e declara as hipóteses de pesquisa. Na seção 3, são tratados os aspectos metodológicos empregados. A seção 4 apresenta e analisa os resultados obtidos e a seção 5 apresenta as considerações finais.

<sup>1</sup> Os problemas apresentados pelo modelo tradicional da relação retorno-lucro há muito tempo vêm sendo discutidos na literatura contábil. Exemplo disso é o estudo de Lev (1989).



## 2 DESENVOLVIMENTO DAS HIPÓTESES DE PESQUISA

### 2.1 Fundamentação Teórica.

O modelo tradicional da relação preço-lucro assume que: (i) o lucro de um período reflete contemporaneamente toda informação refletida no retorno desse período; (ii) apenas a informação contida nos lucros (fluxos de caixa futuros esperados) afeta o preço das ações; (iii) os lucros seguem um passeio aleatório; e (iv) a taxa de *payout* dos dividendos é de 100% (Kothari, 1992).

Kothari (1992) destaca que o objetivo da premissa “iv” é simplificar a análise econométrica da relação preço-lucro, e que ela não sacrifica a intuição econômica associada a uma taxa de *payout* mais realista. Já no tocante à premissa “iii”, apesar da existência de divergências, boa parte da literatura, há algum tempo, tem reunido um substancial conjunto de evidências que indicam que as séries temporais dos lucros anuais seguem um passeio aleatório ou um passeio aleatório com tendência (Kothari, 2001).

Contudo, as premissas “i” e “ii” são pouco realistas e contrariam as implicações da eficiência de mercado, hipótese subjacente assumida pela pesquisa contábil em mercado de capitais. Em um mercado eficiente, o preço das ações ( $P_t$ ) reflete, instantaneamente, as expectativas dos seus participantes acerca dos fluxos de caixa futuros. Por outro lado, o lucro ( $X_t$ ), em razão das limitações impostas pelo modelo contábil, sobretudo os critérios de reconhecimento de receitas e despesas, tende a incorporar, sistematicamente com atraso, as informações já refletidas em  $P_t$ . Assim, tem-se que estes ( $P_t$ ) são informacionalmente mais ricos acerca dos lucros futuros do que as séries dos lucros correntes e passados, ou seja, as expectativas do mercado e aquelas baseadas nas séries temporais de  $X_t$  passam a ser diferentes, fenômeno (hipótese) conhecido como *prices lead earnings* (Beaver et al., 1980; Lev, 1989; Kothari, 1992, 2001).

O primeiro estudo que contemplou esse fenômeno foi o de Beaver et al. (1980). Os resultados por eles obtidos confirmam que  $P_t$  é informacionalmente mais rico do que  $X_t$ . Outros estudos importantes foram os de Kothari (1992), Kothari e Sloan (1992), e Kothari e Zimmerman (1995), que discutiram e demonstraram os efeitos desse fenômeno sobre os modelos econométricos que tratam da relação preço-lucro, tradicionalmente utilizados, até então, na literatura internacional, e ofereceram alternativas para mitigá-los.

Essa superioridade informacional de  $P_t$ , de acordo com Beaver et al. (1980), pode advir de diversas razões, por exemplo: (i) o  $X_t$  pode ser visto como uma agregação de lucros de intervalos menores, assim  $P_t$  pode ser utilizado para obter informações sobre as séries pré-agregadas, perdidas naquele processo de agregação temporal; (ii) há eventos que afetam os lucros futuros e que não estão refletidos em  $X_t$ ; e (iii)  $X_t$  pode ser representado por um processo composto por mais de uma variável estocástica.

Se  $X_t$  segue um passeio aleatório, toda informação expressa em  $P_t$  já estaria contida na série passada de  $X_t$ . Contudo, se  $P_t$  contém informações sobre os lucros futuros, tem-se, portanto, violada aquela premissa de passeio aleatório, pois as variações futuras de  $X_t$  poderiam ser previstas

pelos participantes do mercado. E essa é uma das razões para Beaver et al. (1980) terem assumido que  $X_t$  é formado por um processo composto, conforme expresso pela equação (1):

$$X_t = x_t + \varepsilon_t \quad 1$$

em que  $x_t$  é a parcela de  $X_t$  que reflete os eventos que também afetam  $P_t$ , denominada lucro não distorcido; e  $\varepsilon_t$  o termo *white noise*, chamado de lucro distorcido, que representa o impacto sobre  $X_t$  de ajustes ou eventos que não afetam  $P_t$ .

Kothari (1992) e Kothari e Zimmerman (1995) argumentam que, quando  $P_t$  é informacionalmente mais rico, a variação de  $X_t$  é composta por uma porção ( $\alpha_{t,t-1}, \dots, \alpha_{t,t-n}$ ) que foi previamente incorporada por  $P_{t-1}, \dots, P_{t-n}$ , e por uma parcela aleatória que representa uma surpresa para o mercado ( $s_t$ ), e é com essa parcela que seria possível verificar uma relação contemporânea.

Estendendo essa ideia para o processo composto da equação (1), é possível assumir que

$$x_t = s_t + \sum_{n=1}^N \alpha_{t,t-n} \quad 2a$$

$$X_t = s_t + \sum_{n=1}^N \alpha_{t,t-n} + \varepsilon_t \quad 2b$$

em que  $\alpha_{t,t-n}$  é a parcela de  $X_t$  – primeiro subscrito (ano a que se refere  $X$ ) – antecipada pelo mercado no período  $t-n$  – segundo subscrito.

A parcela  $x_t$  não é observável, consequentemente,  $s_t$  e  $\sum_{n=1}^N \alpha_{t,t-n}$  não podem ser isolados ou mensurados. Contudo, de acordo com Beaver et al. (1980),  $X_t$  oferece uma mensuração distorcida de  $x_t$  em razão da existência de  $\varepsilon_t$ , tem-se, então, que  $X_t$  mede as variações de  $P_t$  com erro.

Entretanto, vale ressaltar que, além dos efeitos dessa distorção, a própria dinâmica informacional entre  $X_t$  e  $P_t$  impõe problemas à relação contemporânea entre essas variáveis. Como somente a parcela  $s_t$  correlaciona-se com as variações de  $P_t$ , uma vez que  $\sum_{n=1}^N \alpha_{t,t-n}$  é irrelevante para a explicação destas, e  $P_t$  antecipa informações que somente estarão expressas nos lucros futuros ( $\sum_{n=1}^N \alpha_{t,t+n}$ ), variáveis omitidas no modelo tradicional e não correlacionadas com  $s_t$ , têm-se agravadas as consequências econométricas pontuadas por Beaver et al. (1980), o que se revela pelo baixo poder explicativo oferecido pelo modelo tradicional da relação preço-lucro e pela baixa magnitude e enviesamento do coeficiente de resposta de  $X_t$  (Lev, 1989; Kothari & Zimmerman, 1995; Kothari, 2001).

Collins et al. (1994) constataram que a relação entre  $P_t$  e  $X_t$  apresenta baixa contemporaneidade e identificaram que a intempestividade informacional de  $X_t$  é o principal determinante desse fenômeno. Eles verificaram que as variações futuras de  $X_t$  foram capazes de explicar as variações correntes de  $P_t$ , ou seja,  $P_t$  antecipou a parcela  $\sum_{n=1}^N \alpha_{t,t+n}$ .

Já Basu (1997) verificou que  $X_t$  é assimetricamente tempestivo em relação às más notícias sinalizadas pelas variações negativas de  $P_t$ , constatação que introduz aspectos adicionais ao tema, pois evidencia os efeitos do conservadorismo con-

tábil sobre a parcela informacional  $s_t$ , o que tende a agravar ainda mais os problemas da baixa contemporaneidade entre  $X_t$  e  $P_t$ , uma vez que indica que esta, além de reduzida, aparentemente é incompleta e enviesada.

Uma outra linha de pesquisa vem explorando a influência de outros aspectos, tais como composição acionária, características dos investidores, cobertura dos analistas, estrutura de governança, nível de investimentos de longo prazo, bens produzidos, tamanho, sobre o fenômeno *prices lead earnings*, o que tem ampliado a compreensão do tema. De uma maneira geral, as pesquisas têm demonstrado que esses fatores afetam o não sincronismo informacional entre  $X_t$  e  $P_t$  (Ayers & Freeman, 2000, 2003; Jiambalvo, Rajgopal, & Venkatachalam, 2002; Lee, 2007).

Nessa linha, Ayers e Freeman (2000) investigaram a associação entre tamanho da firma e o nível temporal dos retornos em relação à variação média do lucro anual setorial e à variação do lucro anual específica à firma. Foi identificada uma associação positiva entre o tamanho e o grau de antecipação dos lucros futuros para ambas as variações analisadas. Além disso, os resultados também sugerem que os preços das ações de grandes firmas antecipam informações que afetam todo o setor, de modo que os seus retornos podem antecipar parte dos retornos de pequenas firmas.

Já Jiambalvo, Rajgopal, e Venkatachalam (2002) e Ayers e Freeman (2003) constataram uma associação positiva entre percentual de participação institucional na estrutura de propriedade das firmas e o fenômeno *prices lead earnings*. Para Jiambalvo, Rajgopal, e Venkatachalam (2002), isso se dá em virtude de que os investidores institucionais seriam mais sofisticados e teriam vantagens em adquirir e processar informações somente refletidas nos lucros futuros, o que importaria um menor sincronismo informacional conforme o aumento da participação desses investidores.

Ayers e Freeman (2003) também avaliaram a influência da cobertura dos analistas sobre o grau de antecipação dos lucros futuros apresentado pelos preços das ações. Assim como verificados para os investidores institucionais, os resultados evidenciaram uma associação positiva para a cobertura dos analistas. Além disso, Ayers e Freeman (2003) verificaram que tais fatores são incrementais entre si nessa associação e que a influência deles sobre aquele grau de antecipação independe do tamanho da firma.

Lee (2007), por sua vez, apresenta evidências que sugerem que características operacionais (durabilidade dos produtos produzidos) e mercadológicas (poder do produto no mercado) são positivamente associadas ao reconhecimento antecipado de lucros futuros, enquanto o nível de investimentos em ativos de longo prazo mostra-se negativamente associado a essa antecipação.

Um outro interessante estudo é o de Truong (2012), no qual é explorada a relação entre a negociação de opções e a extensão na qual os preços antecipam lucros futuros. Truong (2012) verificou que os preços das ações de firmas com lista de opções antecipam mais informações sobre lucros futuros em relação às demais, além disso, identificou

uma relação positiva entre o volume de negociação das opções e essa antecipação. Outro resultado encontrado foi que, dentre as firmas com lista de opções, os preços das ações no período de pós listagem refletiam melhor e mais rápido informações sobre os lucros futuros, se comparados com aqueles do período de pré listagem.

No Brasil, os estudos ainda são preliminares. Por exemplo, Galdi e Lopes (2008) e Pimentel e Lima (2010) obtiveram evidências da existência de um relacionamento de longo prazo entre o lucro contábil e o preço das ações, bem como, dentre as firmas analisadas, verificaram um maior número de ocorrências em que o preço das ações teria antecipado a informação contida no lucro contábil, pelo menos em um nível temporal igual a -1. De acordo com Galdi e Lopes (2008), esta última constatação é algo esperado tendo em vista a intempestividade informacional do lucro contábil.

Sales (2011), por sua vez, obteve resultados que indicam que o mercado antecipa a informação contida em  $X_t$  precisando as ações durante o período a que se refere e após o encerramento deste. O que é condizente com as constatações de Santos e Lustosa (2010). Sales (2011) também encontrou evidências da existência de uma estrutura do tipo *lead-lag* entre as variações em  $P_t$  e  $X_t$ , a qual, segundo ela, sugeriria que os lucros futuros explicariam parte das variações em  $P_t$  não explicadas por  $X_t$ . Contudo, não obstante a relação funcional empregada, temporalmente, o que se observa, é que  $P_t$  pode explicar parte dos lucros futuros  $\left(\sum_{i=1}^N \alpha_{t, t+i}\right)$  e não o inverso.

Já Paulo, Sarlo Neto, e Santos (2012), assumindo como ideia subjacente a hipótese *prices lead earnings* e a tempestividade assimétrica evidenciada por Basu (1997), investigaram, no mercado acionário brasileiro, o conteúdo informacional expresso por  $X_t$  quando da sua divulgação. Os resultados indicaram que  $P_t$  só apresentou variações anormalmente significativas frente às más notícias, o que se alinha à percepção de assimetria informacional de  $s_t$ .

## 2.2 Hipóteses.

Com base nos pressupostos teóricos e evidências empíricas apresentados e discutidos na seção anterior, é possível depreender que o principal efeito da superioridade informacional de  $P_t$  decorrente da sua capacidade de incorporar rapidamente os eventos relevantes que somente serão refletidos nas variações futuras de  $X_t$ , essência da hipótese *prices lead earnings*, é a baixa ou, até mesmo, nula contemporaneidade entre essas variáveis. Desse modo, a constatação de níveis temporais superiores a zero pode indicar a confirmação dessa hipótese no mercado brasileiro. Assim, foram formalizadas as hipóteses de pesquisa abaixo:

$H_{0a}$ : A relação entre o retorno trimestral das ações e o lucro contábil trimestral das firmas brasileiras de capital aberto não é contemporânea.

$H_{0b}$ : O retorno trimestral das ações das firmas brasileiras de capital aberto antecipam informações acerca dos lucros trimestrais futuros.

$H_{0c}$ : O nível temporal da relação retorno-lucro das firmas brasileiras de capital aberto é maior ou igual a 1.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 Os Dados.

A análise empírica realizada contemplou dados trimestrais das firmas não financeiras listadas na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa), referentes ao período compreendido entre 03/1999 e 03/2012. Integraram a amostra da pesquisa apenas aquelas firmas que apresentaram as demonstrações contábeis para esse período, referentes aos trimestres encerrados em 31/03, 30/06, 30/09 e 31/12, e para as quais estavam disponíveis as cotações das suas ações nestas datas ou no dia imediatamente posterior. A amostra final foi composta por 205 firmas e resultou em um painel de dados formado por 8.440 firmas-trimestres. Todos os dados foram obtidos no banco de dados Economática.

Foram utilizadas as variáveis contábeis Lucro por Ação (*LPA*) e Patrimônio Líquido por Ação (*PLA*), a qual desempenhou a função de controle do efeito tamanho das firmas. Ambas as variáveis foram deflacionadas pelo preço da ação do início do período (final do período anterior). Também foi utilizada a taxa de crescimento do *LPA*, aqui denominada *VLPA*, apurada pelo logaritmo natural da diferença entre o *LPA* de dois períodos consecutivos [ $\ln(LPA_{it}/LPA_{it-1})$ ].

O retorno do preço das ações também foi apurado sob a forma logarítmica. O preço das ações foi ajustado pelos proventos, segundo os critérios adotados pelo Economática. Quando possível, foram selecionadas ações do tipo preferencial em razão da sua maior liquidez.

Conforme será detalhado adiante, a investigação foi realizada em 2 etapas, com o emprego de 4 modelos econométricos, o que exigiu a utilização de 2 conjuntos de variáveis. A fim de minimizar o efeito econométrico de valores extremos sobre os resultados dos modelos, foram excluídas as observações que se situavam nos primeiro e último percentis da série de cada variável. Isso resultou uma amostra final de 4.177 firmas-trimestres para o primeiro grupo de variáveis e 3.321 para o segundo.

#### 3.2 O Modelo.

Basicamente, foram exploradas as três relações funcionais abaixo representadas:

Lucro Contábil =  $f$ (Retorno da Ação) 3

Retorno da Ação =  $f$ (Lucro Contábil) 4

Retorno da Ação =  $f$ (Lucro Contábil,  
Ret. Ação<sub>t+1</sub>, Ret. Ação<sub>t+2</sub>, Ret. Ação<sub>t+3</sub>) 5

Para todas essas relações, os respectivos modelos econométricos foram estimados com o emprego de regressões combinadas (*pooled regressions*) e de dados em painel. A avaliação quanto à adequação da regressão combinada considerou a indicação, a um nível de significância de, pelo menos, 10%, da ocorrência de quebra estrutural do modelo, por meio do teste de *Chow*. Havendo quebra (hipótese alternativa do teste), é recomendável a utilização do painel de dados. Já a escolha entre a modelagem apropriada para o painel, isto é, os modelos de efeitos fixos ou efeitos aleatórios, foi baseada no

teste de *Hausman*, cuja hipótese nula aponta para a existência de componentes de efeitos aleatórios na relação multivariada estimada.

Os modelos econométricos empregados são baseados em Beaver et al. (1980) – modelo (6) – e Collins et al. (1994) – modelos (7), (8) e (9). Nesses estudos, foram utilizadas variações do *LPA*, por isso aqui o emprego da variável *VLPA*. Entretanto, a decisão de também utilizar  $LPA_{it}/p_{it-1}$  deve-se ao fato da sua superioridade quando da presença de *prices lead earnings*, conforme destaca Kothari (1992). Além disso, as estimações dos modelos com a utilização dessas duas variáveis oferecem oportunidades adicionais à avaliação da adequação dessas *proxies* do lucro contábil na relação retorno-lucro (lucro-retorno) no cenário brasileiro.

A relação funcional (3) foi estimada por meio do modelo econométrico (6), abaixo, que é baseado em Beaver et al. (1980), também conhecido como modelo invertido, ou regressão reversa, assim chamado por inverter a tradicional relação em que o retorno das ações (variação no preço  $p$ ) é função da variação do lucro por ação ( $\Delta LPA$ ). Foram realizadas 2 estimações, onde as variáveis dependentes foram  $LPA_{it}/p_{it-1}$  e  $VLPA_{it}$ .

$$X_{it} = \beta_0 + \sum_{k=0}^4 \beta_{k+1} R_{it-k} + \beta_6 R_{it-6} + \beta_7 R_{it-8} + \beta_8 \frac{PLA_{it}}{p_{t-1}} + \varepsilon_{it} \quad 6$$

onde

$X_{it} = LPA_{it}/p_{it-1}$  ou  $VLPA_{it}$ .

$LPA_{it}$  = lucro líquido por ação da firma  $i$  no trimestre  $t$ .

$p_{it-1}$  = preço da ação da firma  $i$  no término do trimestre  $t-1$ .

$VLPA_{it}$  = taxa de crescimento do  $LPA_{it}$ , obtida pelo logaritmo natural da diferença entre os *LPAs* em  $t$  e  $t-1$ .

$R_{it}$  = retorno logarítmico da ação da firma  $i$  no trimestre  $t$  ( $t-1 \dots t-8$ ).

$PLA_{it}$  = patrimônio líquido por ação da firma  $i$  no trimestre  $t$ . É utilizada como *proxy* do tamanho para fins de controle.

Se as variações do preço das ações expressam informações só refletidas nos lucros futuros, é provável que retornos passados estejam associados ao lucro contábil corrente. Para avaliar esse aspecto, foram utilizados retornos trimestrais contemporâneos ao lucro, bem como defasados em 1 a 4, 6 e 8 trimestres, de modo a analisar relação informacional do trimestre imediatamente anterior até uma defasagem de 2 anos. Assume-se, portanto, que as revisões das expectativas dos investidores acerca dos lucros futuros, em resposta às novas informações trazidas pelos lucros trimestrais, são revisadas, e incorporadas nos preços, no curto e médio prazos. Assim, se a hipótese *prices lead earnings* é verdadeira no Brasil, espera-se que  $\beta_1$  não seja significativo ou, do contrário, apresente baixa magnitude, o que dependerá da representatividade de  $s_t$ . Já em relação aos demais coeficientes relacionados aos retornos defasados, espera-se que se mostrem positivos e significativos. Tais resultados permitirão, especificamente, testar operacionalmente a hipótese  $H_{ob}$ , bem como fornecerão subsídios que, conjuntamente com os dos demais modelos, permitirão o teste da hipótese  $H_{oc}$ .

Estabelecendo o mesmo raciocínio acima, entretanto, sob a ótica do lucro contábil, é possível assumir que o lucro corrente responde de maneira intempestiva ao retorno corrente, sendo assim, assumindo relação funcional tradicional entre retorno e lucro, a adição de lucros de períodos subsequentes ofereceria um melhor nível de explicação para essa relação. Sob essa ideia, foi explorada a relação funcional (4), por meio dos modelos econométricos abaixo:

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \beta_2 \frac{PLA_{it}}{p_{it-1}} + \varepsilon_{it} \quad 7$$

$$R_{it} = \beta_0 + \sum_{k=0}^3 \beta_{k+1} X_{it+k} + \beta_5 \frac{PLA_{it}}{p_{it-1}} + \varepsilon_{it} \quad 8$$

que  $X_{it}$  assume  $LPA_{it}/p_{it-1}$  ou  $VLPA_{it}$ , nas respectivas estimações. O modelo (7) é a relação tradicionalmente estudada (Kothari, 2001), já o modelo (8) baseia-se em Collins et al. (1994).

Contudo, como as parcelas informacionais de  $X_t$  e  $X_{t+k}$  já antecipadas pelos preços passados,  $\sum_{n=1}^N \alpha_{t, t-n}$  e  $\sum_{n=1}^N \alpha_{t+k, t-n}$ , não seriam correlacionadas com  $R_t$ , tem-se, portanto, erros de mensuração no modelo sobre os coeficientes de  $X_t$  e  $X_{t+k}$ , cuja extensão dependerá dos desvios das variações dos

preços associadas às expectativas em  $t$ . Já no caso específico de  $X_{t+k}$ , há uma fonte adicional de erros advinda da parcela informacional não antecipada por  $R_t$ , que somente estará refletida nos retornos futuros,  $\sum_{n=1}^N \alpha_{t+k, t+n}$  (Collins et al., 1994; Kothari, 2001). Para mitigar parte dos efeitos desses erros de mensuração relacionados a  $X_{t+k}$ , foram utilizados retornos futuros das ações ( $R_{t+1}$ ,  $R_{t+2}$  e  $R_{t+3}$ ), conforme proposto por Collins et al. (1994).

Desse modo, foi utilizado o seguinte modelo, operacionalizando a relação funcional (5):

$$R_{it} = \beta_0 + \sum_{k=0}^3 \beta_{k+1} X_{it+k} + \sum_{k=1}^3 \beta_{k+4} R_{it+k} + \beta_8 \frac{PLA_{it}}{p_{it-1}} + \varepsilon_{it} \quad 9$$

Frise-se que o teste de significância do coeficiente  $\beta_1$ , sobretudo no modelo (7), representará o principal teste operacional da hipótese  $H_{0a}$ , uma vez que, sendo  $\beta_1$  estatisticamente diferente de zero, ter-se-á sinais de contemporaneidade e, portanto, essa hipótese será rejeitada. Outrossim, vale salientar que os resultados obtidos com os modelos (7), (8) e (9) também serão necessários à correta avaliação das proposições contidas nas hipóteses  $H_{0b}$  e  $H_{0c}$ .

## 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

As estatísticas descritivas do grupo de variáveis utilizadas na primeira etapa da análise, bem como a sua matriz de correlação são apresentadas nas Tabelas 1 e 2, respectivamente. Depois da exclusão dos valores extremos que figuravam nos primeiro e último percentis da série de cada variável, com exceção da variável de controle, a amostra inicial foi reduzida para 4.177 observações.

**Tabela 1** Estatísticas descritivas

Variável	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão
$\frac{LPA_{it}}{p_{it-1}}$	-0,0460	0,0255	-8,8334	0,5318	0,5092
$VLPA_{it}$	0,0059	0,0358	-3,2736	3,2991	0,9253
$\frac{PLA_{it}}{p_{it-1}}$	0,4964	0,8294	-244,3480	107,5110	12,1136
$R_t$	0,0452	0,0356	-0,6124	0,8755	0,2104
$R_{t-1}$	0,0426	0,0333	-0,6251	0,8097	0,2111
$R_{t-2}$	0,0423	0,0319	-0,6668	0,8214	0,2141
$R_{t-3}$	0,0466	0,0383	-0,6931	0,8396	0,2202
$R_{t-4}$	0,0470	0,0382	-0,6729	0,8206	0,2217
$R_{t-6}$	0,0522	0,0414	-0,6931	0,8745	0,2325
$R_{t-8}$	0,0556	0,0458	-0,7418	0,9676	0,2407

$LPA_{it}$  é o lucro líquido por ação da firma  $i$  no trimestre  $t$ .

$p_{it-1}$  é o preço da ação da firma  $i$  no término do trimestre  $t-1$ .

$VLPA_{it}$  é a taxa de crescimento do  $LPA_{it}$ , obtida pelo logaritmo natural da diferença entre os LPAs em  $t$  e  $t-1$ .

$R_{it}$  é o retorno logarítmico da ação da firma  $i$  no trimestre  $t$  ( $t-1...t-8$ ).  $PLA_{it}$  é o patrimônio líquido por ação da firma  $i$  no trimestre  $t$ , é utilizada como proxy de tamanho para fins de controle.

Nesse primeiro subconjunto de dados, as variáveis representativas do lucro contábil apresentam características bastante distintas, o que é de se esperar, haja vista a forma por meio da qual cada uma delas foi calculada. Percebe-se que a série de  $LPA_{it}/p_{it-1}$ , apesar de apresentar maior amplitude, possui menor desvio padrão e menor coeficiente de variação (11,07 contra 156,83) do que  $VLPA_{it}$ . O que já indica uma certa superioridade dessa variável, pois sua série apresenta menor variabilidade. No tocante aos retornos, observa-se uma aparente similaridade nas suas estatísticas, entretanto é interessante notar que há um aumento quase que monotônico para todas elas à medida que se aumentam os lags, com destaque para os períodos  $t-6$  e, sobretudo,  $t-8$ . Possivelmente, isso demonstra a influência dos retornos de períodos anteriores não alcançados pelas demais séries ( $t...$ ,  $t-4$ ).

A matriz de correlação apresentada na Tabela 2 já evidencia a existência de um comportamento linear semelhante entre o lucro contábil e os retornos dos períodos corrente e anteriores. Há poucas correlações observadas para a variável  $VLPA_{it}$ , as quais, apesar de significativas, não ultrapassam 0,047. Dentre elas, verifica-se uma correlação negativa em relação a  $R_{t-6}$ , o que, aparentemente, é intrigante, haja vista as demais correlações verificadas para os outros períodos. Contudo, a razão pode estar vinculada à série de  $R_{t-6}$ , tendo em vista que outras correlações negativas são observadas para ela, em relação aos retornos dos demais períodos, precisamente a partir do trimestre  $t-3$ . Já a variável  $LPA_{it}/p_{it-1}$  apresenta uma sequência uniforme de correlações altamente significativas e de mesmo sinal e, embora as séries de retorno mais antigas apresentem características descritivas um pouco diferentes, não se observou nenhum padrão de correlação que revelasse uma influência relevante dos retornos de períodos muito antigos. Essa análise preliminar também sugere a superioridade de  $LPA_{it}/p_{it-1}$  na relação ora estudada.



**Tabela 2** Matriz de correlação

	$\frac{LPA_{it}}{P_{it-1}}$	$VLPA_{it}$	$R_t$	$R_{t-1}$	$R_{t-2}$	$R_{t-3}$	$R_{t-4}$	$R_{t-6}$	$R_{t-8}$	$\frac{PLA_{it}}{P_{it-1}}$
$\frac{LPA_{it}}{P_{it-1}}$	1	-0,0283 *	0,0640 ***	0,0917 ***	0,0574 ***	0,0718 ***	0,0554 ***	0,0647 ***	0,0327 **	0,7056 ***
$VLPA_{it}$		1	-0,0184	-0,0234	0,0159	0,0461 ***	0,0069	-0,0352 **	0,0352 **	-0,0029
$R_t$			1	0,1263 ***	0,0111	-0,0349 **	0,0116	-0,0691 ***	-0,0803 ***	0,0329 **
$R_{t-1}$				1	0,0937 ***	0,0300 *	-0,0245	-0,0473 ***	-0,0908 ***	0,0018
$R_{t-2}$					1	0,1045 ***	0,0265 *	-0,0011	-0,0780 ***	-0,0049
$R_{t-3}$						1	0,0998 ***	-0,0445 ***	-0,0509 ***	0,0138
$R_{t-4}$							1	0,0107	0,0000	0,0093
$R_{t-6}$								1	0,0271 *	0,0156
$R_{t-8}$									1	0,0193
$\frac{PLA_{it}}{P_{it-1}}$										1

\*, \*\* e \*\*\* - significante a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

A primeira relação analisada foi aquela proposta pelo modelo (6), em que a variável representativa do lucro contábil é estimada em função dos retornos, contemporâneos e defasados, das ações. A Tabela 3 exhibe os resultados obtidos.

**Tabela 3** Resultados Modelo (6)

$X_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^4 \beta_k R_{it-k} + \beta_6 R_{it-6} + \beta_7 R_{it-8} + \beta_8 \frac{PLA_{it}}{P_{t-1}} + \varepsilon_{it}$		
Coeficientes	$X_{it}$	
	$\frac{LPA_{it}}{P_{it-1}}$	$VLPA_{it}$
$\beta_0$	-0,0785 (-15,7777)***	0,0006 (0,0364)
$\beta_1$	0,0369 (1,7850)*	-0,0596 (-0,8658)
$\beta_2$	0,1499 (7,2805)***	-0,1003 (-1,4568)
$\beta_3$	0,0614 (3,0427)***	0,0702 (1,0391)
$\beta_4$	0,0818 (4,1406)***	0,1877 (2,8528)***
$\beta_5$	0,0651 (3,3707)***	0,0083 (0,1281)
$\beta_6$	0,0601 (3,2354)***	-0,1441 (-2,3344)**
$\beta_7$	0,0346 (1,9238)*	0,1409 (2,3483)**
$\beta_8$	0,0200 (18,4664)***	-0,0002 (-0,2039)
<b>Modelagem do Paine</b>	<b>Efeitos Fixos</b>	<b>Efeitos Aleatórios</b>
Teste de Chow	18,6574***	2,2795*
Teste de Hausman	47,4286***	5,27543
Teste de Breusch-Pagan		24,0171***
$R^2$ ajustado	73,47%	0,38%
F	52,57603***	-

Número de observações: 4.177. Foram excluídos os valores extremos que correspondiam aos primeiro e últimos percentis da série de cada variável, com exceção da variável de controle.  $X_{it}$  é a variável dependente do modelo. Foram realizadas 2 estimativas, onde  $Y_{it}$  assumiu, em cada uma delas,  $LPA_{it}/P_{it-1}$  e  $VLPA_{it}$ . A estatística  $t$  dos coeficientes é apresentada entre parênteses e abaixo de cada um deles.

\*, \*\* e \*\*\* - significante a 10%, 5% e 1%, respectivamente.



Em ambos os modelos, os resultados revelam a fraca, ou inexistente, relação entre o retorno contemporâneo e o lucro contábil, indicando a baixa representatividade informacional da parcela  $s_t$ . Por outro lado, indicam que há algum nível significativo de associação, se considerados retornos de período anteriores.

Na estimação envolvendo  $VPLA_{it}$ , tem-se a indicação de que os retornos relativos aos trimestres  $-3$  ( $\beta_4$ ),  $-6$  ( $\beta_5$ ) e  $-8$  ( $\beta_6$ ) exibem uma relação significativa com essa variável. Não se observa, entretanto, um padrão aparente de resposta de acordo com o esperado. A intermitência nos trimestres e os diferentes sinais dos coeficientes não podem ser explicados em termos gerais, com exceção da hipótese de que a variável  $VPLA_{it}$  é pouco representativa da relação aqui estudada, o que é sugerido pela baixa, ou inexistente, correlação com os retornos (Tabela 2), que também contribui com o baixo poder explicativo do modelo ( $R^2$  ajustado igual a 0,38%<sup>2</sup>).

Por outro lado, na estimação cuja variável dependente é  $LPA_{it}/p_{it-1}$ , verifica-se um poder explicativo acima dos 70% e observa-se um padrão de resposta consistente com a teoria. Os retornos dos períodos  $-1$  a  $-6$  apresentam coeficientes positivos e altamente significativos, cujos valores demons-

tram uma tendência crescente à medida que são diminuídos os lags. Isso sugere que informações expressas no lucro contábil corrente já estavam sendo antecipadas pelo preço das ações há, pelo menos, 6 meses, o que é condizente com a hipótese *prices lead earnings*. À luz dos resultados, seria possível supor que cerca de 6% das variações do retorno do período  $-6$ , por exemplo, estariam relacionadas com variações do lucro contábil corrente e do mesmo modo para os períodos seguintes, até que, no período  $-1$ , seriam alcançados, aproximadamente, 15% de associação entre as variáveis em questão. Essa percepção é reforçada pelo comportamento dos movimentos lineares dos retornos e do lucro contábil, sinalizado pelo nível significativo de correlação observado (Tabela 2). Esses resultados, de uma maneira geral, alinham-se com aqueles obtidos por Galdi e Lopes (2008) e Sales (2011).

Na segunda etapa da pesquisa, os retornos contemporâneos do preço das ações foram estimados em função do lucro contábil e dos retornos futuros desse preço, por isso um novo subconjunto de variáveis foi empregado. A exclusão dos valores extremos das variáveis resultou em um total de 3.321 observações. A Tabela 4 evidencia as estatísticas descritivas dessas variáveis.

**Tabela 4** Estatísticas descritivas

Variável	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão
$R_t$	0,0658	0,0568	-0,6668	0,8881	0,2155
$\frac{LPA_{it}}{p_{it-1}}$	-0,0767	0,0316	-11,4879	0,5131	0,7829
$\frac{LPA_{it+1}}{p_{it}}$	-0,0807	0,0306	-11,5601	0,4714	0,7851
$\frac{LPA_{it+2}}{p_{it+1}}$	-0,0909	0,0298	-16,7955	0,4116	0,8518
$\frac{LPA_{it+3}}{p_{it+2}}$	-0,09101	0,0285	-16,7955	0,3612	0,8704
$VLPA_{it}$	0,0464	0,0565	-2,7939	2,9545	0,7429
$VLPA_{it+1}$	0,0360	0,0503	-2,7324	2,8491	0,7113
$VLPA_{it+2}$	0,0363	0,0537	-2,7657	2,6974	0,7007
$VLPA_{it+3}$	0,0014	0,0382	-2,9108	2,7131	0,7312
$R_{t+1}$	0,0563	0,0455	-0,6497	0,8214	0,2065
$R_{t+2}$	0,0460	0,0375	-0,6497	0,8097	0,2030
$R_{t+3}$	0,0394	0,0356	-0,6493	0,7691	0,1988
$\frac{PLA_{it}}{p_{it-1}}$	-0,6774	0,7887	-490,6530	92,4912	21,4974

$LPA_{it}$  é o lucro líquido por ação da firma  $i$  no trimestre  $t$  ( $t+1$ ,  $t+2$ ,  $t+3$ ).

$p_{it}$  é o preço da ação da firma  $i$  no término do trimestre  $t$  ( $t-1$ ,  $t+1$ ,  $t+2$ ).

$VLPA_{it}$  é a taxa de crescimento do  $LPA_{it}$ , obtida pelo logaritmo natural da diferença entre os LPAs em  $t$  e  $t-1$ .

$R_{it}$  é o retorno logarítmico da ação da firma  $i$  no trimestre  $t$  ( $t-8...t-1, ..., t+1...t+3$ ).

$PLA_{it}$  é o patrimônio líquido por ação da firma  $i$  no trimestre  $t$ , é utilizada como proxy de tamanho para fins de controle.

As séries de retornos que integram esse segundo subconjunto de dados apresentam comportamento semelhante àquele evidenciado na Tabela 1, isto é, as estatísticas descritivas aumentam à medida que os lags também aumentam. Aqui, verifica-se que, por exemplo,  $R_{t+3}$  possui média e desvio padrão menores do que aqueles apresentados por  $R_t$ . Esse comportamento também é verificado para as médias das séries das variáveis representativas do lucro contábil, o

que não é observado para os respectivos desvios padrões, uma vez que para  $LPA_{it+k}/p_{it+k}$  verifica-se uma tendência inversa e para  $VLPA_{it+k}$  não é possível precisar um padrão.

Conforme é possível observar na Tabela 5, a variável  $VLPA_{it+k}$  mostra-se inferior à variável  $LPA_{it+k}/p_{it-(1-k)}$ , no que compete à correlação com os retornos correntes e futuros. Considerando também as correlações apresentadas na Tabela 2, é possível inferir que o comportamento linear  $VLPA$  pouco

<sup>2</sup> Apesar de inapropriada, foi realizada a estimação por meio do modelo de efeitos fixos e verificou-se que o  $R^2$  ajustado foi igual a  $-1,83\%$ . Esse resultado indica que o baixo poder explicativo verificado não se deve à técnica de estimação utilizada. Isso corrobora a constatação do baixo poder explicativo oferecido por  $VLPA$ .

se associa ao comportamento dos retornos passados, corrente e futuros. Por outro lado, verifica-se que  $LPA_{it+k}/p_{it-(1-k)}$  apresenta comportamento inverso. Ademais, observa-se que as correlações entre essa variável e os retornos passados mostram-se superiores, se comparadas àquelas dos períodos corrente e futuros. Por exemplo, a correlação do lucro em  $t+1$  com o retorno em  $t$  é superior àquelas com os retornos em  $t+1$ ,  $t+2$  e

$t+3$ , do mesmo modo verifica-se em relação ao lucro de  $t+2$ , pois a correlação com o retorno em  $t$  e  $t+1$  mostra-se superior àquelas observadas para os períodos  $t+2$  e  $t+3$ , e em relação ao lucro de  $t+3$ . Essa constatação sugere que parte dos movimentos dos lucros já teria sido “antecipada” pelas variações dos preços, pelo menos, com um trimestre de antecedência.

**Tabela 5** Matriz de correlação

	$R_t$	$\frac{LPA_{it}}{p_{it-1}}$	$\frac{LPA_{it+1}}{p_{it}}$	$\frac{LPA_{it+2}}{p_{it+1}}$	$\frac{LPA_{it+3}}{p_{it+2}}$	$VLPA_{it}$	$VLPA_{it+1}$	$VLPA_{it+2}$	$VLPA_{it+3}$	$R_{t+1}$	$R_{t+2}$	$R_{t+3}$	$\frac{PLA_{it}}{p_{it-1}}$
$R_t$	1	0,0303 *	0,0865 ***	0,0803 ***	0,0887 ***	0,0221	-0,0327 *	0,0015	0,019	0,0986 ***	0,0389 **	-0,0127	0,0092
$\frac{LPA_{it}}{p_{it-1}}$		1	0,859 ***	0,8353 ***	0,7831 ***	-0,0272	0,0309 *	-0,0012	0,0248	0,0308 *	0,0171	0,0397 **	0,7824 ***
$\frac{LPA_{it+1}}{p_{it}}$			1	0,8787 ***	0,8768 ***	0,009 ***	-0,0192	0,0196	0,0086	0,0403 **	0,0341 **	0,0247	0,7608 ***
$\frac{LPA_{it+2}}{p_{it+1}}$				1	0,8951 ***	0,0038	-0,0048	-0,027	0,0378 **	0,0833 ***	0,0411 **	0,0503 ***	0,7411 ***
$\frac{LPA_{it+3}}{p_{it+2}}$					1	0,0109	-0,007	-0,0001	-0,0124	0,0714 ***	0,0830 ***	0,0482 ***	0,7376 ***
$VLPA_{it}$						1	-0,3888 ***	-0,0482 ***	-0,1229 ***	0,0734 ***	0,0300 *	-0,0123	0
$VLPA_{it+1}$							1	-0,3876 ***	-0,055 ***	0,004	0,0627 ***	0,0276 *	0,0025
$VLPA_{it+2}$								1	-0,3694 ***	-0,0281 *	-0,0141	0,0507 ***	-0,0062
$VLPA_{it+3}$									1	0,0072	0,0037	0,0215	0,0007
$R_{t+1}$										1	0,1000 ***	0,0109	0,0081
$R_{t+2}$											1	0,1075 ***	0,0087
$R_{t+3}$												1	0,0216
$\frac{PLA_{it}}{p_{it-1}}$													1

\*, \*\* e \*\*\* - significante a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Para o modelo (7), observam-se, em ambas as estimações, ajustes satisfatórios (estatísticas  $F$  altamente significativas) e

poder explicativo aceitável para a relação estudada, conforme evidenciado na Tabela 6.

**Tabela 6** Resultados Modelo (7)

$R_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \beta_2 \frac{PLA_{it}}{p_{it-1}} + \varepsilon_{it}$		
Coeficientes	$X_{it}$	
	$\frac{LPA_{it}}{p_{it-1}}$	$VLPA_{it}$
$\beta_0$	0,0640 (17,0800)***	0,0649 (17,5682)***
$\beta_1$	-0,0183 (-1,6860)*	0,0050 (0,9860)
$\beta_2$	-0,0006 (-1,2180)	-0,0010 (-2,3093)**
<b>Modelagem do Painei</b>	<b>Efeitos Fixos</b>	<b>Efeitos Fixos</b>
Teste de Chow	3,0406**	5,4102**
Teste de Hausman	14,8883***	7,2134***
$R^2$ ajustado	3,33%	3,27%
$F$	1,5862***	1,5757***

Número de observações: 3.321. Foram excluídos os valores extremos que correspondiam aos primeiro e últimos percentis da série de cada variável, com exceção da variável de controle.  $X_{it}$  é uma das variáveis independentes do modelo. Foram realizadas 2 estimações, onde  $X_{it}$  assumiu, em cada uma delas  $LPA_{it}/p_{it-1}$  e  $VLPA_{it}$ . A estatística  $t$  dos coeficientes é apresentada entre parênteses e abaixo de cada um deles.

\*, \*\* e \*\*\* - significante a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

O lucro contábil corrente não se mostrou significativo, o que é coerente com os resultados obtidos com o modelo (6), estando, dessa forma, condizente com a hipótese *prices lead earnings*. Outrossim, esses resultados alinham-se às constatações de Collins et al. (1994), realizadas por meio de uma modelagem semelhante, estimada com base em um nível agregado de dados (*pooled*).

A inclusão de lucros de períodos futuros na relação aci-

ma gerou efeitos aleatórios na relação multivariada estabelecida, conforme verificado por meio do teste de *Hausman* (não significativo), o que exigiu a estimação das regressões por meio do modelo de efeitos aleatórios. Isso pode indicar que os efeitos fixos identificados no modelo (5) eram gerados pela omissão dessas variáveis, uma vez que são significativamente correlacionadas com o lucro corrente e com o patrimônio líquido, conforme evidenciado na Tabela 5.

**Tabela 7** Resultados Modelo (8)

$R_{it} = \beta_0 + \sum_{k=0}^3 \beta_{k+1} X_{it+k} + \beta_5 \frac{PLA_{it}}{p_{it-1}} + \varepsilon_{it}$		
Coeficientes	$X_{it+k}$	
	$\frac{LPA_{it+k}}{p_{it-(1-k)}}$	$VLPA_{it+k}$
$\beta_0$	0,0676 (9,1450)***	0,0625 (8,2171)***
$\beta_1$	-0,0384 (-3,5800)***	0,0033 (0,5731)
$\beta_2$	0,0440 (3,5542)***	-0,0008 (-1,1930)**
$\beta_3$	0,0159 (1,4078)	-0,0006 (0,0872)
$\beta_4$	0,0192 (1,7903)*	0,0050 (0,8595)
$\beta_5$	-0,0010 (-2,8126)***	-0,0002 (-0,6780)
Modelagem do Panel	Efeitos Aleatórios	Efeitos Aleatórios
Teste de Chow	2,8115***	4,5867***
Teste de Hausman	4,2871	7,2763
Teste de Breusch-Pagan	0,0521	0,7722
$R^2$ ajustado	1,99%	0,01%

Número de observações: 3.321. Foram excluídos os valores extremos que correspondiam aos primeiro e últimos percentis da série de cada variável, com exceção da variável de controle.  $X_{it}$  é uma das variáveis independentes do modelo. Foram realizadas 2 estimações, onde  $X_{it}$  assumiu, em cada uma delas  $LPA_{it+k}/p_{it-(1-k)}$  e  $VLPA_{it+k}$ . A estatística t dos coeficientes é apresentada entre parênteses e abaixo de cada um deles.

\*, \*\* e \*\*\* - significativa a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Uma premissa subjacente a este estudo é que as variações correntes do preço das ações capturam informações que somente serão refletidas em lucros futuros, portanto a inclusão destes permitiria o aumento do poder explicativo já verificado para o modelo (7). No entanto, conforme evidenciado na Tabela 7, isso não ocorreu. Pelo contrário, os  $R^2$  ajustados das estimações diminuíram. Entretanto, é bem verdade que as variáveis incluídas são correlacionadas com aquelas já utilizadas, o que tende a reduzir os seus efeitos sobre o poder explicativo. Além disso, as diferenças entre as técnicas empregadas para estimar os modelos devem ser consideradas nessa comparação.

Um aspecto que chama a atenção é a significância do coeficiente  $\beta_1$ , relativo à variável  $LPA_{it}/p_{it-1}$ . Sozinha, essa variável não se mostrou significativa na relação com  $R_t$ , entretanto a inclusão das variações futuras permitiu o estabelecimento dessa significância. Isso sugere que as variações do lucro corrente somente se associam às variações de  $R_t$

quando conjugadas com aquelas dos períodos seguintes, ou seja, quando eliminados os efeitos econométricos destas sobre o lucro corrente. Uma possível explicação para essa constatação pode ser decorrente do comportamento linear dessas variáveis. De acordo com a Tabela 5, o lucro corrente apresenta uma correlação de 0,0303 (significativa somente a 10%) com  $R_t$ , enquanto correlaciona-se com os lucros dos períodos seguintes ( $t+1$ ,  $t+2$  e  $t+3$ ) em níveis altamente significativos e com coeficientes superiores a 0,78. Estes, por sua vez, também apresentam correlação altamente significativa com  $R_t$ , cujos coeficientes se mostram superiores a 0,08. Contudo, é intrigante que os lucros de  $t+2$  e  $t+3$  também não tenham se mostrado significativos.

Já em relação à estimação envolvendo  $VLPA_{it+k}$ , observa-se a inexistência de poder explicativo, muito embora o lucro em  $t+1$  apresente um coeficiente significativo. É difícil interpretar esses resultados, além daquilo que se observou com o coeficiente de correlação: há uma fraca correlação

entre o retorno corrente e a variação do lucro em  $t+1$ . Isso se alinha com a ideia do *prices lead earnings*, porém não representa uma evidência empírica robusta.

Essas constatações podem ser atribuídas aos erros de mensuração dessas variáveis. Conforme já mencionado na seção anterior, essas variáveis possuem parcelas informacionais que não se correlacionam com o retorno corrente,

mas sim com os retornos passados e, no caso dos lucros futuros, também com os retornos a eles contemporâneos (futuros). Esses erros causam vieses nos estimadores e afetam o poder explicativo dos modelos, pois essas parcelas informacionais representam variáveis omitidas. A inclusão de retornos futuros tende a mitigar parte desses problemas. O modelo (9) contemplou essa alternativa.

**Tabela 8** Resultados Modelo (9)

$R_{it} = \beta_0 + \sum_{k=0}^3 \beta_{k+1} X_{it+k} + \sum_{k=1}^3 \beta_{k+4} R_{it+k} + \beta_8 \frac{PLA_{it}}{p_{it-1}} + \varepsilon_{it}$		
Coeficientes	$X_{it+k}$	
	$\frac{LPA_{it+k}}{p_{it-(1-k)}}$	$VLPA_{it+k}$
$\beta_0$	0,0681 (16,5422)***	0,0642 (16,0316)***
$\beta_1$	-0,0379 (3,2902)***	0,0018 (0,3102)
$\beta_2$	0,0407 (3,1436)***	-0,0072 (-1,0394)
$\beta_3$	0,0132 (1,1388)	0,0008 (0,1134)
$\beta_4$	0,0220 (1,8280)*	0,0050 (0,8325)***
$\beta_5$	0,0435 (2,3450)**	0,0083 (0,1281)
$\beta_6$	-0,0070 (-0,3701)	-0,1441 (-2,3344)**
$\beta_7$	-0,0329 (-1,6989)*	0,1409 (2,3483)**
$\beta_8$	-0,0007 (1,3881)	-0,0002 (-0,2039)
Modelagem do Painel	Efeitos Fixos	
Teste de Chow	4,9077***	
Teste de Hausman	47,9602***	
$R^2$ ajustado	4,53%	
F	1,7845***	

Número de observações: 3.321. Foram excluídos os valores extremos que correspondiam aos primeiro e últimos percentis da série de cada variável, com exceção da variável de controle.  $X_{it}$  é uma das variáveis independentes do modelo. Foram realizadas 2 estimações, onde  $X_{it}$  assumiu, em cada uma delas,  $LPA_{it}/p_{it-1}$  e  $VLPA_{it}$ . A estatística  $t$  dos coeficientes é apresentada entre parênteses e abaixo de cada um deles.

\*, \*\* e \*\*\* - significante a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados sugerem que a inclusão dos retornos futuros reduziu parte dos problemas apresentados pelo modelo (8). Percebe-se, inicialmente, que não há mais a indicação da presença de efeitos aleatórios no modelo. O poder explicativo das estimações foi sensivelmente aprimorado, passando de 1,99% para 4,53%, e de 0,01%, para 3,51%. Já a significância dos coeficientes ficou, praticamente, inalterada. Importante notar que, dos retornos incluídos,  $R_{t+1}$  apresentou coeficiente significativo na relação com  $LPA_{it+k}/p_{it-(1-k)}$  e  $R_{t+2}$  e  $R_{t+3}$ , na estimação envolvendo a variável  $VLPA$ . Ainda nesta estimação, a variável  $VLPA_{t+3}$  também passou a apresentar um coeficiente significativo.

Esses resultados sugerem que não é possível descartar a relação contemporânea, porém somente de forma incremental aos lucros de períodos futuros e que retornos futuros podem aprimorar o poder explicativo do modelo, constatação que se alinha às premissas assumidas neste estudo.

A fim de explorar essa última constatação, o modelo (7) foi estimado por meio de um *stepwise forward* para os lucros futuros, de forma isolada e incremental. Nessa tarefa, só foi considerada a variável  $LPA_{it+k}/p_{it-(1-k)}$ , em razão de ter apresentado melhores resultados nas estimações como um todo. Em todos os passos, foi incluída a variável  $R_{t+1}$ , dada a sua significância na estimação do modelo (9).



**Tabela 9** Resultados Modelo (7) - Análise adicional

Variáveis	Estimações					
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
	Coeficientes					
Constante	0,0613 (15,7900)***	0,0646 (16,4900)***	0,0642 (16,2700)***	0,0653 (16,4800)***	0,0657 (16,6200)***	0,0666 (16,7300)***
$\frac{LPA_{it}}{P_{it-1}}$	-0,0181 (-1,6700)*	-0,0354 (-3,1410)***	-0,0306 (-2,7090)***	-0,0246 (-2,2610)**	-0,0400 (-3,4810)***	-0,0379 (-3,2860)***
$\frac{LPA_{it+1}}{P_{it}}$		0,0595 (5,2530)***			0,0503 (4,1440)***	0,0423 (3,2740)***
$\frac{LPA_{it+2}}{P_{it+1}}$			0,0378 (3,8270)***		0,0219 (2,0680)**	0,0131 (1,1290)
$\frac{LPA_{it+3}}{P_{it+2}}$				0,0447 (4,6380)***		0,0216 (1,8200)*
$R_{t+1}$	0,0491 (2,6520)***	0,0489 (2,6550)***	0,0423 (2,2800)***	0,0440 (2,3810)**	0,0450 (2,4320)**	0,0442 (2,3850)**
$\frac{PLA_{it}}{P_{it-1}}$	-0,0005 (-1,1080)	-0,0009 (-1,8380)*	-0,0005 (-0,9982)	-0,0003 (-0,5711)	-0,0008 (-1,6550)*	-0,0006 (-1,3040)
Teste de Hausman	50,6856***	42,8122***	43,0311***	38,8427***	41,7925***	42,2857***
$R^2$ ajustado	3,52%	4,33%	3,93%	4,14%	4,43%	4,50%
F	1,6171***	1,7626***	1,6903***	1,7287***	1,7772***	1,7862***

Número de observações: 3.321. Foram excluídos os valores extremos que correspondiam aos primeiro e últimos percentis da série de cada variável, com exceção da variável de controle. As estimações foram realizadas por meio do modelo de efeitos fixos. A estatística *t* dos coeficientes é apresentada entre parênteses e abaixo de cada um deles.

\*, \*\* e \*\*\* - significante a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados confirmam que a relação contemporânea entre o lucro e o retorno somente é revelada quando considerados os lucros futuros na estimação. Isso ocorreu com a inclusão dos lucros em  $t+1$ ,  $t+2$  e  $t+3$ , isolada ou conjuntamente. Verifica-se também que o poder explicativo do modelo aumentou quase que monotonicamente, com a inclusão gradativa dessas variáveis, indo de 3,52% a 4,50%.  $R_{t+1}$  se mostrou significativo em todas as estimações e desempenhou um papel importante, uma vez que a sua inclusão gerou componentes fixos transversais, exigindo, assim, a estimação por meio do modelo de efeitos fixos, cujo nível de controle da idiosincrasia das firmas também contribuiu para o aprimoramento do poder explicativo das estimações, conforme foi possível constatar em simulações realizadas sem essa variável.

Apesar da significância do lucro corrente observada nos modelos (6) e (7) e nas últimas estimações, a dependência dos lucros dos períodos seguintes, aparentemente, enfraquece a evidência de sua contemporaneidade com  $R_t$ . Entretanto, o que se observa é que existe uma parcela informacional contida no lucro corrente que é contemporânea a  $R_t$ , mas que só pode ser obtida depois de eliminados os efeitos dos lucros dos períodos seguintes sobre ela. Essa constatação é condizente com Kothari (1992) e Kothari e Zimmerman (1995), pois evidencia a parcela  $s_p$  que representa a porção do lucro corrente que é surpresa para o mercado e, portanto, correlacionada com  $R_t$ .

Interessante notar que, além da significância do coeficiente do lucro corrente, também se observa, em todas as estimações, o aumento da sua magnitude, em termos abso-

lutos, sugerindo assim que os efeitos de  $s_t$  sobre  $R_t$  são representativos, porém obscurecidos pela omissão da parcela  $\sum_{n=1}^N \alpha_{t+k, t+n}$ . A indicação de uma relação negativa contraria a teoria, no entanto é possível que possa ser explicado pelos efeitos do conservadorismo, que impõe um viés voltado às más notícias sobre  $s_p$ , o que se alinha aos resultados obtidos por Paulo, Sarlo Neto, e Santos (2012).

Um outro aspecto que merece ser contemplado na presente análise refere-se aos possíveis efeitos decorrentes da recente adoção das normas internacionais de contabilidade no Brasil sobre a relação retorno-lucro. As evidências reunidas a respeito indicam que a capacidade associativa do lucro contábil teria sido aprimorada (Lima, 2010, Rodrigues, 2012), por outro lado, dimensões como o conteúdo informacional, o conservadorismo, a tempestividade e a persistência não teriam sido impactadas pela adoção do novo conjunto normativo contábil (Lima, 2010, Rodrigues, 2012, Santos, Lima, Freitas, & Lima, 2011).

Esses resultados sugerem que a adoção das normas internacionais tenha gerado efeitos residuais sobre o nível temporal da relação retorno-lucro, sobretudo em função das constatações relacionadas à tempestividade e ao conservadorismo. Além disso, mesmo considerando o aprimoramento da capacidade associativa do lucro contábil, verifica-se que, com base nas constatações obtidas com os modelos (7) e (8), a melhora nessa capacidade não teria sido suficiente para eliminar a não contemporaneidade. Contudo, vale salientar que a janela de tempo aqui analisada considera os períodos pré e pós adoção daquelas normas, o que pode obscurecer a constatação dos seus efeitos.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo teve como objetivo identificar o nível temporal da relação retorno-lucro no cenário brasileiro, uma vez que foi assumido que esse nível é um indicador da hipótese *prices lead earnings*. A investigação se desenvolveu por meio de 4 modelos econométricos, baseados na proposta de Beaver et al. (1980) e Collins et al. (1994).

Os resultados obtidos, de uma maneira geral, são coerentes com os pressupostos teóricos aqui explorados, pois há evidências de que os retornos antecipam informações acerca dos lucros futuros e de que a representatividade do lucro corrente é residual. As constatações sugerem que os preços possuem conteúdo informacional em relação aos lucros futuros, indicando, assim, que o fenômeno *prices lead earnings* ocorre no Brasil.

Especificamente no que se refere às hipóteses de pesquisa, tem-se a rejeição da hipótese  $H_{0a}$ , uma vez que os resultados obtidos com os modelos (6) e (7) não evidenciaram a contemporaneidade da relação retorno-lucro. Muito embora a inclusão, conjunta ou isolada, de lucros trimestrais futuros na estimação tenha revelado esse nível temporal. Verificou-se, assim, que a eliminação dos efeitos dos lucros futuros sobre o lucro corrente na mensuração da associação entre este e o retorno corrente trouxe à tona a representatividade informacional da parcela  $s_t$ .

Os resultados obtidos com a regressão reversa, modelo (6), indicaram que os retornos trimestrais antecipam informações contidas nos lucros trimestrais futuros, levando assim à rejeição da hipótese  $H_{0b}$ . Vale registrar que essa antecipação teria ocorrido há, pelo menos, 8 trimestres, processo que se estendeu até o trimestre imediatamente anterior ao corrente. Esses resultados foram condizentes com aqueles obtidos com os modelos (7) e (9), no tocante à capacidade associativa dos lucros de trimestres futuros com o retorno corrente.

No entanto, apesar das evidências empíricas acima mencionadas, não foi possível precisar o nível temporal da relação retorno-lucro trimestral no Brasil, pois constatou-se que, se de um lado os retornos passados associam-se aos lucros correntes, de outro, a significância dos lucros futuros na explicação dos retornos correntes depende do arranjo de variáveis independentes consideradas no modelo. A evidência de contemporaneidade entre o retorno e o lucro corrente, mesmo que dependente da inclusão de lucros futuros, não permite afastar a indicação da existência de um nível temporal igual a zero, rejeitando-se, assim, a hipótese  $H_{0c}$ .

Outrossim, uma verificação adicional refere-se à superioridade da variável  $LPA_{it}/p_{it-1}$ , em relação à  $VLPA_{it}$ , no tocante à sua representação do lucro contábil nas relações analisadas, indo ao encontro dos resultados apresentados por Kothari (1992).

As constatações realizadas neste estudo contribuem com a literatura nacional na medida em que oferecem uma maior compreensão de aspectos temporais da relação retorno-lucro no cenário brasileiro, tema pouco explorado sob a perspectiva aqui empregada, e indicam que é possível aprimorar os modelos voltados à investigação da capacidade associativa do lucro corrente por meio de um refinamento metodológico, com a inclusão de lucros futuros, pelo menos, relativos a um período, contribuindo assim com o avanço das pesquisas na área. Em um sentido prático, a indicação acerca da capacidade preditiva do retorno das ações de firmas brasileiras em relação aos seus lucros futuros sugere, para investidores, analistas financeiros, firmas e credores, que o retorno da ação pode representar uma fonte informacional útil nas suas avaliações acerca da capacidade de geração de lucros das firmas. Por outro lado, como os resultados aqui apresentados demonstram, em certa medida, o quão intempestivo é o lucro contábil, eles podem ser um indicativo, pelo menos para os investidores, de uma deficiência qualitativa da informação contábil, de modo que podem oferecer subsídios para os normatizadores e reguladores na avaliação da utilidade da informação contábil-financeira que é divulgada no Brasil para aqueles usuários e, em última instância, na adequação dos padrões contábeis observados.

O presente estudo apresenta uma série de limitações metodológicas, dentre elas, a ausência de: (i) uma análise específica acerca das propriedades das séries temporais do lucro contábil e dos seus componentes; (ii) uma avaliação efetiva dos efeitos da adoção das normas internacionais; e (iii) uma análise direta acerca da influência de fatores de mercado, tais como características dos investidores, estrutura de governança das firmas, cobertura dos analistas etc. Contudo, cada uma dessas limitações, dada a amplitude das investigações empíricas a elas necessárias e a complexidade do tema, oferece interessantes avenidas de pesquisa que devem ser exploradas a fim de avançar na compreensão da relação retorno-lucro, pilar fundamental da pesquisa contábil em mercado de capitais.

## Referências

- Ayers, B. C., & Freeman, R. N. (2000). Why do large firms' price anticipate earnings earlier than small firms' price? *Contemporary Accounting Research*, 17 (2), 191-212.
- Ayers, B. C., & Freeman, R. N. (2003). Evidence that analyst following and institutional ownership accelerate the pricing of future earnings. *Review of Accounting Studies*, 8, 47-67.
- Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 24 (1), 3-37.
- Beaver, W., Lambert, R., & Morse, D. (1980). The information content of security prices. *Journal of Accounting and Economics*, 2 (1), 3-28.
- Collins, D. W., Kothari, S. P., Shanken, J., & Sloan, R. G. (1994). Lack of timeliness and noise as explanations for the Low Contemporaneous Return-Earnings Association. *Journal of Accounting and Economics*, 18 (3), 289-324.
- Galdi, F. G., & Lopes, A. B. (2008). Relação de longo prazo e causalidade entre o lucro contábil e o preço das ações: evidências do mercado latino-americano. *Revista de Administração da USP*, 43 (2), 186-201.
- Jiambalvo, J., Rajgopal, S., & Venkatachalam, M. (2002). Institutional ownership and extent to which stocks prices reflect future earnings. *Contemporary Accounting Research*, 19 (1), 117-145.

- Kothari, S. P. (1992). Price-earnings regressions in the presence of prices lead earnings: earnings level versus change specifications and alternative deflators. *Journal of Accounting and Economics*, 15 (2-3), 173-202.
- Kothari, S. P. (2001). Capital markets research in accounting. *Journal of Accounting and Economics*, 31 (1-3), 105-231.
- Kothari, S. P., & Sloan, R. G. (1992). Information in price about future earnings: implications for earnings response coefficients. *Journal of Accounting and Economics*, 15 (2-3), 143-171.
- Kothari, S. P., & Zimmerman, J. L. (1995). Price and return models. *Journal of Accounting and Economics*, 20 (2), 155-192.
- Lee, J. J. (2007, August). Cross-sectional determinants of the extent to which stock prices earnings. *Working paper*: Hong Kong Baptist University. Recuperado em 1 fevereiro, 2013, de [http://www.af.polyu.edu.hk/jcae\\_af/paper2008/concurrent/S.4a%20Lee.pdf](http://www.af.polyu.edu.hk/jcae_af/paper2008/concurrent/S.4a%20Lee.pdf).
- Lev, B. (1989). On the usefulness of earnings and earning research: lessons and directions from two decades of empirical research. *Journal of Accounting Research*, 27, 153-192.
- Lima, J. B. N. (2010). *A relevância da informação contábil e o processo de convergência para as Normas IFRS no Brasil*. Tese de doutorado, Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis, Departamento de Contabilidade e Atuária, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, São Paulo, SP, Brasil.
- Paulo, E., Sarlo Neto, A., & Santos, M. A. C. (2012). Reação do preço das ações e intempetividade informacional do lucro contábil trimestral no Brasil. *Advances in Scientific and Applied Accounting*, 5 (1), 54-79.
- Pimentel, R. C., & Lima, I. S. (2010). Time-series properties of earnings and their relationship with stock prices in Brazil. *Business and Economics Research Journal*, 1 (4), 43-65.
- Rodrigues, J. M. (2012). *Convergência contábil internacional: uma análise da qualidade da informação contábil em razão da adoção dos padrões internacionais de contabilidade editados pelo IASB*. Tese de doutorado, Programa Multi-institucional e Inter-regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis, UnB, UFPB, UFRN, Brasil.
- Sales, I. C. H. (2011). *A dinâmica da relação entre os lucros contábeis e os retornos acionários nas empresas brasileiras de capital aberto*. Dissertação de mestrado, Programa Multi-institucional e Inter-Regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis UnB, UFPB, UFRN, Universidade de Brasília, Brasília, DF, Brasil.
- Santos, L. P. G., Lima, G. A. S. F., Freitas, S. C., & Lima, I. S. (2011). Efeito da Lei 11.638/07 sobre o conservadorismo condicional das empresas listadas BM&FBOVESPA. *Revista Contabilidade e Finanças – USP*, São Paulo, 22 (56), 174-188.
- Santos, M. A. C., & Lustosa, P. R. B. (2010). Importância relativa do conteúdo informacional do resultado contábil no mercado acionário brasileiro. *Anais do Congresso USP de Controladoria e Contabilidade*, São Paulo, SP, Brasil, 10.
- Truong, C. (2012). Options trading and the extent that stock prices lead future earnings information. *Journal of Business Finance & Accounting*, 39 (7-8), 960-996.