



Revista Brasileira de Finanças

ISSN: 1679-0731

rbfin@fgv.br

Sociedade Brasileira de Finanças

Brasil

Afonso da Costa Jr., Newton Carneiro; Meurer, Roberto; Medeiros Cupertino, César  
Existe Alguma Relação entre Retornos Contábeis e Retornos do Mercado de Ações no Brasil?

Revista Brasileira de Finanças, vol. 5, núm. 2, 2007, pp. 233-245

Sociedade Brasileira de Finanças

Rio de Janeiro, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=305824758005>

- 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

# Existe Alguma Relação entre Retornos Contábeis e Retornos do Mercado de Ações no Brasil?

Newton Carneiro Affonso da Costa Jr.\*

Roberto Meurer\*\*

César Medeiros Cupertino\*\*\*

## Resumo

Este artigo examina o relacionamento entre retornos contábeis e retornos do mercado de ações trimestrais de empresas brasileiras. A amostra utilizada consistiu de 97 empresas com ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo durante o período de janeiro de 1995 a março de 2007. Buscou-se identificar a existência de causalidade entre as duas séries de retornos para cada empresa da amostra. Os resultados dos testes de causalidade mostraram que existe evidência marginal de que os retornos contábeis causam, no sentido de Granger, os retornos de mercado, não se detectando causalidade no sentido oposto.

**Palavras-chave:** causalidade de Granger; lucros trimestrais; retornos de mercado; eficiência de mercado.

**Códigos JEL:** G14; M41.

## Abstract

This paper examines the relationship between accounting and stock market returns of Brazilian companies on a quarterly basis. The sample consisted of 97 companies with stocks traded in the São Paulo Stock Exchange from January of 1995 to March of 2007. A Granger causality test was applied to the two return series for each of the sampled companies. The results of the causality tests suggested that there is weak evidence that accounting returns lead stock market returns rather than the reverse.

**Keywords:** Granger causality; quarterly earnings; market returns; market efficiency.

---

Submetido em Outubro de 2007. Aceito em Novembro de 2007.

\*Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Santa Catarina, Campus Universitário - Trindade, Florianópolis, Brasil. Tel: 55 (48) 3331-9458 / 3331-9776. E-mail: newton@cse.ufsc.br

\*\*Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Santa Catarina. E-mail: rmeurer@mbox1.ufsc.br

\*\*\*Departamento de Engenharia de Produção da Universidade Federal de Santa Catarina. E-mail: cupertino.cmc@gmail.com

## 1. Introdução

Desde os trabalhos seminais de Ball e Brown (1968) e Beaver (1968), duas questões fundamentais têm atraído boa parte da literatura empírica da área de finanças e contabilidade. A primeira seria a de como o mercado de ações reage a informações contábeis. E a segunda seria a de *quando* o mercado de ações reage a estas informações. Estas questões têm interessado tanto pessoas que lidam com a elaboração de políticas contábeis (*accounting policy making*) como aquelas que estudam a eficiência dos mercados financeiros.

Aquelas que se interessam pela elaboração de políticas contábeis desejam saber se os dados contábeis trazem informações relevantes para os investidores tomarem suas decisões de alocação de recursos. E, em caso positivo, quais os dados contábeis que seriam mais úteis para essa finalidade. Os interessados na eficiência de mercado querem saber se os ativos financeiros estão sendo apreçados de tal forma que reflitam corretamente as informações veiculadas pelo mercado. Caso o mercado seja ineficiente neste sentido, haveria ativos mal apreçados e, como consequência, uma alocação sub-ótima dos recursos.

Este artigo tem como objetivo, com o uso do teste de causalidade de Granger, verificar o relacionamento entre as séries de retornos contábeis e de retornos de mercado de empresas com ações negociadas em bolsa. Desta maneira, com uma amostra composta por 97 ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa) durante o período de janeiro de 1995 a março de 2007, são realizados testes estatísticos para verificar qual das seguintes situações prevalece no mercado brasileiro: (1) retornos contábeis causam, no sentido de Granger, os retornos de mercado; (2) retornos de mercado causam, no sentido de Granger, os retornos contábeis; (3) existe um mecanismo de feedback (causalidade bidirecional) onde cada variável é influenciada pela outra, simultaneamente; ou (4) as duas variáveis são independentes uma da outra.

O artigo está organizado na seguinte sequência: uma revisão da literatura acerca do tema selecionado; em seguida descreve-se a metodologia empregada, com ênfase na técnica econométrica utilizada para a análise dos dados; os resultados obtidos são comentados e, finalmente, as conclusões e considerações finais são apresentadas.

## 2. Revisão de Literatura

### 2.1 Eficiência de mercado e informação contábil

Para Haugen (2001), um mercado pode ser considerado eficiente se a posse de um conjunto de informações relevantes num período de tempo  $t$ ,  $I_t$ , sobre este mercado não alterar o retorno esperado em se investir no mesmo. Ou seja,

$$(1) E(R_{j(t+1)} / I_t) = E(R_{j(t+1)}) \quad (1)$$

Isto ocorre porque, quando o mercado é eficiente, os preços sempre refletem completa e instantaneamente todas as informações relevantes disponíveis. As-

sim, o preço da ação nesse mercado ajusta-se no exato momento em que essas informações relevantes (que afetam o fluxo de caixa futuro da empresa) tornam-se publicamente disponíveis. Deste modo, o mercado é eficiente em perceber as informações reveladas pelas empresas, em suas demonstrações contábeis, e em ajustar as expectativas de lucratividade futura das respectivas ações. Além disso, num mercado eficiente não há a possibilidade de ocorrer estratégias de negociação baseadas simplesmente em informações passadas e que promovam ganhos anormais ou retornos que excedam os normalmente esperados.

No entanto, conforme ressaltado por Fama (1991), verificar empiricamente a precisão do grau de eficiência do mercado permanece como uma grande dificuldade. Além do mais, como salienta Damodaran (1997), a definição de eficiência de mercado tem que levar em conta tanto o tipo de mercado analisado como o grupo de investidores. É muito improvável que todos os mercados sejam eficientes para todos os grupos de investidores, mas é possível que um determinado mercado (por exemplo, a Bolsa de Valores de São Paulo) seja eficiente com respeito ao investidor médio. É também possível que alguns mercados sejam eficientes e outros não, e também que um mercado seja eficiente em relação a um grupo de investidores e não o seja em relação a outros. Esta última afirmação seria uma consequência direta de alíquotas diferenciadas de impostos e de custos de transação, que confeririam vantagens a alguns investidores em detrimento de outros.

Não obstante, conforme Fama (1970, 1991), o mercado não é estritamente eficiente nem estritamente ineficiente. Na verdade, existem vários níveis de eficiência. De modo que, se o mercado é eficiente em sua forma fraca, não é possível “ganhar do mercado”, ou seja, obter retornos acima do previsto a partir de informações de preços passados. E caso o mercado seja eficiente em sua forma semi-forte, todas as informações públicas já se encontram refletidas nos preços. Assim, não é possível a obtenção de retornos excessivos nesta forma de mercado a partir de análises baseadas simplesmente nos demonstrativos das empresas, índices econômicos e outros informes. E para que o mercado seja considerado eficiente em sua forma forte, é preciso que todas as informações públicas e privadas já se encontrem refletidas nos preços dos títulos.

O que se observa é um grande número de estudos, na literatura de finanças, direcionados para a análise do tempo de reação do mercado de capitais a eventos como publicações de lucros, dividendos e desdobramento (*splits*) de ações, que correspondem aos testes de eficiência na sua forma semi-forte. E, desde a década de 1970, a técnica largamente utilizada para tal investigação é a técnica denominada de “estudo de evento”, que procura, basicamente, constatar a existência de retornos excessivos, ou seja, os que se apresentam acima do esperado nas proximidades do evento (Fama, 1991).

Os estudos sobre a relevância da publicação de dados contábeis e financeiros aplicado ao mercado de capitais brasileiro seguiram a tendência acima descrita. O trabalho seminal, no mercado brasileiro, foi o publicado por Paula Leite e Sanvicente (1990), que ampliaram o clássico estudo realizado no mercado norte

americano por Ball e Brown (1968) a respeito do relacionamento entre variações nos lucros anuais e os retornos das ações. Tanto o trabalho de Ball e Brown, nos EUA, como o trabalho de Paula Leite e Sanvicente, no Brasil, mostraram que as demonstrações contábeis anuais (no Brasil foi o valor patrimonial da ação, entre outras variáveis contábeis encontradas nos balanços anuais) não possuem valor informacional. No caso de Ball e Brown, eles mostraram que os preços são indicadores antecedentes dos lucros, cunhando este fenômeno com a expressão, muito conhecida em finanças, *"prices lead earnings"*. Esta expressão significa que as informações refletidas nas expectativas de mercado e, portanto nos preços, são mais ricas que aquelas nas séries passadas de lucros contábeis. Joy et alii (1977) e Aharony e Swary (1980), utilizando cotações diárias e intra-day, também obtiveram resultados favoráveis à eficiência semi-forte, para lucros trimestrais, no mercado norte americano.

Contudo, contrariando os resultados acima descritos, Watts (1978) mostrou, para o mercado norte americano, que uma estratégia sem risco constituída da compra de ações cujas empresas obtiveram lucros trimestrais acima do esperado e da venda a descoberto de ações de empresas que tiveram lucros abaixo do esperado possibilita a obtenção de lucros anormais significativos tanto no trimestre de publicação dos balanços, como também no trimestre seguinte, sugerindo que o mercado de ações reage de forma defasada, evidenciando um mercado não eficiente em sua forma semi-forte, ou seja, *"earnings lead prices"*.

Também, corroborando os resultados de Watts (1978), Rendleman et alii (1982) mostram, nos EUA, que os preços das ações iniciam uma reação até 20 dias antes das publicações de lucros trimestrais. No entanto, quando os lucros publicados são extremos (ou muito bons ou muito ruins) o mercado de ações continua a reagir a esses valores por um período de até 90 dias após o anúncio. Segundo os autores, estes resultados são incompatíveis com um mercado eficiente na sua forma semi-forte.

Enfim, o que se pode inferir a partir dos resultados acima, é que a relação entre lucros contábeis e retornos de ações é ainda muito controversa, mesmo num mercado desenvolvido como o norte americano. Alguns estudos sugerem que os preços são indicadores antecedentes dos lucros e outros sugerem o oposto.

No Brasil, Schiehl (1996) mostrou, via estudo de evento, que a publicação de demonstrações financeiras, anuais e trimestrais, produziu, durante o período estudado, efeitos significativos no comportamento do preço de suas ações. Perobelli e Ness Jr. (2000), utilizando cotações diárias de ações e informações contábeis trimestrais, mostraram que o mercado reage rapidamente em relação à publicação de lucros acima do esperado, mas nada constataram em relação às publicações de lucros abaixo do esperado.

Lima e Terra (2006), também utilizando dados diários de preços de ações, investigaram, via estudo de evento, o conteúdo informacional de informações contábeis anuais e trimestrais durante o período de 1995 a 2002, de empresas com ações negociadas na Bovespa. Os seus resultados não detectaram retornos anor-

mais em torno do dia das publicações. Porém, quando dividiram a amostra em empresas que apresentaram prejuízo e empresas que apresentaram lucro, identificaram retornos anormais significativos para cada uma destas subamostras.

Desta forma, como o presente artigo aplica metodologia diferente dos acima mencionados no caso do Brasil, espera-se proporcionar, a partir dos resultados encontrados, maiores subsídios para compreender o relacionamento entre retornos contábeis e de mercado.

## 2.2 Testes de causalidade e eficiência de mercado

Uma metodologia alternativa ao estudo de evento, possível de ser empregada para se verificar a rapidez e a direção com que as informações são veiculadas pelo mercado financeiro é aquela baseada na técnica desenvolvida por Granger (1969).

O'Hanlon (1991) verifica a relação no tempo entre retornos contábeis e as variações de preço no mercado acionário de empresas do Reino Unido, para períodos anuais. Com isso, este autor examina a eficiência informacional do mercado de capitais britânico na sua resposta à chegada de informações consideradas relevantes. Para tal exame, utiliza dados financeiros e contábeis de 222 empresas, no período de 1968 a 1987. Através do teste de causalidade de Granger, verifica que há uma causalidade bidirecional entre retornos contábeis e retornos de mercado, mas que, das duas variáveis, os retornos contábeis apresentam significância estatística maior no sentido de causar ou liderar os retornos de mercado do que o oposto.

Em trabalho similar realizado no mercado de ações australiano, Allen et alii (1995), aplicam esta mesma metodologia para 104 empresas durante o período de 1965 a 1984, obtendo resultados semelhantes aos de O'Hanlon, ou seja, mostraram que apesar de detectarem uma causalidade bidirecional, houve maior tendência no sentido dos retornos contábeis liderarem os retornos de mercado.

## 3. Coleta de Dados e Metodologia

### 3.1 Seleção da amostra

Através do banco de dados da empresa Economática, selecionaram-se os dados das empresas com ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo para o período compreendido entre janeiro de 1995 a março de 2007. Com isso, separaram-se as variáveis retorno sobre o patrimônio líquido (ROE) e preço das ações, com 49 observações trimestrais para cada variável. Optou-se por este período de tempo devido à estabilização econômica após o Plano Real.

A amostra inicial ficou composta por 49 observações (49 trimestres) para cada uma das 464 empresas existentes na Bovespa, ou seja, 22.736 observações ao todo. No entanto, como não foram encontrados dados de lucros líquidos, de patrimônio líquido e de preços das ações para todas essas empresas ao longo do período em foco, eliminou-se da amostra aquelas empresas onde não se conseguiu calcular pelo menos de 10 observações consecutivas e sincrônicas de retornos contábeis

e retornos de mercado. Assim, a amostra ficou reduzida a 97 ações, sendo que quando uma empresa apresentava mais de uma classe de ações, escolheu-se aquela de maior liquidez ao longo do período estudado. Com este procedimento procurou-se eliminar, ou pelo menos minorar, o chamado viés de sobrevivência, pois a amostra não foi composta, necessariamente, por ações que apresentassem todos os dados ao longo do período analisado. Aliás, foram poucas as empresas que apresentaram todos os dados requeridos ao longo do período.

A tabela 1, a seguir, apresenta a distribuição das empresas por setor de atividade da amostra final. Nesta tabela, verifica-se que as empresas contidas na amostra final estão distribuídas entre mais de 15 setores de atividades.

**Tabela 1**  
Empresas por setor

Setor	Nº Empresas	Setor	Nº Empresas
Agropecuária e Pesca	1	Papel e Celulose	4
Alimentos e Bebidas	5	Petróleo e Gás	7
Comércio	4	Química	10
Eletroeletrônicos	4	Siderurgia e Metalurgia	14
Energia Elétrica	16	Telecomunicações	13
Máquinas Industriais	3	Têxtil	7
Mineração	2	Veículos e peças	6
Minerais não Metálicos	1	Total	97

Observação: classificação de acordo com o banco de dados da Economatica.

Assim, com o uso do software de econometria Eviews 5.0, tornou-se possível a aplicação dos testes de causalidade de Granger para as variáveis selecionadas, além de verificar, através de testes de raiz unitária, a estacionariedade das séries.

### 3.2 Metodologia

Com a finalidade de testar a existência de causalidade no sentido de Granger entre duas séries de tempo, estimam-se as regressões:

$$X_t = \sum_{i=1}^n a_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n b_j X_{t-j} + \epsilon_t \quad (2)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^n c_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n d_j Y_{t-j} + \psi_t \quad (3)$$

A hipótese nula é  $H_{0X} : \sum a_i = 0$  para a primeira equação e  $H_{0Y} : \sum c_i = 0$  para a segunda.

Dessa forma, segundo Gujarati (2000), a fim de que a hipótese nula seja testada e para que se defina o número de defasagens, utiliza-se o teste  $F$  com  $x$  e  $(n - k)$  graus de liberdade no numerador e denominador, respectivamente. Seu valor é calculado pela equação abaixo:

$$F = \frac{\frac{(SQR_R - SQR_{IR})}{x}}{\frac{SQR_{IR}}{(n-k)}} \quad (4)$$

onde  $SQR_R$  é a soma dos quadrados dos resíduos da regressão restrita, que é aquela realizada entre uma variável e suas defasagens;  $SQR_{IR}$  é a soma dos quadrados dos resíduos da regressão irrestrita, que é aquela representada tanto pela equação (2) como pela equação (3) apresentadas anteriormente;  $x$  é o número de termos defasados da variável  $X$ ,  $n$  é o número de observações de cada uma das séries temporais e  $k$  é número de parâmetros estimados na regressão irrestrita.

No caso de se rejeitar  $H_{0X}$  e não se rejeitar  $H_{0Y}$ , há uma causalidade unilateral de  $Y$  para  $X$ ; no caso em que a situação se inverte, com a não rejeição de  $H_{0X}$  e a rejeição de  $H_{0Y}$ , a causalidade de Granger é unilateral de  $X$  para  $Y$ ; no caso em que ambas hipóteses são rejeitadas, há uma causalidade de Granger bilateral; e quando as duas hipóteses não são rejeitadas, não existe causalidade de Granger entre as duas variáveis, e elas são ditas independentes.

Para o teste de causalidade de Granger é necessário que as séries sejam estacionárias, ou seja, não apresentem raiz unitária. Para testar a presença de raiz unitária utilizam-se os testes desenvolvidos por Dickey e Fuller (1981), especificamente o teste Dickey-Fuller aumentado (ADF).

### 3.3 Cálculo do retorno sobre o patrimônio líquido (ROE) e do retorno de mercado (RET)

O retorno sobre o patrimônio líquido da empresa  $i$  ( $ROE_i$ ), no trimestre  $t$ , foi obtido pela fórmula:

$$ROE_{it} = \frac{LL_{it}}{(PL_{it} + PL_{i(t-1)})/2} \quad (5)$$

onde  $LL_{it}$  é o lucro líquido da empresa  $i$  no trimestre  $t$  e  $PL_{it}$  é o patrimônio líquido da empresa  $i$  no trimestre  $t$ .

O cálculo do retorno das ações da empresa  $i$  ( $RET_i$ ), no trimestre  $t$ , foi obtido por:

$$RET_{it} = \frac{(P_{it} - P_{i(t-1)})}{P_{i(t-1)}} \quad (6)$$

onde  $P_{it}$  é o preço de fechamento da ação da empresa  $i$  no trimestre  $t$ .

De acordo com as fórmulas acima, tanto os retornos contábeis como os retornos de mercado são considerados em termos percentuais.

### 3.4 O modelo

Pelo teste de causalidade de Granger, assume-se que a informação relevante para a predição das variáveis ROE e RET está contida apenas nas séries de tempo das duas variáveis. Deste modo, uma série de tempo estacionária ROE causa, no sentido de Granger, outra série estacionária RET, se melhores predições estatisticamente significantes de RET podem ser obtidas com a inclusão de valores defasados de ROE na equação.



Em termos mais formais, o modelo é testado pela estimação das seguintes regressões:

$$ROE_{it} = \sum_{i=1}^m a_{ni} RET_{n(t-i)} + \sum_{j=1}^m b_j ROE_{n(t-j)} + \epsilon_{nt} \quad (7)$$

$$RET_{it} = \sum_{i=1}^m c_{ni} ROE_{n(t-i)} + \sum_{j=1}^m d_j RET_{n(t-j)} + \psi_{nt} \quad (8)$$

onde se assume que os resíduos não sejam correlacionados.

#### 4. Resultados e Discussão

Antes de se proceder ao teste de causalidade de Granger é necessário verificar se as variáveis são estacionárias, conforme explicado anteriormente. Com a realização do teste ADF, a hipótese nula de raiz unitária foi rejeitada ao nível de significância de 5% para todas as séries de retornos, com exceção de uma. Para as séries de retornos contábeis, 11 não rejeitaram a hipótese nula de ausência de raiz unitária. Dado o pequeno tamanho das amostras, em que há viés pela aceitação da existência de raiz unitária, considerou-se que todas as séries são estacionárias. Estas estatísticas não são apresentadas no trabalho, mas podem ser pedidas aos autores. Desta maneira, garantiu-se a estacionariedade das séries, sendo a próxima etapa a realização do teste de causalidade para cada uma das 97 ações da amostra.

As séries foram também ajustadas para uma possível sazonalidade, no caso das séries de lucros trimestrais. Apenas cinco, das 97 séries de ROE precisaram ser dessazonalizadas.

A tabela 2 apresenta os valores da estatística  $F$  para cada ação analisada. Observa-se que das 97 ações, 17 apresentaram significância estatística de até 10% para a causalidade de Granger no sentido do retorno contábil (ROE) para o retorno de mercado (RET) e 13 apresentaram significância estatística no sentido inverso, ou seja, de RET para ROE. Três ações apresentaram causalidade bilateral.

**Tabela 2**

Estatística F dos testes de causalidade entre retorno de mercado (RET) e retorno contábil (ROE), ambos trimestrais

Empresa	ROE causa RET	RET causa ROE	Empresa	ROE causa RET	RET causa ROE
Acesita PN	5,07*	0,11	Loj. Amer. PN	0,21	0,17
AES Tiete PN	0,17	1,6	M&G Poliest. ON	0,32	0,71
Alpargatas PN	1,05	1,34	Magnesita PNA	2,36	0,82
Ambev PN	0,67	2,68**	Mangels PN	0,46	1,81
Ampla Energia ON	1,34	0,29	Marcopolo PN	1,79	0,1
Aracruz PNB	0,43	1,66	Metal Leve PN	2,23	1,38
Arcelor BR ON	0,83	2,91*	Metisa PN	4,16*	2,05
Avipal ON	1,2	1,41	Mundial PN	0,29	0,76
Bardella PN	0,73	0,13	Pão de Açúcar PN	0,85	0,79
Brasil Tel Par PN	1,11	0,68	Paranapanema PN	0,4	0,37
Brasil Telecom PN	1,2	0,62	Petrobras PN	2,1	0,91
Braskem PNA	1,12	0,47	Petrobras Dist PN	1,44	0,26
Brasmotor PN	1,12	0,01	Petroquim Um PN	7,19*	0,22
Celesc PNB	1,21	0,37	Petroquisa PN	2,61*	3,78**
Celpe PNA	5,40**	1,24	Pettenati PN (saz.) +	1,19	1,87
Cemig PN	0,79	0,17	Pronor PNA	0,29	1,7
Coelba ON	35,23	0,16	Randon Par PN	0,55	3,98***
Coelce PNA	4,79*	0,91	Rasip Agro Past PN	15,91***	0,43
Comgas PNA	0,48	0,24	Rossi Resid. ON	0,25	2,52
Confab PN	0,61	0,56	Sadia PN (saz.) +	0,76	0,15
Copel PNB	0,46	1,12	Santista Têxtil PN	3,01**	1,37
Copesul ON	25,65**	1,51	Sid Nacional ON	0,39	1,91
Coteminas PN	2,43*	0,31	Sid Tubarão PN	0,63	0,63
Eletróbás PNB	0,44	1,26	Suzano Papel PNA	0,55	0,83
EMAE PN (saz.)+	0,34	0,44	Teka PN	0,2	93,94***
Embraco PN	4,52	0,06	Tele Centroeste Cel ON	0,28	0,3
Embraer PN	1,28	5,18*	Tele Leste Cel PN	1,74	1,03
Embratel Par PN	2,88**	2,17*	Tele Norte Cel PN	0,47	0,49
Eternit ON	0,64	0,69	Tele Sudeste Cel ON	0,94	2,36*
F. Cataguazes PNA	2	1,98	Telemar-Tele NL Par PN	3,75**	0,93
Ferbasa PN	0,27	2,14	Telemig Cel Par PN	0,78	1,63
Forjas Taurus PN	0,96	0,38	Telemig Cel ON	2,77*	0,75
Fosfertil PN	1,03	1,44	Telesp PN	1,57	0,9
Fras-Le PN	0,8	0,77	Tim Par PN (saz.) +	0,51	0,75
Gerdau Met. PN	2,42*	2,59*	Tractebel ON	2,03	0,49
Gerdau PN	0,75	1,2	Trafo PN	2,81*	0,7
Globex PN	0,26	0,32	Transm Paulist PN	0,85	0,5
Guararapes PN	0,59	0,34	Ultrapar PN	0,42	1,56
Inepar PNA	2,6	0,02	Unipar PNB	0,38	1,27
Iochepe-Maxion PN	1,27	0,99	Usiminas PNA	0,17	3,42**
Ipiranga Dist. PN	0,94	0,96	Vale Rio Doce PNA	1,71	0,51
Ipiranga Pet. PN	2,05	1,44	Vigor PN	0,49	1,13
Ipiranga Ref. PN	1,93	1,5	Vivo Part PN (saz.) +	0,34	4,09**
Itautec ON	1,71	1,14	Votorantim C P PN	1,03	1,7
J B Duarte PN	15,20***	0,68	Weg PN	0,94	0,58
Klabin PN	0,4	0,61	Whirepool PN	4,36*	0,28
Kuala PN	0,89	2,66	WLM Ind Com PN	0,53	4,34**
Light ON	1,78	1,89	Yara Brasil PN	0,78	3,38**
Light Part. ON	0,82	1,46			

Observações: \* significante a 10%; \*\* significante a 5%; \*\*\* significante a 1%; + saz significa série dessazonalizada.

Com a finalidade de se fazer uma análise mais detalhada dos resultados no sentido de se obter um nível de significância global para a amostra, adotou-se o procedimento usado por O'Hanlon (1991) e Allen et alii (1995). Desta forma, a tabela 3 apresenta alguns parâmetros das distribuições de probabilidade para cada uma das duas séries de valores P correspondentes às estatísticas  $F$  anteriormente calculadas e apresentadas na tabela 2.

Sob a hipótese nula de não existência de causalidade, se deveria esperar que a distribuição dos valores  $P$  fosse descrita por uma distribuição uniforme com média 0,50 e com extremos 0 e 1.

No entanto, ao se observar os parâmetros da distribuição dos valores  $P$ , na parte superior da tabela 3, para a coluna “ROE causa RET”, tanto a média como a mediana apresentam-se abaixo de 0,50, o que evidencia que a distribuição não é uniforme, sugerindo um indício de que o retorno contábil causa, no sentido de Granger, o retorno de mercado. No caso da coluna encabeçada por “RET causa ROE”, este fato também é observado. Para tornar mais robustas estas observações, passa-se ao procedimento descrito abaixo.

A parte inferior da tabela 3 apresenta a distribuição das frequências para cada um dos dois conjuntos de valores  $P$  e, também, apresenta os valores de um teste chi-quadrado para a hipótese nula de que cada uma das duas distribuições de frequência dos valores  $P$  é uniforme. Verifica-se que a hipótese de uniformidade é marginalmente rejeitada, a um nível de 10%, para a série de valores  $P$  referentes a “ROE causa RET” e não é rejeitada para “RET causa ROE”. Este resultado proporciona evidência, ao nível de 10%, de que os retornos contábeis causam, no sentido de Granger, os retornos de mercado, isto a um nível agregado. O oposto não se pode afirmar, ou seja, de que os retornos de mercado causam os retornos contábeis.

Contudo, ao se aplicar um teste de Mann-Whitney para verificar a hipótese nula de que as duas populações de valores  $P$  possuem a mesma mediana, esta hipótese não foi rejeitada. Esta evidência enfraquece o resultado acima observado de que “ROE causa RET”.

Estes resultados são bastante semelhantes aos de Allen et alii (1995) para a Austrália e também aos encontrados por O’Hanlon (1991) no Reino Unido. No entanto, neste último trabalho, foi rejeitada a hipótese nula de igualdade entre as duas medianas de valores  $P$ , reforçando a evidência de que os retornos contábeis causam os retornos de mercado com maior significância do que o oposto, no caso do Reino Unido.

**Tabela 3**

Resumo das características das distribuições de probabilidade para as duas series de valores P ("ROE causa RET" e "RET causa ROE")

	Valor-P para ROE causa RET	Valor-P para RET causa ROE
Média	0,4476	0,4789
Mediana	0,4621	0,4715
Distribuição de freqüência dos valores <i>P</i>		
0,000 a 0,199	29	22
0,200 a 0,399	15	21
0,400 a 0,599	20	19
0,600 a 0,799	19	16
0,800 a 1,000	14	19
Total	97	97
Chi-quadrado	7,50*	1,13

Observações:

- (1) \* significativo ao nível de 10%;
- (2) ROE é o retorno contábil e RET é o retorno de mercado;
- (3) O chi-quadrado testa a hipótese de distribuição uniforme entre 0 e 1, com média igual a 0,50;
- (4) Foi realizado um teste de Mann-Whitney para a hipótese nula de igualdade entre as medianas das duas distribuições de valores P que não pôde ser rejeitada.

## 5. Conclusões

Este artigo teve como objetivo verificar o relacionamento entre as séries trimestrais de retornos contábeis (ROE) e de retornos de mercado (RET) de empresas brasileiras com ações em bolsa. Para tanto, aplicou-se o teste de causalidade de Granger para uma amostra de 97 empresas com ações negociadas na Bovespa durante o período de janeiro de 1995 a março de 2007.

Os resultados dos testes detectaram, a nível agregado, a existência de causalidade na direção do retorno contábil para o retorno de mercado a um nível marginal de 10%, não se verificando nenhuma causalidade, também a nível agregado, na direção do retorno de mercado para o retorno contábil. Estes resultados implicam, embora marginalmente, certa ineficiência no mercado de ações brasileiro frente a publicações de balanços.

Estes resultados são semelhantes aos de outros estudos realizados no Reino Unido (O'Hanlon, 1991) e na Austrália (Allen et alii, 1995) que adotaram a metodologia de Granger e também aos de Watts (1978) e Rendleman et alii (1982), que adotaram outra metodologia, mas que também mostraram certa ineficiência no mercado norte americano.

Sugere-se, para futuros trabalhos, verificar se existe influência, no resultado obtido, de algum tipo característico de empresa ou de publicação de lucros, como no caso de Rendleman et alii (1982), que mostraram que havia certa anomalia em relação a empresas que publicavam lucros/prejuízos muito elevados. E no caso brasileiro, estudado por Lima e Terra (2006), que mostraram que os resultados foram diferentes quando a amostra, por eles utilizada, foi segregada entre empresas que apresentaram lucro daquelas que apresentaram prejuízo.

## Referências

- Aharony, J. & Swary, I. (1980). Quarterly dividend and earnings announcements and stockholders' returns: An empirical analysis. *Journal of Finance*, 35(1):1–12.
- Allen, D. E., Lim, P. K. P., & MacDonald, G. (1995). The relationship between accounting returns and stock market returns: Australian evidence. In *Advances in Pacific Basin Financial Markets*, pages 167–192. JAI Press, Greenwood.
- Ball, R. & Brown, P. (1968). An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research*, 6(2):159–178.
- Beaver, W. H. (1968). The information content of annual earnings announcements. *Journal of Accounting Research*, 6(2):67–92.
- Dickey, D. & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4):1057–72.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, 25(2):383–417.
- Fama, E. F. (1991). Efficient capital markets: II. *Journal of Finance*, 46(5):1575–1617.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating casual relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3):424–438.
- Gujarati, D. (2000). *Econometria Básica*. Makron Books, São Paulo.
- Haugen, R. A. (2001). *Modern Investment Theory*. Prentice-Hall, New Jersey, 5th edition.
- Joy, M. O., Litzenberger, R. H., & McEnally, R. W. (1977). The adjustment of stock prices to announcements of unanticipated changes in quarterly earnings. *Journal of Accounting Research*, 15(2):207–225.
- Lima, J. B. N. & Terra, P. R. S. (2006). A reação do mercado de ações brasileiro à divulgação das informações contábeis. In Varga, G. & Leal, R. P. C., editors, *Gestão de Investimentos e Fundos*, pages 199–216. Financial Consultoria, Rio de Janeiro.
- O'Hanlon, J. (1991). The relationship in time between annual accounting returns and annual stock market returns in the U.K. *Journal of Business Finance and Accounting*, 18(3).
- Paula Leite, H. & Sanvicente, A. Z. (1990). Valor patrimonial: Usos, abusos e conteúdo informacional. *Revista de Administração de Empresas*, 30(3):17–31.

- Perobelli, F. F. C. & Ness Jr., W. L. (2000). Reações do mercado acionário a variações inesperadas nos lucros das empresas: Um estudo sobre a eficiência informacional no mercado brasileiro. *Resenha BM&F*, 140:37–50.
- Rendleman, R. J., Jones, C. P., & Latané, H. A. (1982). Empirical anomalies based on unexpected earnings and the importance of risk adjustments. *Journal of Financial Economics*, 30:269–287.
- Schiehl, E. (1996). O efeito da divulgação das demonstrações financeiras no mercado de capitais brasileiro: Um estudo sobre a variação no preço das ações. Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre. Dissertação de Mestrado.
- Watts, R. L. (1978). Systematic 'abnormal' returns after quarterly earnings announcements. *Journal of Financial Economics*, 6(2-3):127–150.