

# A dinâmica lead-lag entre lucros contábeis e retornos acionários

doi: 10.4025/enfoque.v34i1.25036

**Isabel Cristina Henriques Sales**

Mestre em Ciências Contábeis  
Universidade de Brasília  
isabel.sales@gmail.com

**Otávio Ribeiro de Medeiros**

PhD em Economia  
Universidade de Brasília  
otavio@unb.br

Recebido em: 23.09.2014

Aceito em: 24.03.2015

2ª versão aceita em: 17.04.2015

## RESUMO

O objetivo do trabalho é identificar a dinâmica *lead-lag* da relação entre lucro líquido e retorno acionário das empresas brasileiras de capital aberto. Testaram-se três hipóteses: a relação lucro-retorno das empresas brasileiras de capital aberto é dinâmica – distribuída ao longo do tempo; o mercado se antecipa à formação do lucro líquido do exercício precificando as ações ao longo do exercício, de modo que os retornos lideram o lucro; o mercado se antecipa à divulgação do lucro e continua ajustando a precificação das ações no período entre o término do exercício e a divulgação do lucro líquido. A metodologia adotou a regressão reversa e dados em painel. A partir de janeiro do ano corrente os retornos acionários já refletem as informações a respeito do lucro do próprio exercício corrente, corroborando que a relação lucros-retornos é distribuída no tempo. Os retornos associados aos meses de agosto, setembro, outubro e dezembro, entretanto, não se mostraram significantes. Isso se deve, possivelmente, ao fato de as informações transmitidas pelas empresas nesses meses não terem sido consideradas suficientemente relevantes para alterar os preços das ações. Os resultados evidenciaram que a relação lucro-retorno é dinâmica e o mercado se antecipa à formação do lucro precificando as ações ao longo do exercício, todavia continua as ajustando após o término do exercício.

**Palavras-chave:** Lucro contábil. Retornos acionários. Relação lucros-retornos. Mercado acionário. Empresas brasileiras.

## *The lead lag dynamic between accounting earnings and stock returns*

## ABSTRACT

This paper is aimed at empirically identifying the lead-lag dynamics of the relationships between net earnings and stock returns of publicly listed Brazilian companies. Three research hypotheses were tested: the earnings-returns relationship is dynamic – distributed through time; the stock market anticipates the formation of the fiscal year's net earnings, pricing stocks throughout the year, so that returns lead earnings; the stock market anticipates the disclosure of net earnings and keep adjusting the stock pricing during the period from the end of the fiscal year and the disclosure of net earnings. The methodology is based on the reverse regressions between earnings and returns, and on econometric panel data. The results show that the relationship between net earnings and stock returns of Brazilian listed companies is dynamic and the stock market anticipates the formation of net earnings, pricing stocks throughout the fiscal year until the disclosure of net earnings. The estimation by MQ2E in panel data shows that from January of the current year, stock returns already reflect information concerning the earnings of the year end, which corroborates that the earnings-return relationship is distributed in time. However, stock returns associated to the months of August, September, October, and December were not found to be significant. This is possibly due to the fact that the information transmitted in these months was not considered sufficiently relevant by the market to change prices.

The results show that the relationship between net earnings and stock returns is dynamic and the stock market anticipates the formation of net earnings, pricing stocks throughout the fiscal year until the disclosure of net earnings, nevertheless the market keeps adjusting stock prices after the end of the fiscal year.

**Keywords:** Net earnings. Stock returns. Earnings-returns relationship. Stock market. Brazilian companies.

## 1 INTRODUÇÃO

Uma pergunta igualmente importante para contadores e participantes do mercado de capitais pondera como o lucro contábil e o retorno acionário se relacionam. Para Nichols e Wahlen (2004) os lucros representam a mensuração contábil final do desempenho da entidade e demonstram uma medida contábil da mudança do valor da empresa para os acionistas durante um período (sem considerar os efeitos das transações diretas com acionistas, tal como a distribuição de dividendos). Os autores acrescentam que o retorno acionário (que é equivalente à alteração do valor de mercado da empresa durante um período adicionando-se os dividendos) representa a mensuração final do mercado de capitais para a performance da empresa.

A tradição em estudos sobre a relação entre retornos acionários e lucros contábeis se iniciou com Ball e Brown (1968). Em seu estudo seminal, os autores afirmaram que a utilidade da divulgação dos lucros pode ser inferida na observação da revisão dos preços acionários associada à publicação do resultado de uma empresa. Os autores justificam que a mudança nos preços causada por um anúncio dos lucros seria consequência das decisões de compra e venda tomadas pelos investidores com base nas informações liberadas por meio do anúncio dos dados contábeis.

Anos depois, Lev (1989) realizou um levantamento sobre as pesquisas que envolveram a relação lucros-retornos e observou que os lucros explicavam apenas uma pequena variação dos retornos acionários. Uma possível causa seria o fato de o conteúdo informacional da publicação de resultados correntes em relação a resultados futuros ser pouco relevante: os lucros divulgados não seriam capazes de

transmitir eventos *value-relevant*. Foi, então, necessário um reexame dos paradigmas das pesquisas sobre a relação entre lucros e retornos.

Em relação ao impacto das publicações financeiras, Lundholm e Myers (2002, p. 809) acreditam que as evidências das empresas podem “antecipar o futuro” ao revelar informações no período corrente que alteram as expectativas a respeito de lucros futuros. Assim, a combinação do que seriam informações atuais e informações futuras é transformada e refletida no retorno acionário. Beaver, Lambert e Morse (1980) demonstram que o preço das ações incorpora informações a respeito do lucro líquido. No entanto, segundo Bernard e Thomas (1990), o mercado não capta o conteúdo informacional do lucro de forma completa, agindo ingenuamente quanto às expectativas dos resultados, ao pressupor que lucros futuros serão iguais aos dos respectivos trimestres no ano anterior.

Outras pesquisas demonstraram que o coeficiente de resposta do lucro varia de acordo com as características da empresa, tais como riscos, suas oportunidades de crescimento, a persistência do lucro (LIPE; KORMEDI, 1994; JONES; MORTON; SCHAEFER, 2000; CHAMBERS; FREEMAN; KOCH, 2005). Trabalhos anteriores também concluíram que as associações entre lucros e retornos aparentam ser não lineares (FREEMAN; TSE, 1992), variam entre países (CAHAN; EMANUEL; SUN, 2009) e diferem entre empresas com lucros ou prejuízos (HAYN, 1995).

Em um trabalho sobre os determinantes dos coeficientes de resposta dos lucros, Collins e Kothari (1989) ressaltaram a importância de se considerar a dinâmica da relação entre os retornos e os lucros, isto é, os efeitos *lead-lag*

entre essas variáveis, já que as informações existentes nos lucros contábeis provavelmente não seriam capturadas pelos preços acionários durante o período fiscal de forma contemporânea. Efeitos *lead-lag* entre duas variáveis ocorrem quando, ao longo do tempo, a determinação de uma das variáveis antecede a determinação da outra, de modo que o comportamento da primeira lidera e indica qual será o desempenho da outra, que é liderada.

Nas relações estáticas entre as variáveis, as interações entre elas são contemporâneas. Neste estudo, acredita-se, contudo, que a relação entre o lucro e o retorno das ações é dinâmica e apresenta defasagens temporais (efeito *lead-lag*). Assim, o preço da ação no mercado é influenciado pelo lucro esperado da empresa. Ao mesmo tempo, considera-se o preço acionário ao se projetar o lucro líquido. No entanto é importante averiguar se, ao longo de um exercício social, o mercado projeta o lucro e precifica a ação da empresa, nessa ordem, antecipando-se ao término do exercício e à divulgação do lucro e se, após o término do exercício, o mercado continua precificando a ação até o mês de divulgação do lucro.

No presente trabalho, supõe-se que o mercado precifica as ações das empresas de forma dinâmica, levando em consideração as informações públicas sobre as empresas (notícias na mídia, divulgação de demonstrações financeiras trimestrais, etc.) à medida que elas se tornam disponíveis. Assim, embora não seja objeto deste estudo testar a Hipótese do Mercado Eficiente, o trabalho assume que a relação entre o lucro líquido e o retorno acionário enquadra-se na forma semiforte de eficiência de mercado.

Em uma concepção estática seria esperado que a divulgação do lucro líquido da empresa tivesse um impacto imediato sobre o preço da ação. A divulgação de lucros líquidos positivos causaria aumentos no preço da ação – esses aumentos seriam tanto maiores, quanto maiores fossem os lucros líquidos divulgados, e vice-versa. No entanto, diversos estudos empíricos (COLLINS; KOTHARI, 1989; KALLUNKI; MARTIKAINEN, 1997; PIMENTEL, 2009)

demonstram que não é isso o que ocorre na prática: a reação do mercado acionário quanto ao desempenho anual das empresas se antecipa à divulgação do lucro líquido e, até mesmo, ao término do exercício corrente, precificando a ação ao longo do exercício. Isso produz uma relação dinâmica entre o preço da ação (transformada em retorno) e o lucro líquido da empresa, que é conhecida na literatura como efeito *lead-lag*.

Este estudo tem o objetivo de identificar e testar empiricamente a dinâmica da relação entre lucro líquido e retorno acionário das empresas brasileiras de capital aberto. Assim, surge a seguinte questão-problema: qual é a dinâmica da relação entre lucro líquido e preço da ação das empresas brasileiras de capital aberto? Para responder essa pergunta, foram elaboradas as seguintes hipóteses de pesquisa:

H<sub>1</sub>: A relação entre o lucro líquido e o retorno acionário das empresas brasileiras de capital aberto é dinâmica, isto é, distribuída ao longo do tempo.

H<sub>2</sub>: O mercado se antecipa à formação do lucro líquido do exercício precificando as ações ao longo do exercício, de modo que os retornos lideram o lucro líquido.

H<sub>3</sub>: O mercado se antecipa à divulgação do lucro líquido e continua ajustando a precificação das ações no período entre o término do exercício e a divulgação do lucro líquido.

O lucro contábil é uma das informações mais utilizadas para avaliar o desempenho de uma corporação. São vários os estudos brasileiros sobre reações do mercado ao anúncio dos resultados das empresas (MARTINEZ, 2004; SARLO NETO, 2004; PEREIRA, 2006; ORTOLAN, 2007; SANTOS; LUSTOSA, 2008; TAKAMATSU; LAMOUNIER; COLAUTO, 2008), mas a questão sobre a relação específica entre lucros e retornos acionários é ainda um tema em aberto, que não foi concluído.

Beaver (2002) realizou uma análise dos trabalhos sobre mercado de capitais com o propósito de fornecer perspectivas sobre as

maiores áreas de pesquisas que produziram contribuições para o entendimento dos números contábeis. Dentre outras, uma das questões assinaladas foi a falta de investigações que comprovassem que os preços tanto lideram (*lead*) quanto são liderados (*lag*) em relação às informações contábeis.

De tal modo, este trabalho é relevante por contribuir para um melhor entendimento da dinâmica entre os lucros contábeis e os retornos acionários referentes a empresas listadas na Bolsa de Mercadorias & Futuros e Bolsa de Valores de São Paulo – BM&FBovespa, em linha com os estudos de Collins e Kothari (1989), realizados em empresas norte-americanas, e de Kallunki e Martikainen (1997), em empresas finlandesas.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

As relações entre variáveis são dinâmicas quando as interações entre elas ocorrem com defasagens temporais, ao contrário das relações estáticas, quando as interações são contemporâneas. A relação de *lead-lag*, como o próprio termo traduz, indica haver uma variável que segue o comportamento de outra com um intervalo temporal. Assim, o termo “*lead*” se refere à variável que lidera a relação, enquanto “*lag*” reflete a variável que é liderada com defasagem. Essa relação pode estar presente em diversos tipos de eventos econômicos, financeiros e contábeis.

A importância de se considerar a estrutura de *lead-lag* entre os retornos e os lucros, é ressaltada por Collins e Kothari (1989) ao apontarem que as informações envolvidas nos lucros contábeis provavelmente não serão capturadas pelos preços acionários durante o período fiscal de forma contemporânea. Consequentemente, os retornos devem ser acumulados ao longo de um período determinado em torno do ano fiscal (agrupamento de dados). Kothari (1992) considera que a natureza do processo contábil de mensuração do custo histórico limita a habilidade de refletir a expectativa do mercado quanto aos lucros futuros. De tal modo, os lucros seriam liderados pelos preços acionários.

Lev (1989) reitera que a relação entre lucros e retornos de diversos estudos é baixa. Kallunki e Martikainen (1997) acreditam que um dos motivos para isso é a falta da oportunidade do lucro em refletir eventos *value-relevant*. Isso ocorre, em parte, em decorrência das práticas contábeis adotadas atenderem à mensuração com base no custo histórico. Consequentemente, os contadores trocam a oportunidade no reconhecimento das mudanças nos ativos líquidos em favor da objetividade, verificabilidade e prudência.

A assimetria dos lucros decorrente do conservadorismo contábil tem forte poder explicativo sobre o declínio na associação lucros-retornos, conforme demonstrado por Ryan e Zarowin (2003). Balachandram e Mohanram (2011), ao contrário, não encontraram evidências de que a contabilidade é a fonte da redução temporal da *value relevance* das informações contábeis. Lim e Park (2011), por sua vez, analisaram o decaimento da associação entre lucros e retornos com hipóteses de pesquisas desenvolvidas com base na estrutura *lead-lag* das variáveis. Os autores concluíram que o declínio ocorreu devido ao aumento do ruído nos retornos acionários e não em consequência a ruídos no desenvolvimento das métricas contábeis, tal como lucro líquido ou fluxo de caixa.

Nota-se que vários estudos que focaram a relação lucros-retornos atribuíram a fraca associação encontrada a deficiências no sistema de mensuração contábil (LEV, 1989; LEV; THIAGARAJAN, 1993; RYAN; ZAROWIN, 2003; BALL, SHIVAKUMAR, 2008). Essa, entretanto, pode ser uma conclusão prematura, pois, dentre outros aspectos, há de se reconhecer a relação dinâmica entre as variáveis.

Os trabalhos que utilizam o coeficiente de resposta do lucro, tal qual Pimentel (2009), testam as reações de vários dos componentes do lucro à relação explícita entre os preços e retornos acionários, conforme alvires de modelos de avaliação financeira. Mais recentemente citam-se Campos, Lamounier e Bressan (2012) que, ao observarem os retornos contábeis e os retornos de mercado no mercado acionário brasileiro

constatarem que parte da amostra apresentou algum sentido de causalidade entre as variáveis (tanto dos retornos de mercado para com os contábeis, quanto o contrário). Não foi encontrada causalidade maior entre retornos de mercado e retornos contábeis para empresas que possuíam maior nível de exigência de divulgação de informações.

Kallunki e Martikainen (1997), sobre o efeito *lead-lag* e a relação lucros-retornos, concluíram que na Finlândia os retornos acionários lideram os lucros contábeis. Todavia, em um período de recessão, esses achados se enfraqueceram, o que motivou os autores a retirar da análise as empresas que divulgaram prejuízos (que seriam percebidos como temporários pelos investidores), possibilitando concluir que o poder explicativo dos lucros sobre os retornos acionários é similar para o período com e sem recessão. Todavia, a pesquisa não considerou a potencial endogeneidade entre os lucros contábeis e os retornos acionários.

Conforme Heij et al (2004) não é possível isolar o efeito de uma variável X sobre Y – no caso de Kallunki e Martikainen (1997), a variável X corresponde aos lucros divididos pelo valor de mercado defasado e a variável Y, aos retornos. As variações em X são relacionadas às variações em Y de duas formas: diretamente, por meio do coeficiente de inclinação da reta e indiretamente, através das mudanças no termo de erro. De tal modo, os estimadores de mínimos quadrados do trabalho de Kallunki e Martikainen (1997) estariam inconsistentes e com viés, desconsiderando a potencial endogeneidade entre as variáveis.

Utilizando uma metodologia diversa, Beaver, Lambert e Ryan (1987) se depararam com a regressão reversa. Em relação a regressões diretas com dados agrupados, as regressões reversas proporcionam uma forma mais intuitiva e direta de avaliar o conteúdo informacional dos preços das ações. Basu (1997) aplicou a regressão reversa com base na justificativa de que as estatísticas do teste são especificadas de forma mais apropriada quando a variável que lidera a relação é apontada como independente e a que é liderada como dependente.

Acrescenta-se ainda que, um viés recorrente em estudos entre a relação lucros-retornos (CREADY; HURTT; SEIDA, 2001), é a mensuração do erro nos lucros inesperados. Para que isso não ocorra, utiliza-se a regressão reversa. Dada uma regressão de y em x, uma regressão reversa é uma regressão de x em y. Tal tipo de regressão tem sido amplamente utilizada em estudos sobre a relação entre lucros líquidos e retornos acionários (BEAVER; LAMBERT; RYAN, 1987; KORMENDI; LIPE, 1987; BASU, 1997; COLLINS; KOTHARI, 1989; DHALIWAL; REYNOLDS, 1994; BILLINGS, 1999; CREADY; HURTT; SEIDA, 2001; KHAN; WATTS, 2009; MOREIRA; COLAUTO; AMARAL, 2010).

A seguir está disposta a equação (1) de regressão reversa foi utilizada por Collins e Kothari (1989) de forma a determinar a relação temporal entre lucro líquido e retorno acionário:

$$X_{it} = \alpha_i + \beta R_{\tau} + u_{it} \quad (1)$$

na qual  $R_{\tau}$  é o retorno mensal agrupado para 12, 13, 14, 15 e 16 meses, com diferentes datas de início, anteriores à data t. Assim, por exemplo, quando os retornos são acumulados em 16 meses, o primeiro período de 16 meses se inicia em janeiro do ano t-1 e se encerra em abril do ano t. O décimo sexto período de 16 meses, por sua vez, se inicia em abril do ano t e se estende até julho do ano t+1. Por meio da comparação do  $R^2$  ajustado de diferentes regressões, variando o número de meses de agregação e de datas de início, os autores concluem qual é a melhor relação temporal entre lucro líquido e retorno acionário.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 AMOSTRA E CRITÉRIO DE SELEÇÃO DOS DADOS

Para compor a amostra da pesquisa, foram selecionadas as empresas brasileiras listadas na BM&FBovespa que operaram com títulos e valores mobiliários entre os anos 2000 e 2010, e que possuíam ao menos 100 dias úteis de negociações anuais. Com base nesses critérios

foram encontradas 87 companhias. Entretanto, foram excluídas 10 entidades participantes do setor de finanças e seguros, por apresentarem características operacionais e contábeis distintas dos demais setores. As empresas Bradespar S.A. e Mendes Júnior Trading e Engenharia S.A também foram eliminadas por, apesar de possuírem os cem dias de negociais anuais, terem começado a operar apenas no fim do ano 2000 o que impossibilita a comparação dos dados. Conseqüentemente, a amostra é composta por 75 empresas.

As seguintes informações utilizadas na pesquisa, com seu respectivo espaço temporal, têm como fonte a base de dados Economática: lucro líquido anual (2001 a 2009); valor de mercado anual, na data fechamento (2000 a 2008); retorno mensal com base no preço divulgado na data de fechamento do último dia útil do mês (2001 a 2010); e dias úteis de negociações anuais (2001 a 2009). O valor de mercado apresenta espaço temporal distinto por ser a variável escalonar defasada para o lucro líquido.

Consoante ao exposto acima, os parâmetros foram apurados a partir das informações disponíveis no banco de dados Economática. As análises econométricas foram realizadas por meio do aplicativo EViews, versão 6.

Em determinado momento considerou-se a possibilidade de separar a amostra da presente pesquisa de acordo com o período de recessão econômica, tal como Kallunki e Martikainen (1997), amparados pelo trabalho de Hayn (1995). Todavia, de acordo com o Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (FGV, 2011), a última recessão no Brasil durou seis meses, de julho de 2008, a janeiro de 2009, o que impossibilitou a adoção de uma metodologia que explorasse os ciclos econômicos brasileiros. Além do que foi exposto na seção anterior, sobre os estimadores de mínimos quadrados do trabalho de Kallunki e Martikainen (1997) estarem inconsistentes e com viés, outro ponto considerado como passível de crítica no trabalho é a não realização de estimação do modelo na forma de dados em painel com efeitos fixos ou aleatórios, desconsiderando a heterogeneidade da amostra. Hsiao (2003) julga que ignorar essa

heterogeneidade pode levar a estimativas inconsistentes ou sem significado. Tais observações são consideradas e melhoradas na presente pesquisa.

### 3.2 MODELO ECONOMÉTRICO

Para este trabalho utiliza-se o modelo de regressão reversa. Conforme Collins e Kothari (1989), a agregação de retornos mensais implica na imposição de uma forte restrição: a de que os coeficientes  $\beta$  associados a cada um dos retornos mensais são todos iguais entre si. Um enfoque que parece ser mais interessante é o que foi adotado na equação (2), a seguir, em que não são impostas restrições aos coeficientes  $\beta$ , os quais são determinados empiricamente.

$$X_{it} = \alpha_i + \sum_{\tau=t-m}^{\tau=t+n} \beta R_{i\tau} + u_t \quad (2)$$

na qual:

$$X_{it} = LL_{it}/VM_{it-1}.$$

$LL_{it}$  = lucro líquido do exercício da  $i$ -ésima empresa na data  $t$ .

$VM_{it-1}$  = valor de mercado da  $i$ -ésima empresa na data  $t-1$ .

$R_{i\tau}$  = retorno acionário mensal da  $i$ -ésima empresa na data  $\tau$ ,  $\tau = t-m, \dots, t-1, t, t+1, \dots, t+n$ .

$m$  = número de *lags*.

$n$  = número de *leads*.

$\alpha_i$  = intercepto da equação (2).

$\beta_i$  = coeficiente angular da equação (2).

$u_t$  = termo aleatório, no qual  $u_t \sim N(0, \sigma^2)$ .

É oportuno esclarecer que, como  $R_t$  corresponde ao retorno acionário de dezembro, tendo em vista que a periodicidade é mensal, o retorno de novembro do mês corrente corresponde a variável  $R_{t-1}$ , enquanto o retorno acionário de janeiro do ano seguinte corresponde a  $R_{t+1}$ .

Para verificar a existência de uma relação dinâmica entre o lucro líquido e o retorno acionário das empresas, especificou-se uma regressão reversa em que o lucro líquido  $X_{it}$ , escalonado pelo valor de mercado do final do exercício anterior, está linearmente relacionado aos retornos acionários passados e aos retornos acionários futuros esperados (Equação 2).

Nessa regressão (Equação 2) faz-se necessário escalonar o lucro líquido para que a variável dependente seja relativizada, eliminando a disparidade de tamanho. Ademais, Christie (1987) determinou que em estudos sobre retornos acionários, a variável escalonar mais apropriada é o valor de mercado defasado. Essa metodologia é adotada porque a regressão utilizada requer que o valor de mercado seja o do início do período dos retornos empregados (que é equivalente ao valor de mercado do fim do período anterior), conforme ressaltado por Easton e Sommers (2003). A equação utilizada (Equação 2) captura, assim, a associação do lucro com as alterações no preço e permite que a reação do lucro em relação às alterações correntes e defasadas nos preços dependa dos sinais das mudanças nos preços acionários (RYAN, ZAROWIN, 2003). Outros estudos que utilizam o valor de mercado como variável escalonar são: Lev e Zarowin (1999), Kothari, Lewellen e Warner (2006), Jorgensen, Li e Sadka (2011).

A determinação dos valores de  $m$  e  $n$  é uma questão empírica, estabelecida em função dos resultados da regressão. Espera-se que, ao longo do exercício social, com base em análises fundamentalistas, demonstrações contábeis trimestrais e outras informações sobre a empresa, o mercado formule uma expectativa sobre o lucro líquido do exercício. Tal expectativa vai sendo revisada e refinada ao longo do tempo, à medida que novas informações sobre a empresa são obtidas. Por outro lado, sabe-se que, embora o lucro líquido do exercício seja apurado com base em 31 de dezembro de cada ano, a sua divulgação oficial ocorre, em geral, por volta do mês de março do exercício seguinte. Assim, é de se esperar que a expectativa do mercado em relação ao lucro continue evoluindo ao longo do primeiro trimestre do exercício seguinte.

Sabe-se que o preço da ação no mercado é influenciado positivamente pelo lucro líquido esperado da empresa. Ademais, a empresa considera o preço da ação ao calcular o lucro líquido. Assim, conjectura-se que exista simultaneidade entre o lucro líquido e o retorno acionário. Se isso for verdadeiro, a estimação do modelo deve levar em conta esta simultaneidade, de modo a proporcionar resultados robustos, uma vez que a utilização de métodos inadequados de estimação produzirá coeficientes com viés e inconsistentes.

### 3.3 ESTIMAÇÃO, TESTES ESTATÍSTICOS E TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Brooks (2008) enfatiza que há propriedades importantes, conhecidas como *Best Linear Unbiased Estimators* – BLUE (ou melhores estimadores lineares não tendenciosos) que devem ser consideradas quando a estimação for realizada por meio dos mínimos quadrados ordinários – MQO. Quando o estimador por mínimos quadrados ordinários causa estimativas inconsistentes em consequência da simultaneidade entre  $X_t$  e  $R_t$ , pode ser utilizado o método de mínimos quadrados em dois estágios – MQ2E.

Neste artigo, para a estimação que não supõe simultaneidade entre  $X_t$  e  $R_t$  foi utilizado o método de mínimos quadrados ordinários (resultados dispostos no Apêndice A). O método dos mínimos quadrados em dois estágios foi utilizado, por sua vez, para a estimação considerando simultaneidade entre  $X_t$  e  $R_t$ .

Para validar o modelo de regressão linear adotado, foram realizados com o apoio do *software* estatístico EViews, os seguintes testes: Jarque-Bera para testar a normalidade dos resíduos; White para testar a heteroscedasticidade; Durbin-Watson para testar a autocorrelação dos erros. Ademais, foram aplicados os testes de significância  $t$  e  $F$ .

Greene (2008) enfatiza que algumas variáveis econômicas que apresentam tendências fortes são não estacionárias, o que pode originar

regressões espúrias, nas quais se encontram vínculos entre as variáveis analisadas, porém sem explicação lógica. Para que isso não ocorra, será adicionalmente realizado o teste de raiz unitária para os dados em painel.

### 3.4 PANEL AND POOLED DATA

Na configuração *pooled*, os dados estão combinados de modo que uma única regressão é realizada para todas as empresas, em todos os períodos. É equivalente à regressão com dados em painel sem efeitos.

- a) Mínimos quadrados ordinários: estimação supondo não simultaneidade entre  $X_t$  e  $R_t$ :

Nesse caso, a estimação pode ser feita pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), pois os estimadores são BLUE.

- b) Mínimos Quadrados em Dois Estágios: Estimação considerando simultaneidade entre  $X_t$  e  $R_t$ :

É de se esperar que os resíduos não sejam homoscedásticos, tendo em vista a heterogeneidade seccional da amostra (empresas grandes, médias e pequenas). Assim, é necessário utilizar o estimador de White, robusto na ocorrência de heteroscedasticidade.

Para utilizar a estimação por dados em painel, inicialmente é necessário analisar se a regressão deve ser estimada com efeitos fixos ou com efeitos aleatórios. Para tanto, é mandatório realizar o teste de Hausman, cuja  $H_0$  estabelece que o modelo com efeitos aleatórios é o mais apropriado. Se a hipótese nula for rejeitada, o modelo adequado será o com efeitos fixos; caso contrário, será o com efeitos aleatórios.

Tendo em vista que o painel em questão tem uma dimensão temporal curta, englobando apenas nove períodos (2001 a 2009), foi considerada a possibilidade de efeitos fixos ou aleatórios apenas na dimensão seccional, presumindo-se a ausência de efeitos temporais.

Quanto à estimação com os dados em painel, consideram-se as seguintes possibilidades:

- a) Estimação supondo não simultaneidade entre  $X_t$  e  $R_t$ :

Nesse caso, a estimação pode ser feita por MQO, pois os estimadores são BLUE.

- b) Estimação considerando simultaneidade entre  $X_t$  e  $R_t$ :

A estimação deve ser feita por MQ2E (método de mínimos quadrados em dois estágios), GMM (*Generalized Method of Moments*), 3SLS (*Three-Stage Least Squares*) ou FIML (*Full Information Maximum Likelihood*), sendo que os três primeiros (MQ2E, GMM, 3SLS) exigem a definição de variáveis instrumentais em números suficientes para atender aos critérios de *ranking* e de ordem para identificação.

No presente trabalho utilizou-se o método de mínimos quadrados em dois estágios. Para tanto, foram definidas como variáveis instrumentais os coeficientes dos retornos anteriores ( $R_{t-23}$  a  $R_{t-1}$ ) e posteriores a dezembro ( $R_{t+1}$  a  $R_{t+7}$ ). Espera-se que os resíduos não sejam homoscedásticos, tendo em vista a heterogeneidade da amostra. Assim, é necessário utilizar o estimador de White.

Finalmente, acrescenta-se que este estudo possui diversas limitações devido ao objetivo proposto e à metodologia adotada. Inicialmente aponta-se a alteração nas normas contábeis advindas promulgação da lei 11.638 (2007) e da lei 11.941 (2009), responsáveis pela modificação de aspectos da lei 6.404 (1976), que dispõe sobre as sociedades por ações. Essas mudanças, decorrentes da convergência internacional dos padrões de contabilidade, impactaram a mensuração de itens patrimoniais e afetaram o resultado das empresas. De tal modo, comparar informações de períodos anteriores e posteriores à obrigatoriedade das novas regras se apresenta como uma limitação. Ademais, o Brasil passou por um período de recessão econômica entre dezembro de 2008 e julho de 2009, limitação adicional a esta pesquisa.

## 4 RESULTADOS E ANÁLISES

Inicialmente, para testar a normalidade dos resíduos, foi aplicada a estatística Jarque-Bera que permite rejeitar a hipótese nula de que os resíduos são normalmente distribuídos (*p-value* 0,0000). Todavia Brooks (2002, p. 264) afirma que “para tamanhos amostrais suficientemente grandes, a violação da premissa de normalidade é virtualmente inconsequente”.

O estimador de White, robusto na presença de heteroscedasticidade, não depende da hipótese de normalidade dos resíduos. De tal modo, mesmo com a não normalidade dos resíduos desta pesquisa, a regressão adotada ainda será aplicada de forma válida. Para garantir que as regressões realizadas não sejam espúrias, foram realizados testes de raiz unitária para a variável  $X_t$ . A Tabela 1, a seguir, apresenta os dados dos testes de raiz unitária.

**Tabela 1 - Testes de raiz unitária.**

Método	Estatística	Prob. *	Cross-Sections	Obs.
Levin, Lin e Chu t	-259,6740	0,0000	75	581
Im, Pesaran e Shin W-stat	-970,1610	0,0000	75	581
Qui-quadrado ADF-Fisher	380,5500	0,0000	75	581
Qui-quadrado PP-Fisher	308,6830	0,0000	75	600

Amostra: 2001 a 2009 - Variáveis exógenas: Efeitos individuais - Seleção automática do máximo de lags. \*As probabilidades para os testes de Fisher são computadas utilizando distribuição qui-quadrado assintótica. Todos os outros testes presumem normalidade assintótica.

Os resultados demonstram que todos os testes de raiz unitária, incluindo efeitos individuais, rejeitam a hipótese nula de uma raiz unitária em comum (*p-value* 0,0000).

### 4.1 ESTIMAÇÃO COMO POOLED REGRESSION

De acordo com a metodologia apresentada, os dados estão combinados de modo que uma única regressão é realizada para todas as empresas, em todos os períodos. O resultado da estimação por MQO na forma de *pooled regression*, supondo não simultaneidade entre  $X_t$  e  $R_t$ , com erros padrões e covariância robusta à heteroscedasticidade (White) tem, com exceção do coeficiente de retorno de outubro do mesmo ano (*p-value* 0,1708), todos os coeficientes significantes a 1% ou 5%. A estatística F da regressão, que apresentou o valor de 18,23 (*p-value* 0,0000), confirma que, conjuntamente, todos os coeficientes são significativos (vide Apêndice A).

A Tabela 2, a seguir, apresenta o resultado da estimação na forma de *pooled regression* por mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E), levando em consideração a potencial simultaneidade entre  $X_{it}$  e  $R_{it}$ , além de erros

padrões e covariância robusta à heteroscedasticidade (White). Considera-se que a variável  $R_t$  se refere ao coeficiente de retorno de dezembro e os dados têm periodicidade mensal. Assim,  $R_{t-11}$ , por exemplo, se refere a janeiro do mesmo ano que  $t$  (o mesmo que o coeficiente de retorno de dezembro menos onze meses), enquanto  $R_{t+3}$  corresponde a março do ano seguinte (o mesmo que o coeficiente de retorno de dezembro mais três meses).

Os resultados da Tabela 2 são similares aos encontrados na estimação por MQO, dispostos no Apêndice A. Observa-se que a maioria dos coeficientes é significativa a 1% ou 5%, todavia o retorno acionário de outubro do mesmo ano ( $R_{t-2}$ ) apresenta uma probabilidade superior, de 23,69%, provavelmente pela publicação do resultado do terceiro semestre não ser considerada relevante.

Com base nos resultados da estimação como *pooled regression* por MQ2E, a  $H_1$ , que afirma que a relação entre o lucro líquido e o retorno acionário das empresas brasileiras de capital aberto é dinâmica, não pode ser rejeitada. Todavia, para que as hipóteses sejam analisadas de forma robusta será aplicada ainda a estimação como dados em painel.

**Tabela 2 - Estimação como pooled regression por MQ2E.**

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
C	0,0512	0,0135	3,7879	0,0002
R <sub>t-11</sub>	0,1795	0,0443	4,0465	0,0001
R <sub>t-10</sub>	0,3835	0,1062	3,6130	0,0003
R <sub>t-9</sub>	0,1757	0,0708	2,4834	0,0133
R <sub>t-8</sub>	0,1542	0,0305	5,0511	0,0000
R <sub>t-7</sub>	0,2298	0,0686	3,3503	0,0009
R <sub>t-6</sub>	0,2984	0,0484	6,1609	0,0000
R <sub>t-5</sub>	0,3727	0,0829	4,4967	0,0000
R <sub>t-4</sub>	0,1440	0,0505	2,8498	0,0045
R <sub>t-3</sub>	-0,0949	0,0549	-1,7295	0,0842
R <sub>t-2</sub>	0,1092	0,0922	1,1838	0,2369
R <sub>t-1</sub>	0,1600	0,0849	1,8839	0,0600
R <sub>t</sub>	0,3546	0,1379	2,5711	0,0104
R <sub>t+1</sub>	0,0954	0,0434	2,2011	0,0281
R <sub>t+2</sub>	0,2678	0,0617	4,3373	0,0000
R <sub>t+3</sub>	0,2010	0,0791	2,5400	0,0113
R <sup>2</sup>	0,2709			
R <sup>2</sup> ajustado	0,2543			
Estatística F	16,9375			
Durbin-Watson	1,5408			

Cross-sections incluídas: 75 - Informações *pooled* (balanceadas) totais: 675 - Erro-padrão e covariância *cross-section* de White. Lista de instrumentos: R<sub>t-23</sub>, R<sub>t-22</sub>, R<sub>t-21</sub>, R<sub>t-20</sub>, R<sub>t-19</sub>, R<sub>t-18</sub>, R<sub>t-17</sub>, R<sub>t-16</sub>, R<sub>t-15</sub>, R<sub>t-14</sub>, R<sub>t-13</sub>, R<sub>t-12</sub>, R<sub>t-11</sub>, R<sub>t-10</sub>, R<sub>t-9</sub>, R<sub>t-8</sub>, R<sub>t-7</sub>, R<sub>t-6</sub>, R<sub>t-5</sub>, R<sub>t-4</sub>, R<sub>t-3</sub>, R<sub>t-2</sub>, R<sub>t-1</sub>, R<sub>t+1</sub>, R<sub>t+2</sub>, R<sub>t+3</sub>, R<sub>t+4</sub>, R<sub>t+5</sub>, R<sub>t+6</sub>, R<sub>t+7</sub>. Obs.: X<sub>it</sub> = LL<sub>it</sub>/VM<sub>it-1</sub>. LL<sub>it</sub> = lucro líquido do exercício da i-ésima empresa na data t. VM<sub>it-1</sub> = valor de mercado da i-ésima empresa na data t-1. R<sub>it</sub> = retorno acionário mensal da i-ésima empresa na data t. τ = t-m, ..., t-1, t, t+1, ..., t+n. m = número de lags. n = número de leads. α<sub>i</sub> = intercepto da equação (3). β<sub>i</sub> = coeficiente angular da equação (3). u<sub>it</sub> = termo aleatório, no qual u<sub>it</sub> ~ N(0, σ<sup>2</sup>).

## 4.2 ESTIMAÇÃO COMO DADOS EM PAINEL

Para a estimação com dados em painel, inicialmente se faz necessário aplicar o teste de Hausman, apresentado na Tabela 3, para que se estabeleça a utilização de efeitos fixos ou aleatórios.

O resultado do teste de Hausman rejeita a hipótese nula (*p-value* 0,0000) e, conseqüentemente, os dados em painel serão estimados com a utilização de efeitos fixos. Ressalta-se que é presumida a ausência de efeitos temporais na amostra utilizada, devido à dimensão temporal curta do painel.

A Tabela 4 apresenta os resultados da regressão com dados em painel com efeitos fixos estimada por MQO, supondo não simultaneidade entre X<sub>t</sub> e R<sub>t</sub>, com erros padrões e covariância robusta à heteroscedasticidade (White).

Para essa avaliação, inicialmente foram utilizados os coeficientes de retornos de R<sub>t-23</sub> a

R<sub>t+7</sub> que não se mostraram significantes (Apêndice B). Portanto, nesta Seção é apresentada somente a estimação dos coeficientes de retornos entre R<sub>t-11</sub> e R<sub>t+3</sub>.

Observa-se que, com exceção do coeficiente do retorno acionário de outubro do ano corrente (R<sub>t-2</sub>), todos os demais coeficientes são significantes ao nível de 5% (coluna "Prob"). A estatística t, ao nível de 5% de significância bicaudal, na qual valores abaixo de 1,96 são insignificantes, destaca setembro (R<sub>t-3</sub>) e outubro (R<sub>t-2</sub>) não significantes individualmente. A estatística F, com *p-value* de 0,0000, demonstra que os coeficientes são significativos em conjunto.

Os resultados da regressão por MQ2E, com dados em painel com efeitos fixos seccionais e com erros padrões e covariância robusta à heteroscedasticidade (White), levando em consideração a potencial simultaneidade entre X<sub>it</sub> e R<sub>it</sub>, são demonstrados na Tabela 5.

**Tabela 3 - Teste de Hausman.**

Sumário do Teste	Estatística Qui-Quadrado	Qui-Quadrado	Probabilidade
Efeitos aleatórios em <i>cross-section</i>	30,5358	15	0,0101

Tabela 4 - Estimação como dados em painel por MQO.

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
C	-0,0598	0,0075	-7,9882	0,0000
R <sub>t-11</sub>	0,1573	0,0282	5,5767	0,0000
R <sub>t-10</sub>	0,3340	0,0885	3,7722	0,0002
R <sub>t-9</sub>	0,1531	0,0656	2,3337	0,0199
R <sub>t-8</sub>	0,0557	0,0226	2,4697	0,0138
R <sub>t-7</sub>	0,1575	0,0483	3,2594	0,0012
R <sub>t-6</sub>	0,1934	0,0333	5,8119	0,0000
R <sub>t-5</sub>	0,3442	0,0445	7,7274	0,0000
R <sub>t-4</sub>	0,1124	0,0524	2,1447	0,0324
R <sub>t-3</sub>	-0,0915	0,0394	-2,3220	0,0206
R <sub>t-2</sub>	0,1191	0,0818	1,4557	0,1460
R <sub>t-1</sub>	0,1773	0,0495	3,5787	0,0004
R <sub>t</sub>	0,1589	0,0753	2,1117	0,0351
R <sub>t+1</sub>	0,0926	0,0371	2,4935	0,0129
R <sub>t+2</sub>	0,2456	0,0693	3,5448	0,0004
R <sub>t+3</sub>	0,1206	0,0479	2,5197	0,0120
R <sup>2</sup>	0,5567			
R <sup>2</sup> ajustado	0,4892			
Estatística F	8,2529			
Durbin-Watson	1,8559			

Obs.:  $X_{it} = LL_{it}/VM_{it-1}$ .  $LL_{it}$  = lucro líquido do exercício da *i*-ésima empresa na data *t*.  $VM_{it-1}$  = valor de mercado da *i*-ésima empresa na data *t-1*.  $R_{it}$  = retorno acionário mensal da *i*-ésima empresa na data *t*.  $\tau = t-m, \dots, t-1, t, t+1, \dots, t+n$ . *m* = número de lags. *n* = número de leads.  $\alpha_i$  = intercepto da equação (3).  $\beta_i$  = coeficiente angular da equação (3).  $u_{it}$  = termo aleatório, no qual  $u_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ .

Tabela 5 - Estimação como dados em painel por MQ2E.

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
C	-0,0645	0,0122	-5,2662	0,0000
R <sub>t-11</sub>	0,1399	0,0309	4,5275	0,0000
R <sub>t-10</sub>	0,3047	0,0796	3,8290	0,0001
R <sub>t-9</sub>	0,1423	0,0673	2,1148	0,0349
R <sub>t-8</sub>	0,0546	0,0227	2,4014	0,0166
R <sub>t-7</sub>	0,1601	0,0499	3,2083	0,0014
R <sub>t-6</sub>	0,1825	0,0324	5,6348	0,0000
R <sub>t-5</sub>	0,3529	0,0670	5,2638	0,0000
R <sub>t-4</sub>	0,0844	0,0538	1,5688	0,1172
R <sub>t-3</sub>	-0,0758	0,0458	-1,6551	0,0985
R <sub>t-2</sub>	0,1128	0,0952	1,1845	0,2367
R <sub>t-1</sub>	0,1879	0,0627	2,9981	0,0028
R <sub>t</sub>	0,2745	0,1710	1,6050	0,1090
R <sub>t+1</sub>	0,0879	0,0404	2,1757	0,0300
R <sub>t+2</sub>	0,2341	0,0618	3,7869	0,0002
R <sub>t+3</sub>	0,1176	0,0451	2,6072	0,0094
R <sup>2</sup>	0,5489			
R <sup>2</sup> ajustado	0,4802			
Estatística F	8,0869			
Durbin-Watson	1,8914			

Obs.:  $X_{it} = LL_{it}/VM_{it-1}$ .  $LL_{it}$  = lucro líquido do exercício da *i*-ésima empresa na data *t*.  $VM_{it-1}$  = valor de mercado da *i*-ésima empresa na data *t-1*.  $R_{it}$  = retorno acionário mensal da *i*-ésima empresa na data *t*.  $\tau = t-m, \dots, t-1, t, t+1, \dots, t+n$ . *m* = número de lags. *n* = número de leads.  $\alpha_i$  = intercepto da equação (3).  $\beta_i$  = coeficiente angular da equação (3).  $u_{it}$  = termo aleatório, no qual  $u_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ .

Os resultados demonstrados na Tabela 5 são, em princípio, os que apresentam maior robustez, pois consideram a simultaneidade entre lucro líquido e retorno (com a utilização de mínimos quadrados em dois estágios), a heterogeneidade da amostra (com a aplicação dos dados em

painel com efeitos fixos) e a heteroscedasticidade dos resíduos (utilizando erros padrões de White).

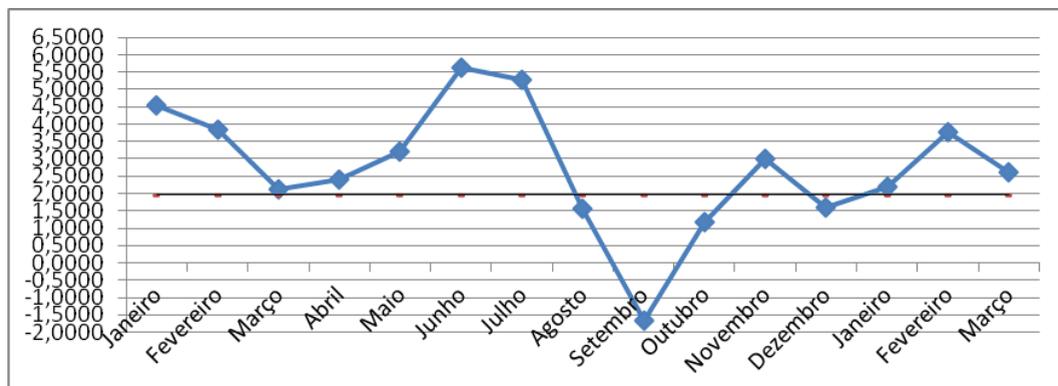
Os coeficientes são significantes em conjunto, conforme o teste F (prob. 0,0000). São, também,

significantes individualmente (estatísticas  $t$  superiores a 1,96), com exceção dos coeficientes dos retornos de agosto ( $R_{t-4}$ ), setembro ( $R_{t-3}$ ), outubro ( $R_{t-3}$ ) e dezembro ( $R_t$ ) – que apresentaram, respectivamente, as seguintes estatísticas  $t$ : 1,5688; -1,6551; 1,1845; 1,6050. A estatística Durbin-Watson (1,9) permite rejeitar a hipótese nula de autocorrelação dos resíduos.

O resultado revela que o mercado inicia a precificação da ação em janeiro, em relação ao lucro líquido esperado do final do exercício. Ao longo dos meses seguintes, a relação entre retorno e lucro líquido esperado é mantida até julho. Nos meses de agosto, setembro e outubro, a relação torna-se não significativa, possivelmente porque não houve novas informações que alterassem a precificação. No mês de novembro, a relação lucros-retornos volta

a ser significativa, mas deixa de sê-lo em dezembro. Nos três primeiros meses do exercício seguinte, a relação lucros-retornos volta a ser fortemente significativa.

Para demonstrar a estrutura temporal entre o retorno acionário e o lucro líquido esperado no término do exercício, é apresentado o Gráfico 1, que demonstra as estatísticas  $t$  dos retornos mensais ao longo do exercício. Ao nível de confiança de 5%, bicaudal, valores abaixo de 1,96 não são significantes. O Gráfico indica que as relações mais significantes ocorrem no início do ano (janeiro/fevereiro), no meio do ano (junho/julho) e em fevereiro do ano seguinte. Outrossim, as relações menos significantes ocorrem entre o terceiro e o quarto trimestres, com exceção de novembro que se apresenta significativa.



**Gráfico 1 - Estatísticas  $t$  dos retornos mensais ao longo do exercício ( $R_{t-11}$  a  $R_{t+3}$ ).**

Os coeficientes dos retornos anteriores a janeiro do mesmo ano ( $R_{t-11}$ ), bem como os posteriores a março do ano seguinte ( $R_{t+3}$ ), não são significantes (vide Apêndice B)

A primeira hipótese, que estabelece que a relação entre o lucro líquido e o retorno acionário das empresas brasileiras de capital aberto é dinâmica, isto é, distribuída ao longo do tempo, não pôde ser rejeitada. A estimação com dados em painel por mínimos quadrados em dois estágios (Tabela 5) demonstra que a partir de janeiro do ano corrente os retornos acionários já refletem as informações a respeito do lucro do exercício corrente a ser divulgado no primeiro trimestre do exercício seguinte, corroborando que a relação lucros-retornos é distribuída no tempo.

A segunda hipótese, que conjectura que o mercado se antecipa à formação do lucro líquido do exercício precificando as ações ao longo do ano, de modo que os retornos lideram o lucro líquido, não pôde ser rejeitada. A estimação com dados em painel por mínimos quadrados em dois estágios (Tabela 5) demonstra que apenas nos meses de agosto ( $p$ -value 0,1172), setembro ( $p$ -value 0,0985), outubro ( $p$ -value 0,2367) e dezembro ( $p$ -value 0,1090) a relação entre retornos e lucros não é significativa ao longo do exercício.

Por fim, a última hipótese, que pressupõe que o mercado se antecipa à divulgação do lucro líquido e continua ajustando a precificação das ações no período entre o término do exercício e

a divulgação do lucro líquido também não pôde ser rejeitada. De acordo com a análise dos dados foram encontrados valores significativos na relação lucros-retornos após o encerramento do exercício: janeiro com  $p$ -value de 0,0300, fevereiro com  $p$ -value de 0,0002 e março com  $p$ -value de 0,0094.

De tal modo, os resultados encontrados com base na amostra utilizada contribuem para a literatura sobre a relação entre o lucro e o retorno ao estabelecer que essas variáveis interagem não de forma estática, como testado em estudos anteriores (BALL; BROWN, 1968; BEAVER, 1968; BEAVER, LAMBERT, MORSE, 1980), mas sim de maneira dinâmica.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Frente à importância de estudos que integrem à contabilidade as teorias financeiras e econômicas e considerando-se a relevância de trabalhos que reexaminem os paradigmas das pesquisas entre lucros e retornos, a presente pesquisa objetivou identificar empiricamente a dinâmica da relação entre lucros líquidos e retornos acionários das empresas brasileiras de capital aberto.

A metodologia se baseou na regressão reversa entre lucros e retornos na qual o lucro líquido está linearmente relacionado aos retornos acionários passados e aos retornos acionários futuros esperados. Os parâmetros foram estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários e pelo método dos mínimos quadrados em dois estágios aplicados por meio de *pooled regression* e com dados em painel.

As conclusões para a amostra selecionada no período entre 2001 e 2009 sugerem que a relação entre o lucro líquido e o retorno acionário das empresas brasileiras é dinâmica. Ademais, o mercado se antecipa à formação do lucro líquido precificando as ações ao longo e após o encerramento do exercício. A estrutura de *lead-lag* entre os retornos acionários e os lucros líquidos contábeis sugere que os lucros futuros explicam parte da variação corrente nos retornos acionários, não explicada pelos lucros correntes.

Em todas as estimações (*pooled data* e dados em painel por MQO e por MQ2E) o mês de outubro do ano da formação do lucro líquido não se mostrou significativo ( $p$ -value maior que 0,05 ao nível de 5% de significância), talvez em decorrência da divulgação do resultado do terceiro trimestre ser a menos considerada já que ocorre às vésperas da publicação do resultado do exercício. Na análise com maior robustez (dados em painel utilizando mínimos quadrados em dois estágios), os meses de agosto, setembro, outubro e dezembro não se mostraram significantes. Isso se deve, possivelmente, ao não reconhecimento pelo mercado de dados que alterem a precificação. Nos três primeiros meses do exercício seguinte, a relação lucros-retornos volta a ser fortemente significativa.

Por fim foi observado que o mercado continua ajustando a precificação das ações no período entre o término do exercício e a divulgação do lucro líquido: foi encontrada significância nos meses de janeiro ( $p$ -value 0,0300), fevereiro ( $p$ -value 0,0002) e março ( $p$ -value 0,0094) do ano seguinte.

As três hipóteses estabelecidas não puderam ser rejeitadas: (i) A relação entre o lucro líquido e o retorno acionário das empresas brasileiras de capital aberto é dinâmica: a partir de janeiro do ano corrente os retornos acionários já refletem as informações a respeito do lucro do fim do exercício, corroborando que a relação lucros-retornos é distribuída no tempo. (ii) O mercado se antecipa à formação do lucro líquido do exercício precificando as ações ao longo do exercício, de modo que os retornos lideram o lucro líquido: apenas nos meses de agosto ( $p$ -value 0,1172), setembro ( $p$ -value 0,0985), outubro ( $p$ -value 0,2367) e dezembro ( $p$ -value 0,1090) a relação entre retornos e lucros não é significativa ao longo do exercício. (iii) O mercado se antecipa à divulgação do lucro líquido e continua ajustando a precificação das ações no período entre o término do exercício e a divulgação do lucro líquido: os valores da relação lucros-retornos após a publicação do resultado do exercício são significativos: janeiro com  $p$ -value de 0,0300, fevereiro com  $p$ -value de 0,0002 e março com  $p$ -value de 0,0094.

De modo geral, as conclusões estão de acordo com aquelas obtidas por Collins e Kothari (1989) e Kallunki e Martikainen (1997). Os resultados obtidos são relevantes para a literatura dos estudos sobre lucros contábeis e retornos acionários, contribuindo para o entendimento de que essa relação é dinâmica e não estática conforme se buscava demonstrar em estudos iniciais sobre o assunto (BALL; BROWN, 1968; BEAVER, 1968). O trabalho também traz contribuições inovadoras às descobertas de Collins e Kothari (1989) e Kallunki e Martikainen (1997), ao utilizar retornos de forma desagregada ao invés de em blocos.

As conclusões desta pesquisa são limitadas a amostra utilizada. O proceder metodológico não permite que sejam feitas extrapolações. Entretanto, ressalta-se que, tendo em vista a robustez das análises, acredita-se que há uma possibilidade de que esses achados possam refletir a realidade do Brasil, ao menos quanto ao espaço temporal utilizado.

Como sugestão para estudos futuros, seria interessante testar a relação dinâmica lucros-retornos utilizando-se um modelo VAR (vetores autorregressivos) e testes de causalidade Granger com dados trimestrais, de modo a confirmar os resultados aqui obtidos e detalhar melhor a causalidade entre lucros e retornos.

## REFERÊNCIAS

- BALL, R. SHIVAKUMAR, L. How much new information is there in earnings? **Journal of Accounting Research**, v. 46, n. 5, p. 975-1016, dez. 2008.
- BALL, R.; BROWN, P. An empirical evaluation of accounting income numbers. **Journal of Accounting Research**, v. 6, n. 6, p. 159-178, outono, 1968.
- BASU, S. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. **Journal of Accounting and Economics**, v. 24, n. 1, p. 3-37, dez. 1997.
- BEAVER, W. H. Perspectives on Recent Capital Market Research, **The Accounting Review**, v. 77, n. 2, p. 453-474, abr. 2002.
- BEAVER, W. H. The information content of annual earnings announcements, **Journal of Accounting Research**, v. 6, p. 67-92, abr. 1968.
- BEAVER, W. H.; LAMBERT, R.; MORSE, D. The information content of security prices. **Journal of Accounting and Economics**, v. 2, n. 1, p. 3-28, mar. 1980.
- BEAVER, W. H.; LAMBERT, R.; RYAN, S. The information content of security prices: a second look. **Journal of Accounting and Economics**, v. 9, n. 2, p. 139-157, jul. 1987.
- BERNARD, V. L.; THOMAS, J. K. Evidence that stock prices do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings. **Journal of Accounting and Economics**, v. 13, n. 4, p. 305-340, dez. 1990.
- BILLINGS, B. K. Revisiting the relation between the default risk of debt and the earnings response coefficient. **The Accounting Review**, v. 74, n. 4, p. 509-522, out. 1999.
- BOLSA DE VALORES DE SÃO PAULO E BOLSA DE MERCADORIAS E FUTUROS – **BM&FBOVESPA**. 2011. Disponível em: <<http://www.bmfbovespa.com.br>>. Acesso em: 22 maio 2011
- BRASIL. LEI N.º 11.638 de 28 de dezembro de 2007. Altera e revoga dispositivos da Lei nº 6.404, de 15 de dezembro de 1976, e da Lei nº 6.385, de 7 de dezembro de 1976, e estende às sociedades de grande porte disposições relativas à elaboração e divulgação de demonstrações financeiras. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Brasília, DF, 28 de dez. 2007. Disponível em: <[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/\\_ato2007-2010/2007/lei/11638.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2007/lei/11638.htm)>. Acesso em 12 jan. 2011.
- BRASIL. LEI N.º 11.941 de 27 de maio de 2009. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Brasília, DF, 28 de maio 2009. Disponível em: <[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/\\_ato2007-2010/2007/lei/11638.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2007/lei/11638.htm)>. Acesso em: 12 jan. 2011.

- BRASIL. LEI N.º 6.404 de 15 de dezembro de 1976. Dispõe sobre as sociedades por ações. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Brasília, DF, 15 de dez. 1976. Disponível em: <[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/Leis/L6404consol.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/Leis/L6404consol.htm)>. Acesso em: 12 jan. 2011.
- BROOKS, C. **Introductory econometrics for finance**. 2. ed. Cambridge: Cambridge University Press, 2008.
- CAHAN, S.; EMANUEL, D.; SUN, J. The effect of earnings quality and country-level institutions on the value relevance of earnings. **Review of Quantitative Finance and Accounting**, v. 33, n. 4, p. 371-391, nov. 2009.
- CAMPOS, O. V.; LAMOUNIER, W. M.; BRESSAN, V. G. F. Retornos da ações e o lucro: avaliação da relevância da informação contábil, **Revista Contabilidade e Organizações**, v. 6, n. 16, p. 20-38, 2012
- CHAMBERS, D.; FREEMAN, R.; KOCH, A. The effect of risk on price responses to unexpected earnings. **Journal of Accounting, Auditing and Finance**, v. 20, n. 4, p. 461-482, 2005.
- CHRISTIE, A. A. On cross-sectional analysis in accounting. **Journal of Accounting and Economics**, v. 9, p. 231-258, 1987.
- COLLINS, D. W.; KOTHARI, S. P. An analysis of intertemporal and cross-sectional determinants of earnings response coefficients. **Journal of Accounting and Economics**, v. 11, n. 2-3, p. 143-181, jul. 1989.
- CREADY, W. M.; HURTT, D. N.; SEIDA, J. A. Applying reverse regression techniques in earnings–return analyses. **Journal of Accounting and Economics**, v. 30, n. 2, p. 227-240, out. 2001.
- DHALIWAL, D. S.; REYNOLDS, S. S. The effect of the default risk of debt on the earnings response coefficient. **The Accounting Review**, v. 69, n. 2, p. 412-419, abr. 1994.
- EASTON, P. D.; SOMMERS, G. A. Scale and the scale effect in market-based accounting research, **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 30, n. 1-2, jan./mar. 2003.
- FREEMAN, R.; TSE, S. A nonlinear model of security price response to unexpected earnings. **Journal of Accounting Research**, v. 30, n. 2, p. 185-209, outono 1992.
- FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS – FGV. Comitê de Datação de Ciclos Econômicos – CODACE. **Reunião Codace**. Dez. 2009. Disponível em: <<http://portalibre.fgv.br/lumis/portal/file/fileDownload.jsp?fileId=8A7C823326CD886101273EDBFF973A84>>. Acesso em: 20 dez. 2011.
- GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 6. ed. Pearson: New Jersey, 2008.
- HAYN, C. The information content of losses. **Journal of Accounting and Economics**, v. 20, n. 2, p. 125-153, 1995.
- HEIJ, C.; DE BOER, P.; FRANSES, P. H.; KLOEK, T.; VAN DIJK, H. K. **Econometric methods with applications in business and economics**. Reino Unido: Oxford University Press, 2004.
- HSIAO, C. **Analysis of panel data**. 2. ed. Reino Unido: Cambridge University Press, 2003.
- JONES, J.; MORTON, R.; SCHAEFER, T. Valuation implications of investments opportunities and earnings permanence. **Review of Quantitative Finance and Accounting**, v. 15, n. 1, p. 21-35, jul. 2000.
- JORGENSEN, B.; LI, J.; SADKA, G. Earnings dispersion and aggregate stock returns. **Journal of Accounting and Economics**, publicado *on line*. Disponível em: <[www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0165410111000486](http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0165410111000486)>. Acesso em: 19 ago. 2011.
- KALLUNKI, J.; MARTIKAINEN, T. The lead-lag structure of stock returns and accounting earnings: implications to the returns-earnings relation in Finland. **International Review of Financial Analysis**, v. 6, n. 1, p. 37-47, 1997.
- KHAN, M.; WATTS, R. L. Estimation and empirical properties of a firm-year measure of

- accounting conservatism. **Journal of Accounting and Economics**, v. 48, p. 132-150, 2009.
- KORMENDI, R.; LIPE, R. Earnings innovations, earnings persistence and stock returns. **Journal of Business**, v. 60, n. 2, p. 323-345, jul. 1987.
- KOTHARI, S. P. Price-earnings regressions in the presence of prices leading earnings. **Journal of Accounting and Economics**, v. 15, n. 2-3, p. 173-202, ago. 1992.
- KOTHARI, S. P.; LEWELLEN, J.; WARNER, J. B. Stock returns and aggregate earnings surprises, and behavioral finance. **Journal of Financial Economics**, v. 79, p. 537-568, 2006.
- LEV, B. On the usefulness of earnings and earnings research: lessons and directions from two decades of empirical research. **Journal of Accounting Research**, v. 27, p. 153-192, suplemento, 1989.
- LEV, B.; THIAGARAJAN, R. Fundamental information analysis. **Journal of Accounting Research**, v. 31, n. 2, p. 190-215, outono, 1993.
- LEV, B.; ZAROWIN, P. The boundaries of financial reporting and how to extend them. **Journal of Accounting Research**, v. 37, n. 2, p. 353-385, outono, 1999.
- LIM, S. C.; PARK, T. The declining association between earnings and returns: diminishing value relevance of earnings or noisier markets? **Management Research Review**, v. 34, n. 8, p. 947-961, 2011.
- LIPE, R.; KORMEDI, R. Mean reversion in annual earnings and its implications for security valuation. **Review of Quantitative Finance and Accounting**, v. 4, n. 1, p. 27-46, 1994.
- LUNDHOLM, R.; MYERS, L. A. Bringing the future forward: the effect of disclosure on the returns-earnings relations. **Journal of Accounting Research**, v. 40, n. 3, p. 809-839, jun. 2002.
- MARTINEZ, A. L. Análise da surpresa dos analistas ao anúncio dos resultados contábeis: evidências empíricas para as companhias abertas brasileiras. In: CONGRESSO USP DE CONTABILIDADE E CONTROLADORIA, IV, 2004, São Paulo. **Anais eletrônicos...** São Paulo: 2004. Disponível em: <<http://www.congressosp.fipecafi.org/artigos42004/161.pdf>>. Acesso em: 13 abr. 2011.
- MOREIRA, R. L.; COLAUTO, R. D.; AMARAL, H. F. Conservadorismo condicional: estudo a partir de variáveis econômicas. *Revista Contabilidade & Finanças - USP*, v. 21, n. 54, p. 64-84, set-dez, 2010.
- NICHOLS, D. C.; WAHLEN, T. M. How do earnings numbers relate to stock returns? A review of classic accounting research with updated evidence. **Accounting Horizons**, v. 18, n. 4, p.263. -286, dez. 2004.
- ORTOLAN, V. B. **Uma investigação da reação dos retornos das ações às divulgações de resultados de empresas de capital aberto, no Brasil e no México**. 2007. 94 f. Dissertação (Mestrado em Administração de Organizações) – Departamento de Administração da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, 2007.
- PEREIRA, C. C. **Efeito das notícias pré-divulgadas no lucro: uma análise no setor de metalurgia e siderurgia brasileiro**. 2006. 91 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) – Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós- Graduação em Ciências Contábeis da Universidade de Brasília, Universidade Federal da Paraíba, Universidade Federal de Pernambuco e Universidade Federal do Rio Grande do Norte, 2006.
- PIMENTEL, R. C. **Accounting earnings properties and determinants of earnings response coefficient in Brazil**. 2009. 172 f. Tese (Doutorado em Contabilidade) – Curso de Pós-graduação em Contabilidade e Atuária. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2009.
- RYAN, S. G.; ZAROWIN, P. A. Why has the contemporaneous linear returns-earnings

relations declined? **The Accounting Review**, v. 78, n. 2, p. 523-553, abr. 2003.

SANTOS, M. A. C; LUSTOSA, P. R. B. O efeito dos componentes do lucro contábil no preço das ações. **Revista UnB Contábil**, v. 11, n. 1-2, p. 87-103, jan./dez. 2008.

SARLO NETO, A. **A reação nos preços das ações a divulgação dos resultados contábeis: evidências empíricas sobre a capacidade informacional da contabilidade no mercado acionário brasileiro.** 2004. 74f. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) – Fundação Instituto Capixaba de Pesquisas em Contabilidade, Economia e Finanças:

FUCAPE. Espírito Santo, 2004.

TAKAMATSU, R. T.; LAMOUNIER, W. M.; COLAUTO, R. D. Impactos da divulgação de prejuízos nos retornos de ações de companhias participantes do Ibovespa. **Revista Universo Contábil**, v. 4, n. 1, p. 46-63, jan./mar. 2008.

#### Endereço dos Autores:

Universidade de Brasília  
Campus Universitário Darcy Ribeiro  
Prédio da FACE, Salas B1-02  
Brasília – DF – Brasil  
70910-900

## Apêndice A: Estimação por mínimos quadrados ordinários

Tabela 6: Estimação como pooled regression por MQO

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
C	0,0534	0,0124	4,3022	0,0000
R <sub>t-11</sub>	0,1670	0,0399	4,1847	0,0000
R <sub>t-10</sub>	0,4090	0,1050	3,8970	0,0001
R <sub>t-9</sub>	0,1892	0,0692	2,7329	0,0064
R <sub>t-8</sub>	0,1567	0,0286	5,4834	0,0000
R <sub>t-7</sub>	0,2383	0,0774	3,0798	0,0022
R <sub>t-6</sub>	0,3063	0,0486	6,3028	0,0000
R <sub>t-5</sub>	0,3952	0,0741	5,3337	0,0000
R <sub>t-4</sub>	0,1826	0,0634	2,8810	0,0041
R <sub>t-3</sub>	-0,1115	0,0485	-2,2993	0,0218
R <sub>t-2</sub>	0,1310	0,0955	1,3712	0,1708
R <sub>t-1</sub>	0,1616	0,0695	2,3258	0,0203
R <sub>t</sub>	0,2064	0,0605	3,4151	0,0007
R <sub>t+1</sub>	0,0891	0,0372	2,3940	0,0169
R <sub>t+2</sub>	0,2746	0,0645	4,2597	0,0000
R <sub>t+3</sub>	0,2535	0,0694	3,6530	0,0003
R <sup>2</sup>	0,2933			
R <sup>2</sup> ajustado	0,2772			
Estatística F	18,2357			
Durbin-Watson	1,5369			

Tabela 7 - Estimação como dados em painel por MQO.

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
C	-0,0598	0,0075	-7,9882	0,0000
R <sub>t-11</sub>	0,1573	0,0282	5,5767	0,0000
R <sub>t-10</sub>	0,3340	0,0885	3,7722	0,0002
R <sub>t-9</sub>	0,1531	0,0656	2,3337	0,0199
R <sub>t-8</sub>	0,0557	0,0226	2,4697	0,0138
R <sub>t-7</sub>	0,1575	0,0483	3,2594	0,0012
R <sub>t-6</sub>	0,1934	0,0333	5,8119	0,0000
R <sub>t-5</sub>	0,3442	0,0445	7,7274	0,0000
R <sub>t-4</sub>	0,1124	0,0524	2,1447	0,0324
R <sub>t-3</sub>	-0,0915	0,0394	-2,3220	0,0206
R <sub>t-2</sub>	0,1191	0,0818	1,4557	0,1460
R <sub>t-1</sub>	0,1773	0,0495	3,5787	0,0004
R <sub>t</sub>	0,1589	0,0753	2,1117	0,0351
R <sub>t+1</sub>	0,0926	0,0371	2,4935	0,0129
R <sub>t+2</sub>	0,2456	0,0693	3,5448	0,0004
R <sub>t+3</sub>	0,1206	0,0479	2,5197	0,0120
R <sup>2</sup>	0,5567			
R <sup>2</sup> ajustado	0,4892			
Estatística F	8,2529			
Durbin-Watson	1,8559			

## Apêndice B: Estimações Com Retornos Anteriores a $R_{t-11}$ e Posteriores a $R_{t+3}$

**Tabela8 - Estimação como dados em painel por MQ2E.**

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
C	-0.2446	0.2012	-1.2153	0.2248
$R_{t-23}$	0.4916	0.1709	2.8759	0.0042
$R_{t-22}$	0.0101	0.1673	0.0605	0.9518
$R_{t-21}$	-0.1816	0.4497	-0.4037	0.6865
$R_{t-20}$	0.2179	0.1482	1.4702	0.1421
$R_{t-19}$	0.0740	0.2545	0.2908	0.7713
$R_{t-18}$	-0.2989	0.2069	-1.4445	0.1491
$R_{t-17}$	0.4894	0.2659	1.8407	0.0662
$R_{t-16}$	0.1662	0.2382	0.6979	0.4856
$R_{t-15}$	0.0359	0.1692	0.2120	0.8322
$R_{t-14}$	-0.1399	0.3100	-0.4512	0.6520
$R_{t-13}$	-0.1299	0.1342	-0.9681	0.3334
$R_{t-12}$	0.3019	0.3297	0.9155	0.3603
$R_{t-11}$	0.1920	0.2012	0.9540	0.3405
$R_{t-10}$	0.2688	0.2892	0.9296	0.3530
$R_{t-9}$	0.1276	0.1913	0.6671	0.5050
$R_{t-8}$	0.1091	0.1122	0.9721	0.3314
$R_{t-7}$	0.2878	0.1093	2.6333	0.0087
$R_{t-6}$	0.1515	0.1731	0.8751	0.3819
$R_{t-5}$	0.5051	0.2281	2.2144	0.0272
$R_{t-4}$	-0.3377	0.4623	-0.7304	0.4655
$R_{t-3}$	0.1348	0.2158	0.6246	0.5325
$R_{t-2}$	-0.0711	0.5374	-0.1322	0.8949
$R_{t-1}$	-0.0170	0.5908	-0.0288	0.9770
$R_t$	3.5240	3.9647	0.8889	0.3745
$R_{t+1}$	0.0524	0.1605	0.3268	0.7440
$R_{t+2}$	0.2169	0.1097	1.9777	0.0484
$R_{t+3}$	-0.1106	0.3000	-0.3688	0.7124
$R_{t+4}$	0.4691	0.4712	0.9954	0.3199
$R_{t+5}$	-0.2493	0.3168	-0.7869	0.4316
$R_{t+6}$	-0.2824	0.6524	-0.4328	0.6653
$R^2$	0.1248			
$R^2$ ajustado	-0.0349			
Estatística F	7.1475			
Durbin-Watson	1.9859			

Variável dependente: X. Amostra: 2001 2009. Observações incluídas: 9. *Cross-sections* incluídas: 75. Informações *pooled* (balanceadas) totais: 675. Lista de instrumentos:  $R_{t-23}$ ,  $R_{t-22}$ ,  $R_{t-21}$ ,  $R_{t-20}$ ,  $R_{t-19}$ ,  $R_{t-18}$ ,  $R_{t-17}$ ,  $R_{t-16}$ ,  $R_{t-15}$ ,  $R_{t-14}$ ,  $R_{t-13}$ ,  $R_{t-12}$ ,  $R_{t-11}$ ,  $R_{t-10}$ ,  $R_{t-9}$ ,  $R_{t-8}$ ,  $R_{t-7}$ ,  $R_{t-6}$ ,  $R_{t-5}$ ,  $R_{t-4}$ ,  $R_{t-3}$ ,  $R_{t-2}$ ,  $R_{t-1}$ ,  $R_{t+1}$ ,  $R_{t+2}$ ,  $R_{t+3}$ ,  $R_{t+4}$ ,  $R_{t+5}$ ,  $R_{t+6}$ ,  $R_{t+7}$ . Erro-padrão e covariância *cross-section* de White.