

Persistência de lucros trimestrais: uma investigação empírica no Brasil

Renê Coppe Pimentel[†]

Fucape Business School

Andson Braga de Aguiar^Ω

Universidade de São Paulo

RESUMO

O objetivo deste artigo é estimar e analisar a persistência de lucros trimestrais. Além disso, exploramos se a persistência dos lucros varia de empresa para empresa dependendo de seu tamanho e padrões de governança corporativa. Primeiramente, estimamos a revisão do parâmetro dos lucros e, em seguida, testamos a hipótese de que o parâmetro de persistência de lucros é diferente para empresas com diferentes tamanhos (H1) e padrões de governança corporativa (H2). Coletamos dados de empresas brasileiras listadas em bolsa de valores com lucros trimestrais por ação disponíveis no banco de dados Economatica, do último trimestre de 1995 até o primeiro trimestre de 2011. Nossos resultados indicam que, para a maioria das empresas, a persistência dos lucros não é significativamente diferente de zero. A principal implicação desse resultado é que a maior parte da inovação dos lucros trimestrais é transitória. Além disso, os resultados sustentam nossa primeira hipótese, indicando que empresas maiores apresentam um parâmetro de persistência de lucros mais elevado. Os resultados indicam, ainda, que o parâmetro de persistência de lucros é diferente para empresas com diferentes padrões de governança corporativa, o que sustenta, em parte, nossa segunda hipótese.

Palavras-chave: Persistência de lucros; lucros trimestrais; tamanho da empresa; padrões de governança corporativa; empresas brasileiras.

*Autor para correspondência:

[†]Doutor em Contabilidade pela Universidade de São Paulo.

Vínculo: Professor Associado da Fucape Business School.

Endereço: Av. Fernando Ferrari, 1358, Boa Vista, Vitória – ES – Brasil, CEP: 29075-505.

E-mail: renecp@fucape.br

Telefone: (27) 4009-4444

^Ω Doutor em Contabilidade pela Universidade de São Paulo.

Vínculo: Professor Doutor da Universidade de São Paulo.

Endereço: Av. Luciano Gualberto, 908, Cidade Universitária, São Paulo – SP – Brasil, CEP: 05508-010.

E-mail: abruga@usp.br

Telefone: (11)30915820

Nota do Editor: Esse artigo foi aceito por Bruno Funchal



Este trabalho foi licenciado com uma Licença [Creative Commons - Atribuição 3.0 Não Adaptada](https://creativecommons.org/licenses/by/3.0/).

1. INTRODUÇÃO

Foster (1977) tem sido citado em um grande número de estudos que relacionam as literaturas contábil e financeira, visto que o autor introduziu um modo alternativo de avaliar modelos de expectativa de lucros, ou seja, associação contemporânea de mercado de retornos anormais com “surpresa de lucros”, condicionada ao modelo de expectativa. Foster argumenta que, dada a hipótese de um mercado eficiente, a força de associação entre retornos anormais e surpresa dos lucros indica o quanto precisamente o modelo captura a expectativa do mercado. De acordo com Brown (1993), como a literatura sobre os mercados de capital demanda um substituto para a expectativa de lucros do mercado, a abordagem de associação tornou a literatura de previsão de lucros importante para pesquisas em mercado de capitais, especialmente quando retornos anormais são medidos em uma janela estreita.

A esse respeito, a persistência de lucros representa o efeito das inovações dos lucros nos lucros futuros esperados, o que ajuda a explicar a relação entre avaliação de empresas e lucros (Kormendi e Lipe, 1987). O conceito de inovação nos lucros tem uma relevante implicação para a literatura contábil, pois permite o uso de informações contáveis para fins de avaliação, dado o comportamento das séries temporais de lucros anormais (Ohlson, 1995).

Pesquisas internacionais anteriores (ver Baginski et al, 2003 para citações) documentaram um declínio intertemporal na relevância dos lucros para investidores (isto é, um declínio da persistência de lucros contáveis trimestrais). No entanto, poucos estudos enfatizaram a estimativa de persistência de lucros trimestrais e a explicação apropriada para o declínio de persistência ao longo do tempo e para as determinantes transversais da persistência específica de empresas.

Neste sentido, este artigo busca estimar e analisar a persistência dos lucros trimestrais para um conjunto de companhias brasileiras com dados mínimos disponíveis no período compreendido entre 1995 e 2010. Com base em evidências empíricas anteriores, este artigo explora, ainda, os motivos pelos quais a persistência varia de empresa para empresa, através do uso de medidas de tamanho e padrões de governança corporativa (Kormendi e Lipe, 1987; Baginski et al, 1999; Zhao e Millet-Reyes, 2007).

A motivação deste estudo sustenta-se na relativa importância do mercado brasileiro de ações, o que pode ser confirmado pelo elevado número de IPOs (*Initial Public Offerings* – Ofertas Públicas Iniciais) de 2004 a 2008, e pelo recente crescimento do mercado de capitais. Conseqüentemente, o papel das informações contábeis pode ter uma elevada importância para investidores neste cenário. Por outro lado, do ponto de vista das companhias brasileiras negociadas em bolsa de valores, poucas empresas têm padrões formais (e mais elevados) de governança corporativa, o que pode levantar questões a respeito da qualidade das informações contábeis, mais especificamente, inovação nos lucros. Adicionalmente, as companhias brasileiras negociadas em bolsa de valores também são caracterizadas por uma participação acionária e controle muito concentrados, o que pode levar a um menor número de ações disponíveis para negociação e a uma menor atividade comercial (Silva e Subrahmanyam, 2007), reduzindo a importância das informações contábeis para agentes do mercado de capitais.

Tendo em vista as contradições entre o crescimento do mercado de capitais e os fracos padrões de governança corporativa para a maior parte das companhias registradas em bolsa de valores, destacam-se três contribuições deste estudo. Em primeiro lugar, chamamos a atenção para a questão da qualidade dos lucros, ao estimar a persistência dos lucros trimestrais (isto é, a inovação nos lucros trimestrais), pois, anteriormente, a literatura contábil já havia reconhecido que lucros mais persistentes renderão melhores entradas para os modelos de avaliação patrimonial e, portanto, lucros mais persistentes têm mais qualidade do que lucros menos persistentes (Dechow, Ge e Schrand, 2010). Em segundo lugar, tendo por base Foster (1977), aplicamos um modelo de autocorrelação de primeira ordem nas séries temporais de lucros sazonalmente diferenciados, já que esse modelo é simples e ao mesmo tempo parece ter desempenho tão bom quanto o de modelos mais complicados (Kothari, 2001). Em terceiro lugar, poucos estudos da literatura internacional estimam a persistência de lucros trimestrais e, até onde sabemos, apenas Coelho, Aguiar e Lopes (2011) investigaram explicitamente a persistência de lucros no mercado brasileiro, tendo focado nos lucros anormais anuais, na estrutura da indústria e na participação no mercado.

O restante do artigo encontra-se estruturado como segue: a Seção 2 examina a implicação da persistência de lucros nas informações contábeis, analisa a literatura de interesse e desenvolve o modelo econométrico; a Seção 3 apresenta os dados e as

evidências deste estudo, além de discutir os resultados. A Seção 4 oferece comentários finais.

2 ESTRUTURA CONCEITUAL E ESPECIFICAÇÃO DO MODELO

A inovação nos lucros, isto é, novas informações sobre os lucros, pode ser permanente ou transitória. A inovação permanente nos lucros significa que os lucros seguem um processo aleatório, enquanto a inovação transitória nos lucros segue um processo de reversão para a média (Baber, Kang e Kumar, 1998). Em outras palavras, a inovação permanente nos lucros indica que um choque nos lucros atuais afetará os lucros futuros esperados. Por outro lado, a inovação transitória nos lucros não ajudará a explicar os lucros futuros esperados, pois seus efeitos não persistirão ao longo do tempo.

A magnitude do efeito das inovações permanentes nos lucros sobre os lucros futuros esperados é definida como persistência de lucros; esse parâmetro ajuda a explicar a relação entre lucros e o valor da empresa (Kormendi e Lipe, 1987). De maneira mais geral, estudos anteriores têm enfatizado os dois papéis que a persistência dos lucros pode desempenhar: na avaliação da empresa e nos incentivos aos gestores (Christensen, Feltham e Şabac, 2005).

Os lucros persistentes têm sido considerados valiosos sob a perspectiva de previsão de valor de uma empresa. Por exemplo, Kormendi e Lipe (1987) mencionam que a persistência de lucros pode explicar o efeito da inovação nos lucros sobre o retorno das ações. Lipe (1990) oferece evidências adicionais sobre o papel que a persistência de lucros cumpre na avaliação da empresa ao mostrar que a reação dos retornos das ações aos lucros é maior quanto maior for a persistência temporal das séries de lucros.

Modelos de avaliação também têm sido desenvolvidos, nos quais o parâmetro de persistência de lucros desempenha um papel fundamental para prever o valor da empresa. O modelo de avaliação de Ohlson (1995) estabelece que o valor de uma empresa é influenciado pelos lucros anormais; os lucros anormais, por sua vez, seguem um processo autorregressivo em que o parâmetro da persistência de lucros indica o quão sensível o valor da empresa é para a realização dos lucros. Dechow, Ge e Schrand (2010) sugerem que as empresas com lucros mais persistentes têm um fluxo de lucros/fluxos de caixa mais “sustentável”, que se tornará um parâmetro mais útil nos modelos de avaliação de empresa.

A persistência de lucros também tem sido indicada para uso como uma medida de desempenho, a qual pode mitigar melhor o problema de horizonte se comparada aos lucros atuais. O problema de horizonte envolve ações que sacrificam a rentabilidade de longo prazo pelos lucros de curto prazo (Dechow e Sloan, 1991). Baber, Kang e Kumar (1998) mostram que, para mitigar o problema de horizonte, os comitês de remuneração ajustam inovações em lucros do período atual a sua persistência no futuro quando os gestores são recompensados com base nos lucros. Šabac (2008) desenvolve um modelo de agência de multi-períodos para mostrar que o uso de lucros persistentes leva os gestores que se aproximam da aposentadoria a se esforçar ainda mais e a aumentar suas taxas efetivas de incentivo – definidas como as sensibilidades da remuneração agregada, baseada em desempenho, ao longo do mandato de um gestor.

A persistência de lucros – em casos de medição da inovação nos lucros, da qualidade dos lucros ou do problema de horizonte – é estimada, geralmente, com base em lucros anuais. Contudo, estimativas baseadas em lucros trimestrais têm sido indicadas como mais precisas e oportunas do que aquelas baseadas em lucros anuais. Precisamente, Kothari (2001, p. 148) afirma que o interesse nas propriedades de séries temporais de lucros trimestrais surge por pelo menos quatro motivos: (1) os lucros trimestrais são sazonais em muitos setores devido à natureza sazonal de seu principal negócio; (2) os lucros trimestrais são mais oportunos, logo, o uso da previsão de lucros trimestrais em substituição às expectativas do mercado provavelmente será mais preciso do que o uso de uma previsão anual de lucros não oportuna; (3) os GAAP (princípios de contabilidade geralmente aceitos) exigem que o período de publicação trimestral de relatórios seja visto como parte integrante do período anual de publicação de relatórios. Como resultado, as empresas devem estimar as despesas operacionais anuais e alocar essas despesas a períodos trimestrais. É importante salientar que os lucros trimestrais são potencialmente mais adequados para testar teorias positivas da contabilidade e hipóteses de pesquisa no mercado de capitais; (4) existem quatro vezes mais observações de lucros trimestrais do que observações de lucros anuais. Isso significa uma exigência menos restritiva de disponibilidade de dados ao ser usar lucros trimestrais (e não anuais) para atingir o mesmo grau de precisão das previsões.

Foster (1977) indica algumas questões relativas a relatórios contábeis trimestrais. A primeira diz respeito a operações sazonais que, de acordo com ele, demandam uma variedade de técnicas de ajuste para reduzir o efeito de sazonalidade. Então, a análise de

séries temporais deveria fornecer informações importantes para a avaliação dessas técnicas de ajuste sazonal dos lucros trimestrais. Baginski et al. (1999) enfatizam que a modelagem de séries temporais pode criar diferenças significativas nas estimativas do parâmetro de revisão dos lucros (persistência), e levar a diferentes conclusões econômicas sobre persistência. Essa consideração gera um desafio empírico ao estimar a persistência e analisar seus determinantes.

A literatura contábil baseada no mercado de capitais tem adotado alguns modelos ARIMA (autorregressivo integrado de médias móveis) Box–Jenkins bem desenvolvidos para tratar da estimativa de lucros trimestrais. Neste contexto, o modelo de Foster (1977) tem sido destacado como uma das mais populares estruturas ARIMA, visto que é estimado de forma simples e não demanda um pacote estatístico específico. No entanto, embora o modelo seja simples, ele parece ter um desempenho tão bom quanto o dos modelos mais complicados (Kothari, 2001).

O modelo proposto por Foster (1977) foi construído com base na hipótese de que um processo AR (1) descreve o comportamento das séries temporais nos dados trimestrais de todas as empresas. Portanto, o modelo de Foster (1977) se tornou um popular (1.0.0) x (0.1.0) com estrutura ARIMA dos lucros trimestrais para a estimação de parâmetros de persistência e previsão de lucros. Isso significa que o modelo é estimado por uma abordagem autorregressiva de primeira ordem, determinada após a diferenciação sazonal das séries temporais de lucros trimestrais (Brown, 1993). O modelo de lucros trimestrais de Foster (1977) pode ser descrito como:

$$E(X_t) = X_{t-4} + \Theta_1 (X_{t-1} - X_{t-5}) + \delta \quad (1)$$

em que, o lucro esperado no trimestre t , $E(X_t)$, é fornecido pelo mesmo trimestre do ano anterior (considerando variações de sazonalidade); e o parâmetro Θ_{j1} , é dado pelo coeficiente de autocorrelação de primeira ordem (r_1). O termo de tendência δ , é a mudança média no trimestre, que ocorre ao longo dos dados históricos disponíveis. Uma estimativa preliminar de δ é dada por $(1 - \Theta_{j1}) \cdot u$, onde u é a média das séries diferenciadas sazonalmente (Foster, 1977). A abordagem sazonal pode ser apropriada, pois Pimentel e Lima (2010) encontraram fortes evidências de sazonalidade nos lucros contábeis trimestrais no Brasil.

Easton e Zmijewski (1989), cujo trabalho é um dos mais citados no que se refere a estimativa da persistência trimestral, consideram o modelo de Foster (1977) para estimar o coeficiente que relaciona lucros anteriores específicos da empresa aos lucros atuais:

$$X_{jt} - X_{jt-4} = \Theta_{j0} + \Theta_{j1}(X_{jt-1} - X_{jt-5}) + u_{jt} \quad (2)$$

em que, X_{jt} é o lucro contábil trimestral da empresa j em um trimestre t ; Θ_{j0} e Θ_{j1} são coeficientes de regressão específicos da empresa; e u_{jt} é um termo de erro normalmente distribuído.

De acordo com Easton e Zmijewski (1989), o parâmetro Θ_{j1} pode ser interpretado como a magnitude da revisão dos lucros do trimestre seguinte, dado um choque de \$1,00 nos lucros atuais (isto é, um parâmetro de 0,80 indica que um choque de \$ 1,00 nos lucros deste trimestre resulta em uma revisão de \$ 0,80 nos lucros do trimestre seguinte). Neste sentido, Miller e Rock (1985) se referem à extensão em que as informações de um anúncio de lucro resultam em uma revisão dos lucros esperados (o parâmetro de revisão) como “persistência”.

De maneira análoga, Baginski et al (2003) estimam a persistência através da combinação do parâmetro autorregressivo de forma a obter o fator de persistência para o modelo de Foster; entretanto, eles aprimoram o modelo ao usar uma taxa de juros livre de riscos como a taxa de desconto para estimar o valor presente dos parâmetros de revisão. Essa forma de medição da persistência também é utilizada nos dados anuais do artigo de Kormendi e Lipe (1987). Ao analisar as relações entre fatores econômicos e o comportamento de séries temporais de lucros, derivados da literatura econômica. Lev (1983) documenta que os processos de lucros são fracos quando são utilizadas métricas de persistência de modelos de séries temporais de ordem inferior, porém, os lucros são mais altos quando a medida de persistência se baseia em um modelo diferenciado e de ordem superior.

Após a estimativa de parâmetros de persistência, seria interessante investigar a natureza das diferenças dos parâmetros de persistência entre empresas. Kormendi e Lipe (1987), Easton e Zmijewski (1989), Collins e Kothari (1989) e outros autores (ver Dechow, Ge e Schrand, 2010 para referências adicionais) consideram o tamanho como um dos determinantes mais importantes da qualidade dos critérios contábeis e sua relação com o mercado de capitais, especialmente em termos de cobertura por analistas e custos políticos.

Assim, o tamanho é um dos itens que diferenciam o ambiente das informações, e essas diferenças no ambiente das informações afetam a extensão em que o mercado antecipa mudanças nos lucros.

Collins e Kothari (1989, p.145) definem o ambiente das informações de maneira ampla de forma a incluir todas as fontes de informação relevantes para estimar o valor da empresa, dentre elas: relatórios governamentais sobre condições macroeconômicas, relatórios setoriais e publicações de associações comerciais, notícias específicas de empresas na imprensa financeira e relatórios emitidos por analistas e corretoras, assim como relatórios contábeis e transferências de informação entre diferentes setores e intra-setores através de relatórios de vendas e setoriais.

Portanto, de acordo com a literatura anterior, supomos que o parâmetro de persistência pode variar dependendo do tamanho da empresa, e que companhias maiores devem apresentar parâmetros de persistência mais altos. Formalmente, predizemos nossa primeira hipótese como segue:

H1: O parâmetro de persistência de lucros será diferente em empresas com diferentes tamanhos. Sendo assim, quanto maior a companhia, mais alto é seu parâmetro de persistência.

Também adotamos a hipótese de que o parâmetro de persistência pode variar de acordo com diferentes níveis (padrões) de práticas de governança corporativa. As companhias com níveis de governança mais elevados podem apresentar parâmetros de persistência mais altos, pois elas conseguem manter uma relação com os investidores de mercado que atende melhor aos princípios de governança e, por isso, devem ter níveis mais altos de divulgação e informações públicas. Zhao e Millet-Reyes (2007) indicam que as empresas que sofrem mais pressão do mercado de ações no sentido de informar os lucros relevantes para os investidores externos em tempo hábil também geram uma maior persistência de lucros.

Portanto, predizemos nossa segunda hipótese como segue:

H2: O parâmetro de persistência de lucros será diferente em empresas com padrões de governança corporativa diferentes; logo, quanto mais alto o padrão de governança corporativa, mais alto será o parâmetro de persistência.

3 DADOS E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

No presente estudo, os dados consistem em todas as companhias brasileiras LISTADAS em bolsa de valores com séries contínuas de, no mínimo, 24 lucros trimestrais por ação (6 anos) e disponíveis no banco de dados da Economatica do último trimestre de 1995 até o primeiro de 2011. Portanto, nossa amostra abrange 271 companhias que satisfizeram os critérios de amostra e apresentaram dados que variam de 24 a 62 observações de séries temporais. Logo, esse conjunto nos proporciona 12.302 observações trimestrais das empresas. A tabela 1 mostra o número de companhias distribuídas por setor econômico (a lista completa de companhias e de produtos da estimativa é disponibilizada pelos autores mediante solicitação).

O mínimo de 24 séries contínuas de lucros é suficiente para estimar a persistência. Easton e Zmijewski (1989), por exemplo, trabalham com 20 observações trimestrais. Utilizando o critério de observação mínima, nossa amostra não induz a um viés de sobrevivência, pois não impomos uma exigência de séries temporais completas e prolongadas na amostra. Além disso, esta escolha de modelo de pesquisa (isto é, série temporal específica da empresa) nos permite fornecer uma importante triangulação nas evidências de pesquisas *cross-section* sobre persistência de lucros.

Tabela 1: Companhias por setor econômico e nível de governança corporativa ^a

Setor	NM	N1	N2	Trad.	Total	%
Energia	3	4	1	24	32	12%
Têxtil	-	6	-	19	25	9%
Aço e metalúrgico	2	2	-	21	25	9%
Telecomunicações	-	-	-	21	21	8%
Finanças e bancos	2	3	-	15	20	7%
Alimentos e bebidas	1	1	-	17	19	7%
Veículos e componentes	3	2	1	8	14	5%
Comércio	2	1	-	10	13	5%
Químico	1	2	-	9	12	4%
Imóveis	2	0	-	9	11	4%
Transporte	5	0	2	4	11	4%
Outros	9	6	2	51	68	25%
TOTAL	30	27	6	208	271	100%
	11%	10%	2%	77%	100%	

^a NM é o novo mercado, o nível mais elevado de práticas de governança corporativa. N1 é o segundo nível de governança corporativa mais elevado. N2 é o menos elevado dentre os níveis de governança corporativa. Trad. é o processo tradicional de registro, com poucas (ou sem) práticas de governança corporativa.

a. Estimativa do parâmetro de revisão

Nosso primeiro passo é estimar empiricamente a revisão do parâmetro de lucros com base no modelo de séries temporais de Foster (1977) para lucros trimestrais específicos da empresa que relacionam os lucros atuais e os futuros. Utilizando a Eq. 2, estimamos os 271 parâmetros específicos de empresas e os resultados são apresentados na Tabela 2, a qual mostra as características distribucionais dos parâmetros de séries temporais.

Tabela 2: Características distribucionais dos coeficientes do processo de séries temporais para lucros^a

Eq. (2)	$X_{jt} - X_{j,t-4} = \Theta_{j0} + \Theta_{j1} \wedge_{jt-1} - \wedge_{jt-5} + u_{jt}$	
	Θ_{j0}	Θ_{j1}
Média	0,0367	0,1909
Desvio padrão	0,5721	0,2504
Mínimo	-5,2680	-0,4335
25º Percentil	-0,0011	0,0208
Mediano	0,0078	0,1922
25º Percentil	0,0392	0,3664
Máximo	5,0055	0,7451
Assimetria	-0,8333	-0,1921
Curtose	55,4520	2,7790
Jarque-Bera	31.097,15	2,22

^a A variável X_{jt} corresponde aos lucros contábeis trimestrais da empresa j no trimestre t .

Θ_{j0} e Θ_{j1} são coeficientes de regressão específicos da empresa, e u_{jt} é um termo de erro normalmente distribuído.

O intercepto médio, Θ_{j0} , é 0,0367 e seu desvio padrão é 0,5721. Diferentemente de Easton e Zmijewski (1989), não podemos inferir que o intercepto é estatisticamente maior do que zero para toda a amostra. Essa conclusão também é válida ao se analisar os coeficientes específicos da empresa, pois apenas 15 firmas apresentaram um intercepto significativamente diferente de zero: três (3) empresas rejeitaram a hipótese nula no nível 1%, oito (8) empresas no nível 5% e quatro (4) empresas no nível 10%.

O coeficiente médio que relaciona lucros correntes com lucros futuros, Θ_{j1} , é 0,1909 e seu desvio padrão é 0,2504. O teste Jarque-Bera (JB = 2,2186) indica que os parâmetros estimados seguem a distribuição normal com Assimetria de -0,1921 e Curtose de 2,7790. Nesse sentido, o coeficiente médio de 0,1909, na Tabela 2, pode ser

interpretado como, em média, um choque de R\$1,00 nos lucros desse trimestre resulta em uma revisão de R\$0,19 nos lucros do trimestre seguinte.

Mais uma vez, diferente de Easton e Zmijewski (1989), não podemos inferir que o coeficiente autorregressivo seja estatisticamente maior do que zero, considerando toda a amostra e um nível de significância de 10%. Contudo, nossos resultados podem ser comparados aos de Easton e Zmijewski (1989), para companhias americanas, visto que a média do coeficiente de suas 206 empresas foi 0,486, indicando uma revisão de lucros de \$0,486 para um choque de \$1,00 em um período anterior. Essa evidência indica uma menor relevância dos lucros passados para se prever lucros futuros no mercado brasileiro.

Focando nos coeficientes específicos das empresas, é possível perceber 118 coeficientes que são estatisticamente diferentes de zero, a um nível de significância de 10%. Desse total, 107 coeficientes são estatisticamente maiores do que zero e 11 significativamente inferiores a zero. A Tabela 3 resume os números de interceptos e coeficientes específicos de empresas que são considerados estatisticamente significativos (ou não) nos níveis 1%, 5% e 10%.

Tabela 3: Número de companhias com interceptos e coeficientes significativos

	Intercepto - Θ_{j0}				Coeficiente - Θ_{j1}			
	Menor que zero	Maior que zero	Total	%	Menor que zero	Maior que zero	Total	%
Significativo a 1%	2	1	3	1%	-	47	47	17
Significativo a 5%	-	8	8	3%	8	37	45	17%
Significativo a 10%	-	4	4	1%	3	23	26	10%
Total	2	13	15	5%	11	107	118	44%
Não diferente de zero			256	95%			153	56%
Toda a amostra			271	100%			271	100%

O intercepto Θ_{j0} e o coeficiente Θ_{j1} são os parâmetros estimados nas regressões de lucros

específicas de empresas de Eq. (2) $X_{jt} - X_{jt-4} = \Theta_{j0} + \Theta_{j1}(X_{jt-1} - X_{jt-5}) + u_{jt}$

A respeito do grande número de coeficientes (153 empresas ou 56% do total) não diferentes de zero, pode-se interpretar que as séries temporais de lucros das empresas não apresentam persistência (ou o parâmetro de revisão está próximo de zero); em outras palavras, para esse conjunto de 153 companhias, um choque nos lucros em um dado trimestre não resulta em uma revisão significativa para os próximos trimestres.

A evidência empírica de menor relevância dos lucros pode ter pelo menos quatro explicações possíveis. Em primeiro lugar, o modelo de previsão de lucros trimestrais de Foster (1977) pode não ter um desempenho tão bom no mercado brasileiro como

apresentado em outros mercados; nesse caso, as séries temporais de lucros trimestrais no Brasil não devem ser descritas como um modelo AR(1) sazonal. Em segundo lugar, os lucros contábeis de empresas brasileiras podem ser bastante afetados pela instabilidade macroeconômica durante esse período (1995-2011), já que as variáveis econômicas induzem a uma variação nos lucros, gerando aumentos ou reduções nos lucros, que são meramente transitórios para alguns períodos específicos. Em terceiro lugar, os padrões contábeis ou mudanças nas escolhas contábeis podem reduzir a persistência dos lucros. Em quarto lugar, os gestores e investidores brasileiros podem focar nos lucros de curto prazo; sendo assim, os gestores podem gerenciar os lucros de forma a produzir lucros mais transitórios (de curto prazo), ao invés de lucros persistentes e de longo prazo.

Com base na considerável variabilidade da persistência de lucros trimestrais específicos da empresa identificada neste estudo, este tópico deve interessar àqueles que estabelecem padrões contábeis no momento de estabelecer políticas alternativas de publicação de demonstrações contábeis que podem ter um impacto na persistência de lucros das empresas. Aumentar a capacidade preditiva da contabilidade deve ser um dos principais esforços no sentido de levar eficiência ao mercado de capitais.

Chamam a atenção coeficientes negativos com significância estatística, visto que isso significa que um aumento dos lucros em um dado trimestre deve induzir uma redução nos lucros futuros e vice-versa. De maneira a discutir essa questão, analisamos separadamente as empresas com parâmetros negativos significativos.

Para as 11 empresas com coeficiente negativo e significativo, foi possível encontrar três motivos principais para os parâmetros negativos. O primeiro motivo é o fato de, em alguns casos, quando os lucros da atividade operacional caem em um trimestre (ou durante um ano), os gestores atuam no sentido de reequilibrar a contabilidade das empresas para compensar as perdas passadas com lucros futuros. O segundo motivo é o fato de os lucros, para longos períodos, parecerem constantes ou sem crescimento; nesses casos, os lucros parecem seguir um comportamento de média móvel. O terceiro motivo está relacionado à implicação de fatores macroeconômicos nos lucros, visto que algumas companhias enfrentaram, durante o período de 2002 e 2003, uma forte instabilidade em seus lucros causada pela crise econômica. Além disso, as empresas com lucros negativos de longo prazo (perdas) devem ter coeficientes negativos. Para ilustrar esses casos de parâmetros negativos, a Figura 1 apresenta, graficamente, o comportamento das séries temporais dos

lucros para quatro dentre as 11 companhias com parâmetros negativos. A apresentação gráfica de todas as companhias negativas está disponível mediante solicitação.

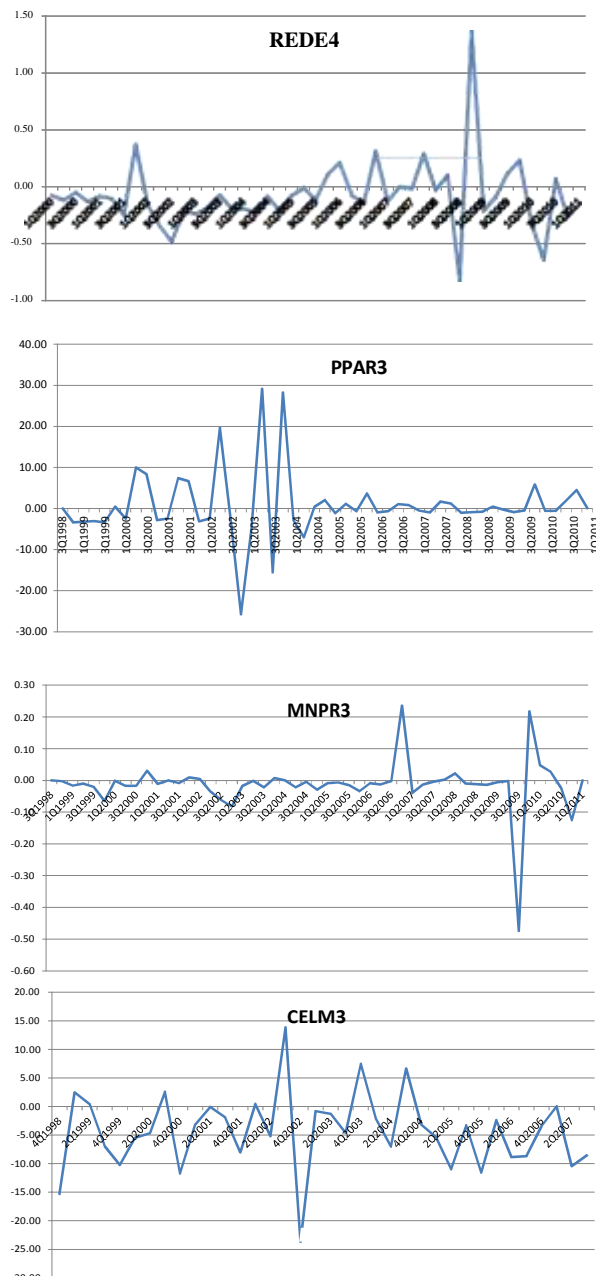


Figura 1: Comportamento das séries temporais dos lucros para companhias com parâmetros negativos. REDE4, PPAR3, MNPR3 e CELM3 são as abreviações comerciais das empresas selecionadas.

De acordo com os gráficos de séries temporais dos lucros, em todos os casos, um grande choque pode ser observado nos lucros. As empresas representadas por REDE4, MNPR3 e CELM3 mostram longos períodos de lucros negativos. Sendo assim, é possível interpretar a persistência de lucros negativos (perdas), o que significa que algum choque

negativo se tornou permanente nas séries temporais. Em todos os casos, grandes choques positivos foram meramente transitórios, seguidos por lucros negativos. O caso da PPAR3 ilustra o período de alta instabilidade que algumas empresas brasileiras enfrentaram devido à crise internacional (*default* argentino) e à instabilidade política local (durante a eleição presidencial de 2002).

3.1 Testes transversais para diferenças de persistência

A segunda etapa deste estudo destina-se a testar dois possíveis determinantes para diferenças na persistência de lucros. O primeiro é o tamanho da companhia e o segundo é o nível das práticas de governança corporativa.

Para testar a primeira hipótese, que se relaciona a persistência de lucros e o tamanho, três medidas diferentes de tamanho são utilizadas: total de ativos, receita total e capitalização de mercado. Como algumas companhias não têm todo o período (isto é, algumas companhias interromperam suas atividades, ou foram submetidas a incorporações e aquisições, e, portanto, não apresentam dados recentes), usamos os valores da última informação disponível, o que induz a um “ruído” nos testes, pois estamos comparando dados de diferentes períodos. De modo a reduzir esse viés, estimamos três quartis (25°, 50° e 75°) para dividir as empresas em quatro grupos de acordo com o critério tamanho.

Testes de diferenças de médias foram realizados para verificar as diferenças de persistência entre grupos de acordo com o tamanho. Em vista da falta de espaço, apenas foram apresentados resultados de tamanho medidos pelo total de ativos na Tabela 4. Outras medidas de tamanho originaram conclusões similares.

Tabela 4: Teste de médias para diferenças de parâmetros de persistência de acordo com o tamanho (total de ativos)

	N	Média	Desvio Padrão	Erro Padrão	Intervalo de Confiança de 95% para Média		Mínimo	Máximo
					Limite Inferior	Limite Superior		
Pequena	67	0,1244	0,2414	0,0294	0,0655	0,1832	-0,4308	0,7114
Média-Pequena	68	0,1577	0,2543	0,0308	0,0962	0,2193	-0,4335	0,7246
Média-Grande	68	0,2251	0,2590	0,0314	0,1624	0,2878	-0,3775	0,7451
Grande	68	0,2554	0,2292	0,0277	0,2000	0,3109	-0,3970	0,6771
Total	271	0,1909	0,2504	0,0152	0,1609	0,2208	-0,4335	0,7451
Estatísticas F: 4,035					Sig.: 0,008			

As Estatísticas F rejeitam a hipótese nula de mesma média entre os grupos.

Com base nos resultados apresentados na Tabela 4, indica-se que o parâmetro de persistência de lucros é diferente para empresas com diferentes tamanhos, isto é, a média do parâmetro de persistência é diferente entre os grupos ($p < 0,01$). Ao observar as médias para cada grupo, os resultados indicam que empresas maiores apresentam parâmetros de persistência de lucros mais altos. Portanto, consistente com Lev (1983), encontramos sustentação para nossa primeira hipótese.

A segunda hipótese prevê a relação entre a persistência de lucros e o nível de governança corporativa. As empresas foram divididas em quatro grupos, de acordo com o nível de governança corporativa proposto pela BM&FBOVESPA (Bolsa de Valores de São Paulo). O primeiro grupo consiste no Novo Mercado (NM) da Bovespa, que apresenta o nível mais elevado de governança corporativa; o segundo grupo é o Nível 1 (N1), o segundo nível de governança corporativa mais elevado; o terceiro grupo é o Nível 2 (N2), que é o menos elevado dentre os níveis de governança corporativa; e Trad. é o processo tradicional, com poucas (ou sem) práticas de governança corporativa. O número de companhias em cada nível de governança corporativa foi apresentado anteriormente na Tabela 1.

Tabela 5: Teste de médias para diferenças de parâmetros de persistência de acordo com os níveis de governança corporativa

	N	Média	Desvio Padrão	Erro Padrão	Intervalo de Confiança de 95% para Média		Mínimo	Máximo
					Limite Inferior	Limite Superior		
Trad.	208	0,1699	0,2549	0,0177	0,1350	0,2047	-0,4335	0,7451
N2	6	0,3272	0,1851	0,0756	0,1330	0,5215	0,1517	0,5915
N1	27	0,2266	0,2538	0,0489	0,1261	0,3270	-0,1712	0,7026
NM	30	0,2776	0,2010	0,0367	0,2026	0,3527	-0,1413	0,6976
Total	271	0,1909	0,2504	0,0152	0,1610	0,2209	-0,4335	0,7451
Estatística F: 2,504					Sig.: 0,060			

As Estatísticas F rejeitam a hipótese nula de mesma média entre os grupos.

De acordo com a Tabela 5, os grupos têm diferentes médias de parâmetro de persistência, assumindo um nível de significância de 10%. Os resultados da Tabela 5 não possibilitam confirmar que os níveis mais altos de governança corporativa apresentam parâmetros de persistência mais altos; em primeiro lugar devido ao nível de significância (isto é, a hipótese nula de mesma média não pode ser rejeitada no nível 5%); em segundo, devido à magnitude das médias para cada grupo.

É possível observar que as empresas do Novo Mercado (NM) têm um parâmetro de persistência mais alto (0,2776) em comparação às empresas de Nível 1 (N1) – 0,2266. Na outra extremidade, o sistema tradicional (Trad.), com padrões fracos ou inexistentes de governança corporativa, apresenta o parâmetro de persistência mais baixo (0,1699), o que confirma, em parte, a expectativa anterior de que níveis de governança corporativa mais elevados estão associados a parâmetros de persistência mais elevados. Contudo, como o grupo de Nível 2 (N2) apresenta a maior média (0,3272), não é possível confirmar nossa hipótese. O pequeno número de companhias no grupo N2 (6 empresas) pode não apresentar conclusões significativas.

Para aprofundar esta questão, dividimos as empresas em dois grupos: empresas com níveis diferenciados de governança corporativa (NM, N1 e N2) e empresas tradicionais (Trad.). O primeiro grupo é composto por 63 empresas; o segundo, por 208 empresas. Realizamos testes para diferenças médias. A Tabela 6 informa as médias para os dois grupos, e é possível inferir que as empresas com níveis diferenciados de governança corporativa (NM, N1 e N2) têm, em média, um parâmetro de persistência mais elevado.

Tabela 6: Teste de médias para diferenças de parâmetros de persistência de acordo com os níveis de governança corporativa

Grupos de empresas	N	Média	Desvio Padrão	Média de Erro Padrão
Registro tradicional	208	0,1698	0,2548	0,0176
Empresas com registro especial (NM, N1 e N2)	63	0,2604	0,2230	0,0281
Variações iguais presumidas:		Estatísticas F: -2,541		Sig.: 0,012
Variações iguais não presumidas:		Estatísticas F: -2,728		Sig.: 0,007

As Estatísticas F rejeitam a hipótese nula de mesma média entre os grupos.

Também testamos diferenças entre os três grupos especiais de registro (NM, N1 e N2). No entanto, não é possível confirmar estatisticamente as diferenças entre os três grupos com níveis mais elevados de governança corporativa.

4 CONCLUSÕES

Considerando os diferentes papéis que o parâmetro de persistência de lucros pode desempenhar, parece relevante compreender o quão persistentes são os lucros de companhias brasileiras listadas em bolsa de valores e identificar potenciais determinantes de persistência de lucros, ou seja, o tamanho da empresa e seu padrão de governança corporativa.

Ao coletar dados sobre os lucros trimestrais, percebemos uma considerável variação na persistência dos lucros trimestrais específicos da empresa. Mostramos que a maioria das empresas apresenta uma persistência de lucros que não difere significativamente de zero e, surpreendentemente, algumas empresas apresentam uma persistência de lucros negativa. Além disso, encontramos uma notável persistência de lucros inferior àquela encontrada em estudos anteriores aplicados a companhias norte-americanas listadas em bolsa de valores.

Nossos resultados sugerem, ainda, que o tamanho da empresa parece ser um importante determinante do parâmetro de persistência de lucros. Através do uso de diferentes medidas para tamanho (total de ativos, receita total e capitalização de mercado), obtivemos consistentemente o suporte para nossa primeira hipótese, a qual indica que o parâmetro de persistência de lucros é mais elevado em empresas maiores.

Por fim, a persistência de lucros é maior para empresas com padrões diferenciados de governança corporativa, quando comparados com empresas tradicionais. Entretanto, não encontramos suporte para a expectativa de que o parâmetro de persistência de lucros é mais elevado para empresas com o maior nível de governança corporativa (NM em relação aos dois outros níveis), sustentando, em parte, nossa segunda hipótese.

Dada a considerável variabilidade na persistência de lucros específica de empresa, a principal conclusão deste estudo é o fato de que os lucros contábeis devem ser considerados com cuidado quando utilizados para fins tanto de avaliação como de incentivo, especialmente para empresas menores e para aquelas com padrões menos elevados de governança corporativa.

Embora tenhamos tentado discutir algumas possíveis razões para esses resultados, parece necessário desenvolver mais pesquisas com o intuito de compreender os determinantes de persistência de lucros para companhias brasileiras listadas em bolsa de valores; o que deve ser de interesse considerável para aqueles que estabelecem padrões contábeis ao considerarem padrões alternativos de publicação que podem impactar a persistência de lucros das empresas.

REFERÊNCIAS

BABER, W. R.; KANG, S.; KUMAR, K. R. Accounting earnings and executive compensation: the role of earnings persistence. **Journal of Accounting and Economics**, v. 25, n. 2, p. 169-193, maio 1998.

- BAGINSKI, S. P. et al. The relationship between economic characteristics and alternative annual earnings persistence measures. **The Accounting Review**, Vol. 74, No. 1, p. 105-120, 1999.
- BAGINSKI, S. P. et al. A time-series approach to measuring the decline in quarterly earnings persistence. **Advances in Accounting**, v. 20, p. 23-42, 2003.
- BROWN, L. D. Earnings forecasting research: its implications for capital markets research. **International Journal of Forecasting**, v. 9, n. 3, p. 295-320, 1993.
- CHRISTENSEN, P. O.; FELTHAM, G. A.; SABAC, F. A contracting perspective on earnings quality. **Journal of Accounting and Economics**, v. 39, n. 2, p. 265-294, jun. 2005.
- COELHO, A.C.; AGUIAR, A. B.; LOPES, A. L. Relationship between abnormal earnings persistence, industry structure, and market share in Brazilian public firms. **Brazilian Administration Review**, v. 8, n. 1, p. 48-67, jan./mar. 2011.
- 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.
- DECHOW, P. M.; SLOAN, R. G. Executive incentives and horizon problems. **Journal of Accounting and Economics**, v. 14, n. 1, p. 51-89, mar. 1991.
- DECHOW, P. M.; GE, W.; SCHRAND, C. Understanding earnings quality: a review of the proxies, their determinants and their consequences. **Journal of Accounting and Economics**, v. 50, n. 2-3, p. 344-401, dez. 2010.
- EASTON, P. D.; ZMIJEWSKI, M. E. Cross-sectional variation in the stock market response to accounting earnings announcement. **Journal of Accounting and Economics**, v. 11, n. 2-3, p. 117-141, jul. 1989.
- FOSTER, G. Quarterly accounting data: time-series properties and predictive-ability results. **The Accounting Review**, v. 52, n. 1, p. 1-21, jan. 1977.
- KOTHARI, S. P. Capital markets research in accounting. **Journal of Accounting and Economics**, v. 31, n. 1-3, p. 105-231, set. 2001.
- KORMENDI, R.; LIPE, R. Earnings innovations, earnings persistence and stock returns. **Journal of Business**, v. 60, n. 3, p. 323-345, jul. 1987.
- LEV, B. Some economic determinants of time-series properties of earnings. **Journal of Accounting and Economics**, v. 5, n. 1, p. 31-48, abr. 1983.
- LIPE, R. The relation between stock returns and accounting earnings given alternative information. **The Accounting Review**, Vol. 65, No. 1, p. 49-71, jan. 1990.
- MENDENHALL, R. R. How naïve is the market's use of firm-specific earnings information? **Journal of Accounting Research**, Vol. 40, No. 3, p. 841-863, jun. 2002.

MILLER, M.; ROCK, K. Dividend policy under asymmetric information. **Journal of Finance**, v. 40, n. 4, p. 1031-1052, set. 1985.

OHLSON, J. A. Earnings, book values, and dividends in equity valuation. **Contemporary Accounting Research**, v. 11, n. 2, p. 661-687, Spring 1995.

PIMENTEL, R. C.; LIMA, I. S. Time-series properties of earnings and their relationship with stock prices in Brazil. **Business and Economics Research Journal**, Vol. 1, No. 4, p. 43-65, 2010.

ŞABAC, F. Dynamic incentives and retirement. **Journal of Accounting and Economics**, v. 46, n. 1, p. 172-200, set. 2008.

SILVA, A. C.; SUBRAHMANYAM, A. Dual-class premium, corporate governance, and the mandatory bid rule: evidence from the Brazilian stock market. **Journal of Corporate Finance**, v. 13, n. 1, p. 1-24, mar. 2007.

ZHAO, R.; MILLET-REYES, B. Ownership structure and accounting information content: evidence from France. **Journal of International Financial Management and Accounting**, Vol. 18, No. 3, p. 223-246, Autumn 2007.