

## A RELAÇÃO ENTRE GERENCIAMENTO DE RESULTADOS E CONSERVADORISMO CONTÁBIL EM COMPANHIAS ABERTAS BRASILEIRAS

### THE RELATIONSHIP BETWEEN EARNINGS MANAGEMENT AND ACCOUNTING CONSERVATISM IN BRAZILIAN PUBLIC LISTED COMPANIES

Ednael Silva Dutra\* E-mail: [ednaeldutra@globo.com](mailto:ednaeldutra@globo.com)

Fábio Moraes da Costa\* E-mail: [fabio@fucape.br](mailto:fabio@fucape.br)

\*FUCAPE Business School, Vitória, ES

**Resumo:** Este estudo investigou se há relação entre o gerenciamento de resultados e o grau de conservadorismo de companhias abertas brasileiras. A primeira etapa da metodologia consistiu no cálculo dos *accruals* discricionários. Em seguida, foram rodados modelos de identificação do conservadorismo contábil para o resultado divulgado e para o resultado que contempla somente os *accruals* não discricionários, *proxy* para o “resultado não gerenciado”. Os resultados indicam que não há conservadorismo no Brasil, pois há antecipação do reconhecimento de ganhos em relação às perdas. Adicionalmente, não há diferença entre o grau de conservadorismo do resultado divulgado em comparação ao resultado não gerenciado.

**Palavras-chave:** Gerenciamento de resultados. Conservadorismo. Qualidade de lucros.

**Abstract:** In this paper we investigate if there is a relation between earnings management and the degree of accounting conservatism in Brazilian public companies. In our methodology, first the discretionary accruals were estimated. Then, regression models for accounting conservatism were applied using two different specifications: one with reported earnings and the other using earnings minus discretionary accruals, our proxy for “non-managed earnings”. Our results indicate that, on average, there Brazilian firms aren’t conservative, because they tend to anticipate gains instead of losses. In addition, there is no difference between the degrees of conservatism on reported earnings when compared to “non-managed earnings”.

**Keywords:** Earnings management; Conservatism. Earnings Quality.

## 1 INTRODUÇÃO

O objetivo deste trabalho é avaliar se há relação entre o nível de gerenciamento de resultados e o grau de conservadorismo contábil apresentado pelas companhias abertas brasileiras. Assim, este estudo investiga se há interrelação entre dois aspectos da qualidade da informação contábil.

A presença do conservadorismo na prática e na teoria contábil não é um fenômeno recente. Paton (1941) argumenta que existem evidências sobre o conceito de “custo ou mercado, dos dois o menor”, desde o final do século XIV. E não só o

conservadorismo é uma característica do modelo contábil (BASU, 1997), como também houve aumento do conservadorismo condicional ao longo dos últimos 30 anos (WATTS, 2003b).

Dentre as diversas definições possíveis encontradas na literatura sobre conservadorismo, Basu (1997) o caracteriza como a uma prática de requerer um mais alto grau de análise para reconhecer ganhos do que perdas, assim refletindo mais oportunamente resultados negativos do que resultados positivos.

Apesar de Ball, Kothari e Robin (2000) considerarem o conservadorismo contábil uma importante característica da governança corporativa, dando condições para controle dos gestores e dos contratos tais como os de dívida, Costa, Lopes e Costa (2006, p. 13) afirmam que "... a utilização excessiva do Conservadorismo pode levar à divulgação de informações com falsos sinais para seus usuários".

Lara et al. (2005) compararam o nível de conservadorismo em três países europeus: Alemanha, França e Reino Unido. Em seu trabalho, as evidências indicam que o nível de conservadorismo condicional nos três países seria similar. Por outro lado, trabalhos anteriores indicam que haveria maior conservadorismo em países considerados *common-law* do que *code-law*, em virtude das diferenças nas características institucionais entre os países, como proteção aos investidores e *legal enforcement* (BALL; KOTHARI; ROBIN, 2000).

Visando buscar a explicação para a diferença não significativa no grau de conservadorismo entres os países, Lara et al. (2005) argumentam que em alguns países *code-law*, as escolhas contábeis seriam influenciadas pela tributação. Assim, as empresas teriam incentivos para reduzirem seus resultados, levando à relação entre o nível de gerenciamento de resultados e o grau de conservadorismo condicional (LARA et al., 2005). Outras pesquisas também indicam que o nível de conservadorismo condicional é impactado pela suavização de resultados e pelo conservadorismo incondicional (GASSEN et al, 2006).

No contexto brasileiro, existem sinais de conservadorismo conforme conclusão alcançada no estudo de Costa, Lopes e Costa (2006). Porém, outras pesquisas também evidenciaram a antecipação de ganhos em relação às perdas (COELHO; LIMA, 2007; SANTOS; COSTA, 2008). Os resultados variam, dependendo da amostra e dos modelos utilizados (CASTRO, 2011).

Jones (1991) afirma que a aplicação de diferentes métodos contábeis é uma das formas possíveis de gerenciar o resultado. Na visão de Healy e Whalen (1999), há gerenciamento de resultados quando os gestores usam do conteúdo discricionário das normas, com o propósito de influenciar a interpretação dos agentes externos sobre os contratos que estão atrelados a divulgação dos números contábeis.

Há evidências empíricas da prática do gerenciamento de resultado no mercado brasileiro (MARTINEZ, 2008). Martinez (2001) indica algumas tendências do mercado brasileiro, no qual há tanto o gerenciamento de resultado para baixo, evidenciando uma situação econômica abaixo da realidade do negócio, quanto gerenciamento de resultado para cima, evidenciando uma situação econômica acima da realidade do negócio.

Diante das situações indicadas nos parágrafos anteriores e de que uma das consequências do conservadorismo consiste na subavaliação do ativo líquido, pode-se questionar se a aplicação de práticas de gerenciamento de resultados “para baixo” afetam o nível de conservadorismo no Brasil, cuja relação foi comprovada para França e Alemanha (LARA et al, 2005).

Portanto, este estudo levanta um problema de pesquisa que pode ser expresso na seguinte pergunta: Qual o efeito das práticas de gerenciamento de resultados no grau de conservadorismo contábil no contexto brasileiro?

No Brasil há um estudo anterior que relaciona práticas de suavização de resultados e o nível de conservadorismo. Em seu estudo, Almeida et al. (2012) apresentam evidências de que empresas entre “não suavizadoras” apresentam maior grau de conservadorismo condicional que as “suavizadoras”.

Este trabalho visa trazer contribuições adicionais ao trabalho de Almeida et al (2012), pois leva em consideração a magnitude e o sentido do gerenciamento de resultados, por meio da estimação dos *accruals* discricionários (DECHOW et al., 1995).

O Brasil possui as características de países *code-law* uma vez que possui “mercado acionário baseado no crédito, forte vinculação entre aspectos tributários e contábeis, influência governamental no estabelecimento dos padrões contábeis, influência do direito romano na formulação das leis” (LOPES; SANT’ANA; COSTA, 2007, p. 498)<sup>i</sup>.

Potencialmente, empresas que gerenciam seu resultado para baixo poderiam também apresentar um maior nível de conservadorismo condicional. Assim, o estudo compara o nível de reconhecimento assimétrico entre “más notícias” e “boas notícias” (BASU, 1997), tanto do resultado contábil “gerenciado” (o resultado divulgado pela entidade) quanto do resultado contábil “não gerenciado” (consistindo no resultado divulgado menos os *accruals* discricionários).

Assim, a seguinte hipótese foi testada neste estudo:

H<sub>0</sub>: o lucro gerenciado apresenta um grau de conservadorismo condicional maior do que o lucro não gerenciado.

Os resultados indiciam que, em média, os *accruals* discricionários são negativos, evidenciando que as empresas brasileiras gerenciam seu resultado para baixo. Porém, diferentemente dos achados de Lara et al. (2005), não foi possível encontrar evidências de que o nível de gerenciamento de resultados interfere no grau de conservadorismo condicional, ainda mais em virtude de que no Brasil, há o reconhecimento mais oportuno das “boas notícias” em relação às “más notícias”.

Assim, o estudo contribui para a avaliação da inter-relação entre diferentes características da informação contábil, e traz novos questionamentos sobre o papel do conservadorismo em países com características institucionais significativamente diferentes de outros países *code-law*.

## **2 REFERENCIAL TEÓRICO**

### **2.1 Conservadorismo Contábil e Gerenciamento de Resultados:**

Uma das definições de conservadorismo consiste em avaliar se o grau de verificabilidade exigido para o reconhecimento de “más notícias” em relação às “boas notícias” leva ao reconhecimento assimétrico entre a informação contábil e o comportamento de preços no mercado (BASU, 1997).

Watts (2003a) elenca quatro principais explicações para o uso do conservadorismo nas práticas contábeis:

a) contratos – a essência da explicação de contratos vem da forma de como o conservadorismo contábil direciona o risco moral causado principalmente pela

assimetria de informação, pagamentos assimétricos, horizontes limitados e responsabilidades limitadas que as partes integrantes de uma empresa possuem.

b) litígios – a ação judicial de acionistas incentiva o uso do conservadorismo nas práticas contábeis uma vez que os danos causados aos investidores por exagero na avaliação (superavaliação) de ativos líquidos é mais provável gerar um custo litigioso do que se fosse causado por subavaliação dos ativos líquidos.

c) tributação – no âmbito da tributação as práticas contábeis reconhecerão assimetricamente ganhos e perdas com o intuito de reduzir os impostos de uma empresa lucrativa e aumentar o valor da empresa através do atraso no reconhecimento das receitas e acelerar o reconhecimento da despesa, dessa forma haverá um atraso no pagamento dos impostos.

d) reguladores e normatizadores – por fim os reguladores e normatizadores estão sujeitos a enfrentar mais críticas quando as regras e normas deixarem as empresas superestimar mais seus ativos líquidos do que subestimá-los, assim eles possuem um incentivo próprio para emitir regras e normas mais conservadoras para as práticas contábeis e relatório financeiros.

Pesquisas anteriores no Brasil apresentam evidências sobre como algumas características citadas por Watts (2003a) explicam o nível de qualidade da informação contábil. Por exemplo, Gonzaga e Costa (2009) indicam que o conservadorismo condicional poderia ser uma medida para mitigar conflitos de interesses entre minoritários e majoritários.

Especificamente sobre a questão da tributação, Maciel (2011) apresenta evidências de que dependendo do nível de influência da tributação nas escolhas contábeis das companhias abertas brasileiras, o nível de conservadorismo já seria diferente.

O gerenciamento de resultados ocorre quando o gestor aplica seu discernimento sobre as demonstrações financeiras com o objetivo de influenciar a interpretação dos *stakeholders* sobre o desempenho econômico da empresa como também alterar os resultados de contratos que depende da informação contábil (HEALY; WHALEN, 1999).

Além do reconhecimento assimétrico de ganhos e perdas, outro atributo da qualidade dos lucros consiste nos estudos sobre o gerenciamento de resultados (DECHOW et al, 2010).

Existem vários estudos que buscam capturar as motivações para a prática de gerenciamento de resultado, como a questão tributária (JONES, 1991) e remuneração de executivos (HEALY, 1985). E normalmente os trabalhos procuram avaliar o gerenciamento tanto por meio da alteração dos métodos contábeis quanto por meio de decisões operacionais (ROYCHOWDHURY, 2006).

No cenário brasileiro, Martinez (2001) consistiu no primeiro trabalho para mensurar o nível de gerenciamento de resultados no Brasil e sua relação com algumas características das empresas. Ao longo dos últimos dez anos, foram encontradas, no Brasil, evidências sobre a relação dos incentivos contratuais (remuneração de executivos e *covenants* contratuais) e de incentivos ligados ao mercado de capitais (emissão de debêntures, avaliação de risco, oferta pública de ações e fechamento de capital) com as práticas de gerenciamento de resultados (para uma revisão sobre o tema, vide MARTINEZ, 2013).

## **2.2 Relação entre conservadorismo contábil e gerenciamento de resultados**

Apesar de reconhecer a existência do gerenciamento de resultados, Watts (2003b) afirma que o gerenciamento de resultado não pode na sua essência explicar as evidências sistemáticas de longo prazo do conservadorismo como também a tendência do conservadorismo em subestimar os valores dos ativos líquidos nas demonstrações financeiras durante longos períodos de tempo.

Segundo Mcleay (2005, p. 735) os artigos sobre a relação entre gerenciamento de resultado e conservadorismo levantam “..*considerable reflection on the way earnings management can influence earnings conservatism, conditional on the institutional context...*”

Para Lara et al. (2005, p. 694) “...*the deliberate and consistent understatement of income or overstatement of expenses should not be described as conservatism, or interpreted as desirable properties of accounting numbers...*”. A prática deliberada e consistente de subestimar os ativos líquidos deve ser visto como gerenciamento de resultado no qual responde aos incentivos próprios dos gestores sem se alinhar aos interesses dos investidores (LARA et al., 2005).

Para Gassen et al. (2006), práticas de gerenciamento, como a de suavização de resultados, podem influenciar o nível de conservadorismo condicional. Assim o

modelo de Basu (1997), que visa capturar o diferencial da velocidade de reconhecimento de má notícia em relação a boa notícia, poderia não apenas ser influenciado pelas práticas conservadoras de proteção ao investidor, mas também pelas práticas de gerenciamento de resultados.

Buscando entender a relação entre gerenciamento de resultado e conservadorismo no resultado, Lara et al. (2005) questionam se o gerenciamento de resultados está direcionando às medidas do conservadorismo no resultado. Os autores relatam que apesar do modelo de Basu (1997) ter expandido o campo de pesquisa sobre conservadorismo e outras propriedades do resultado, existe uma evidente preocupação de como separar empiricamente o conservadorismo no resultado do gerenciamento de resultado.

Lara et al. (2005) procuram esclarecer porque alguns estudos mostram semelhança do nível de conservadorismo entre o Reino Unido, país com regime contábil de base *common-law*, e os países da Europa Continental como a França e a Alemanha que possuem o *code-law* como a base para o regime contábil, uma vez que a literatura aponta que o nível de conservadorismo é maior em países com regime contábil de base “*common-law*” (BALL et al, 2000).

O estudo de Lara et al. (2005) conclui que o gerenciamento de resultado direciona significativamente as medidas de conservadorismo no resultado dentro de um certo contexto institucional com fraca proteção ao investidor e uma estrutura de propriedade concentrada, ou seja, mercado de capital pouco desenvolvido.

Assim os autores acima mostram que o gerenciamento de resultado afeta seriamente as pesquisas contábeis na Europa, sendo que os efeitos causados sobre o conservadorismo no resultado exemplificam essa afirmação onde “...(*the understatement of earnings could be affecting valuation models using earnings numbers, valuation using multiples, the earnings response coefficient in association models, etc...*)...” (LARA et al., 2005, p. 721).

Neste trabalho, será empregada a mesma abordagem metodológica utilizada por Lara et al. (2005) para avaliar se o mesmo efeito encontrado para a Alemanha e França também seria válido para o Brasil.

### 3 METODOLOGIA

Este capítulo destina-se a descrever a metodologia utilizada para alcançar o objetivo do trabalho, que consiste em investigar a relação entre o gerenciamento de resultados e o grau de conservadorismo contábil no mercado brasileiro. Para isso, foram utilizados o Modelo de Jones Modificado (DECHOW; SLOAN; SWEENEY, 1995) para capturar o gerenciamento de resultado e o modelo de Basu (1997) para mensurar o conservadorismo.

#### 3.1 Modelos

Para efeito de determinação do impacto do gerenciamento de resultado sobre o conservadorismo contábil será utilizada a mesma metodologia empregada por Lara et al. (2005) com algumas alterações em relação a aspectos particulares do Brasil.

Para tanto, inicialmente foi calculado o *accrual* discricionário por meio do modelo de Jones Modificado (DECHOW et al., 1995)<sup>ii</sup>. Empiricamente, a estimação é feita em regressões por ano/setor. No Brasil, a quantidade de observações por setor é reduzida. Assim, os dados foram tratados em painel, com duplo efeito fixo (empresa e ano).

Posteriormente, duas regressões foram utilizadas para o cálculo do grau de conservadorismo: uma considerando o resultado contábil divulgado e outra considerando o “resultado não gerenciado”, em que os *accruals* discricionários foram subtraídos. Por fim, foram comparados os coeficientes das duas regressões.

Para capturar o gerenciamento de resultado (*accrual* discricionário - DACC), a primeira etapa foi calcular os *Accruals* Totais (TACC), consistente com estudos anteriores (HEALY: 1985; JONES: 1991; DECHOW et al., 1995; LOPES E TUKAMOTO: 2007). Assim, o *Accrual* Total Operacional (ATop) foi calculado da seguinte maneira:

$$ATop_{it} = \left( \frac{\Delta AC_t - \Delta PC_t - INACCL_t}{A_{t-1}} \right) \quad [1]$$

em que:

$ATop_t$  = *accrual* total operacional no período t;

$\Delta AC_t$  = variação no ativo circulante em t, não foram consideradas para efeito do cálculo as contas de “caixa e equivalentes caixa” e “investimentos em aplicações financeiras”;

$\Delta PC_t$  = variação do passivo circulante em t, não foram consideradas para efeito do cálculo as contas de “financiamento de curto prazo”, “debêntures”, “dividendos” e “empréstimos a pagar a controlada”;  
 $INACCL_t$  = itens que não afetam o capital circulante líquido dentre eles depreciação, amortização e exaustão;  
 $A_{t-1}$  = ativo total em t – 1.

Posteriormente, o  $ATop$  foi regredido conforme fórmula apresentada abaixo:

$$ATop_{it} = \alpha_0 + \alpha_i + \alpha_1 \left( \frac{1}{A_{t-1}} \right) + \alpha_2 \left( \frac{\Delta Rec_{it}}{A_{t-1}} \right) + \alpha_3 \left( \frac{PPE_{it}}{A_{t-1}} \right) + \sum_{j=1}^{11} \alpha_j Dano + \varepsilon_{it} \quad [2]$$

em que:

$ATop_{it}$  = *accrual* total operacional da companhia i no período t;

$\Delta Rec_{it}$  = variação das receitas operacionais líquidas da companhia i no período t;

$PPE_{it}$  = ativo permanente menos investimento permanente da companhia i no período t;

$A_{t-1}$  = ativo total da companhia i no período t – 1;

$Dano$  = *dummies* para cada ano da amostra;

$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$  = coeficiente estimados por regressão;

$\varepsilon_{it}$  = termo de erro da regressão.

Em seguida, foram utilizados os coeficientes da Equação 2 para estimar o *Accruals* Não Discricionários (NAD) (DECHOW et al, 1995), conforme notação abaixo:

$$NADCC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \left( \frac{1}{A_{t-1}} \right) + \alpha_2 \left( \frac{\Delta Rec_{it}}{A_{t-1}} - \frac{\Delta Receb_{it}}{A_{t-1}} \right) + \alpha_3 \left( \frac{PPE_{it}}{A_{t-1}} \right) + \sum_{j=1}^{11} \alpha_j Dano \quad [3]$$

em que:

$NADCC_{it}$  = *accrual* não discricionário da companhia i no período t;

$\Delta Rec_{it}$  = variação das receitas operacionais líquidas da companhia i no período t;

$\Delta Receb_{it}$  = variação de contas a receber líquidas da companhia i no período t;

$PPE_{it}$  = ativo permanente menos investimento permanente da companhia i no período t;

$A_{t-1}$  = ativo total da companhia i no período t – 1;

$Dano$  = *dummies* para cada ano da amostra;

$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$  = coeficiente estimados da por regressão.

Por fim, para encontrar a parcela do *Accrual* Discricionário, foi retirada do *Accrual* Total Operacional a parcela do *Accrual* Não Discricionário, conforme Lara et al. (2005):

$$ADCC_{it} = ATop_{it} - NADCC_{it} \quad [4]$$

em que:

$ADCC_{it}$  = *accrual* discricionário da companhia i no período t;

$ATop_{it}$  = *accrual* total operacional da companhia i no período t;

$NADCC_{it}$  = *accrual* não discricionário da companhia i no período t;

Conforme Lopes e Tukamoto (2007), foram necessárias algumas adaptações ao modelo original, devido às peculiaridades da contabilidade brasileira e também levando em consideração a disponibilidade de dados. Assim, para a variável  $Rec_{it}$  foi

utilizada a Receita Líquida excluída dos impostos incidentes sobre o faturamento “Receita Líquida Operacional”. Já para a variável  $PPE_{it}$  foi utilizado o Ativo Permanente menos o Investimento.

Em seguida, para retirar o efeito do gerenciamento de resultados sobre o lucro divulgado foi calculada uma medida de “resultado não gerenciado”, conforme Equação 5 apresentada a seguir:

$$E^*_{it} = \left( \frac{E_{it} - DACC_{it}}{At_{t-1}} \right) \quad [5]$$

em que:

$E^*_{it}$  = resultado não gerenciado da companhia i no período t;

$E_{it}$  = lucro líquido contábil menos resultado não operacional da companhia i no período t;

$DACC_{it}$  = *accrual* discricionário multiplicado pelo total do ativo defasado (t-1) da companhia i no período t. Essa multiplicação tem o objetivo controlar a escala do  $DACC_{it}$ ;

$At_{t-1}$  = total do ativo do ano anterior da companhia.

Diferente do que foi aplicado por Lara *et al.* (2005), as variáveis foram divididas pelo ativo total do ano anterior, e não pelo preço da ação.

A razão para deflacionar as variáveis pelo ativo total defasado deve-se ao objetivo de minimizar o efeito do valor de mercado quando este é próximo de zero, principalmente para as empresas que apresentam prejuízo. Tais empresas apresentam valor de mercado próximo à zero e a divisão pode viesar a distribuição dos dados. Dessa forma, a divisão pelo valor do ativo seria menos sensível do que o valor de mercado (BASU, 1997; CASTRO; 2011; MACIEL, 2011). Esse entendimento também foi estendido ao Modelo de Basu (1997) aplicado neste trabalho.

Para aferir a existência de conservadorismo este trabalho utilizará o modelo de Basu (1997), utilizado também nos estudos brasileiros de Costa, Lopes e Costa (2006) e Santos e Costa (2008). O modelo busca captar se há diferença na oportunidade do resultado contábil quando o retorno da ação no período for positivo ou negativo.

Como os dados foram rodados em painel, segue abaixo o modelo proposto por Basu (1997), acrescido a variável dummies ano para se adequar ao cenário brasileiro:

$$\frac{E_{it}}{At_{t-1}} = \beta_0 + \beta_i + \beta_1 D_{it} + \beta_2 \frac{RE_{it}}{At_{t-1}} + \beta_3 D_{it} \frac{RE_{it}}{At_{t-1}} + \sum_{j=1}^{11} \beta_j Dano + \varepsilon_{it} \quad [6]$$

em que:

$E_{it}$  = lucro líquido (contábil) por ação da empresa i no ano t;

$D_{it}$  = variável *dummys* será 1 se o retorno econômico for negativo e zero nos demais casos;

$RE_{it}$  = retorno econômico por ação da empresa i no ano t ( $P_t - P_{t-1}$  ajustado pelo pagamento de dividendos);  $P_{t-1}$  = preço da ação no final do ano anterior;

$\beta_2$  = reflete a oportunidade do lucro contábil, isto é, o reconhecimento do retorno econômico pelo lucro contábil;

$\beta_1$  e  $\beta_3$  = refletem o reconhecimento assimétrico do retorno econômico às boas (resultado positivo) e más (resultado negativo) notícias, pelo lucro contábil;

$At_{t-1}$  = total do ativo do ano anterior;

$Dano$  = Dummies para cada ano da amostra;

$E_{it}$  = termo de erro da regressão.

O coeficiente  $\beta_3$  é utilizado para identificar se há reconhecimento assimétrico do retorno econômico pelo lucro contábil. Haverá conservadorismo se o retorno negativo (má notícia) é reconhecido mais rapidamente do que o retorno positivo (boa notícia).

O coeficiente  $\beta_2$  reflete se a informação contábil contida no lucro contábil é oportuna em relação ao retorno econômico tanto positivo quanto negativo, já o  $\beta_3$  somente para resultado negativo.

Para compor a variável retorno foi utilizado o valor de mercado (quantidade de ação multiplicada pelo preço da ação) conforme Castro (2011) e Maciel (2011). Para a composição dessa variável foi utilizado o valor de mercado no quarto mês após o encerramento do exercício conforme utilizado por Basu (1997) com “objetivo assegurar a resposta do mercado para os retornos do fim do ano fiscal, ou seja, a oportunidade da informação” (SANTOS; COSTA, 2008, p. 32).

O lucro divulgado utilizado foi calculado com base no lucro líquido antes do resultado não operacional, procedimento similar ao adotado também por Basu (1997). A diferença é que Basu (1997) calcula o resultado antes de “itens extraordinários”.

A Equação 6 foi novamente empregada. Porém, em vez do resultado divulgado, foi utilizado o “resultado não gerenciado” ( $E^*_{it}$ ) no modelo. A seguir a nova Equação do Modelo de Basu (1997):

$$\frac{E^*_{it}}{At_{t-1}} = \beta_0 + \beta_1 + \beta_2 D_{it} + \beta_3 \frac{RE_{it}}{At_{t-1}} + \beta_4 D_{it} \frac{RE_{it}}{At_{t-1}} + \sum_{j=1}^{11} \beta_j Dano + \varepsilon_{it} \quad [7]$$

em que:

$E^*_{it}$  = resultado não gerenciado por ação da empresa i no ano t;

$D_{it}$  = variável *dummy* será 1 se o retorno econômico for negativo e zero nos demais casos;

$RE_{it}$  = retorno econômico por ação da empresa i no ano t ( $P_t - P_{t-1}$  ajustado pelo pagamento de dividendos);  $P_{t-1}$  = preço da ação no final do ano anterior;

$\beta_2$  = reflete a oportunidade do lucro contábil, isto é, o reconhecimento do retorno econômico pelo lucro contábil;

$\beta_1$  e  $\beta_3$  = refletem o reconhecimento assimétrico do retorno econômico às boas (resultado positivo) e más (resultado negativo) notícias, pelo lucro contábil;

$At_{t-1}$  = total do ativo do ano anterior;  
 $Dano$  = dummies para cada ano;  
 $\varepsilon_{it}$  = termo de erro da regressão.

Também foi utilizado o Modelo de Basu (1997) para regredir a parcela do lucro discricionário para complementar a análise do controle do *accrual* discricionário, conforme Lara *et al.* (2005). Assim:

$$\frac{DACC_{it}}{At_{t-1}} = \beta_0 + \beta_i + \beta_1 D_{it} + \beta_2 \frac{RE_{it}}{At_{t-1}} + \beta_3 D_{it} \frac{RE_{it}}{At_{t-1}} + \sum_{j=1}^{11} \beta_j Dano + \varepsilon_{it} \quad [8]$$

em que:

$DACC_{it}$  = *accrual* discricionário da companhia i no período t;  
 $D_{it}$  = variável *dummy* será 1 se o retorno econômico for negativo e zero nos demais casos;  
 $RE_{it}$  = retorno econômico por ação da empresa i no ano t ( $P_t - P_{t-1}$  ajustado pelo pagamento de dividendos);  $P_{t-1}$  = preço da ação no final do ano anterior;  
 $\beta_2$  = reflete a oportunidade do lucro contábil, isto é, o reconhecimento do retorno econômico pelo lucro contábil;  
 $\beta_3$  = refletem o reconhecimento assimétrico do retorno econômico às boas (resultado positivo) e más (resultado negativo) notícias, pelo lucro contábil;  
 $At_{t-1}$  = total do ativo do ano anterior;  
 $Dano$  = dummies para cada ano;  
 $\varepsilon_{it}$  = termo de erro da regressão.

### 3.2 Coleta e tratamento dos dados

As regressões foram rodadas utilizando as técnicas de dados em painel com duplo efeito fixo. A amostra foi extraída do banco de dados da Economatica, considerando as empresas que possuem ações ordinárias e/ou preferenciais negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA) no período de 1997 a 2007.

Não foi incluído o período de 2008 a 2010 com o objetivo de neutralizar quaisquer impactos introduzidos pela lei nº 11.638/2007. Maciel (2011) apresenta evidências de que a alteração do modelo contábil brasileiro e o estabelecimento do Regime Tributário de Transição a partir de 2008 trouxeram impactos no grau de conservadorismo das companhias brasileiras.

Condizente com os estudos de Leuz *et al.* (2003), Lopes e Tukamoto (2007) e Luiz *et al.* (2008) foram excluídas das amostras as instituições financeiras por possuírem normas contábeis específicas.

Para reduzir o efeito dos *outliers* nas regressões, foram eliminados da amostra, os valores extremos superiores e inferiores em cada variável utilizada (1% em cada cauda). Este tratamento é condizente com os trabalhos de Basu (1997), Ball Kothari e Robin (2000) e Costa, Lopes e Costa (2006) e diferente de Lara *et al.* (2005) o qual eliminou da amostra 2% dos extremos superiores e inferiores em cada variável do Modelo de Basu (1997).

#### 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Este capítulo destina-se à análise e descrição dos resultados encontrados na investigação do impacto do gerenciamento de resultado sobre o conservadorismo.

Na Tabela 1 é apresentada a estatística descritiva das principais variáveis utilizadas na pesquisa. Consistente com Lara *et al.* (2005), observa-se que o *accrual* discricionário é próximo de zero e que o desvio padrão do resultado é menor que o desvio padrão do retorno.

**Tabela 1** - Estatística Descritiva

Variável	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Resultado Divulgado	2.408	0,063	0,131	-0,803	0,288
Resultado Não Gerenciado	2.055	0,075	0,155	-1,121	0,780
Retorno	1.801	0,168	0,766	-4,012	19,3012
Dacc	2.801	-0,0612	0,130	-0,623	0,653

A Tabela 2 apresenta os resultados das variáveis do Modelo de Jones (1991) e observa-se que apenas  $\alpha_0$  e  $\alpha_2$  são estatisticamente significantes ao nível de 1%. Por outro lado, o coeficiente  $\alpha_3$  não é significativo. Um dos fatores que poderia explicar a falta de significância estatística de  $\alpha_3$  seria a *proxy* utilizada, pois em vez de serem utilizados os valores brutos do imobilizado e intangível, a base de dados da Economatica disponibiliza os valores líquidos da depreciação e amortização.

**Tabela 2** - Resultado da Regressão 1 e 2 Utilizando o Modelo de Jones (1991)

$$ATop_t = \left( \frac{\Delta AC_t - \Delta PC_t - \Delta INACCL_t}{A_{t-1}} \right) \quad [1]$$

$$ATop_{it} = \alpha_0 + \alpha_i + \alpha_1 \left( \frac{1}{A_{t-1}} \right) + \alpha_2 \left( \frac{\Delta Rec_{it}}{A_{t-1}} \right) + \alpha_3 \left( \frac{PPE_{it}}{A_{t-1}} \right) + \sum_{j=1}^{11} \alpha_j Dano + \varepsilon_{it} \quad [2]$$

	Coeficientes	Estatística-t	P-value		
$\alpha_0$	-0,065	-4,59	0,000	R <sup>2</sup> Ajustado	0,035
$\alpha_1$	-970,420	-1,03	0,302	Estatística-f (prob)	0,000
$\alpha_2$	0,106	4,37	0,000	Número de	
$\alpha_3$	0,013	0,50	0,621	Observações	2.773

**Nota:** ATop<sub>t</sub> = Accrual Total Operacional em t;  $\Delta AC_t$  = Variação no Ativo Circulante em t, não foram consideradas para efeito do cálculo as contas de “caixa e equivalentes caixa” e “investimentos investimentos em aplicações financeiras”;  $\Delta PC_t$  = Variação do Passivo Circulante em t, não foram consideradas para efeito do cálculo as contas de “financiamento de curto prazo”, “debêntures”, “dividendos” e “empréstimos a pagar a controlada”;  $\Delta INACCL_t$  = Variação dos itens que não afetam o Capital Circulante Líquido dentre eles depreciação, amortização e exaustão; A<sub>t-1</sub> = Ativo Total em t – 1; ATop<sub>it</sub> = Accrual Total Operacional da companhia i no período t;  $\Delta Rec_{it}$  = Variação das Receitas Operacionais Líquidas da companhia i no período t; PPE<sub>it</sub> = Ativo Permanente menos Investimento Permanente da companhia i no período t; A<sub>t-1</sub> = Ativo Total da companhia i no período t – 1; Dano = Dummies para cada ano da amostra;  $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$  = Coeficiente estimados por regressão;  $\varepsilon_{it}$  = Termo de erro da regressão.

Já o  $\alpha_2$  possui um coeficiente positivo, sinal este que segundo Jones (1991) não é tão obvio pois ele poderia ser tanto positivo quanto negativo. Apesar do nível de significância analisado ser similar aos resultados de Jones (1991), o R<sup>2</sup> é de 3,48%, distante do percentual apresentado no trabalho de Jones (1991), que é de 23,2%.

Na Tabela 3 é apresentado o resultado das variáveis do Modelo de Basu (1997) em seu modelo original (Painel A), na regressão após o controle dos *accruals* discricionários (Painel B) e por fim a análise do *accrual* discricionário regredido com as variáveis independentes o modelo original de Basu (1997).

Ao analisar a regressão do Painel A da Tabela 3, observa-se que  $\beta_1, \beta_2$  e o  $\beta_3$  apresentam-se estatisticamente significantes ao nível de 1%. No entanto, o coeficiente  $\beta_3$  apresenta sinal negativo, diferentemente do esperado pelo modelo. Assim, assim não se encontra evidência de conservadorismo contábil no Brasil. O resultado é o oposto do conservadorismo: antecipação de ganhos e é consistente com parte dos achados de Santos e Costa (2008), em relação ao comportamento das ações preferenciais e com os de Maciel (2011), em relação ao grupo de empresas com menor influência tributária.

**Tabela 3** - Resultado da Regressão 6 - Utilizando o Modelo de Basu (1997)  
Painel A (Resultado Divulgado)

$$\frac{E_{it}}{At_{t-1}} = \beta_0 + \beta_1 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 \frac{RE_{it}}{At_{t-1}} + \beta_3 D_{it} \frac{RE_{it}}{At_{t-1}} + \sum_{j=1}^{11} \beta_j D_{ano} + \varepsilon_{it} \quad [6]$$

	Coeficientes	Estatística-t	P-value		
$\beta_0$	0,001	0,10	0,917	R <sup>2</sup> Ajustado	0,093
$\beta_1$	-0,023	-4,00	0,000	Estatística-f (prob)	0,000
$\beta_2$	0,051	5,84	0,000	Número de	
$\beta_3$	-0,103	-3,72	0,000	Observações	1.733

**Nota:** Eit = lucro líquido (contábil) por ação da empresa i no ano t; Dit = variável dummies será 1 se o retorno econômico for negativo e zero nos demais casos; REit = retorno econômico por ação da empresa i no ano t (Pt - Pt - 1 ajustado pelo pagamento de dividendos); Pt - 1 = preço da ação no final do ano anterior;  $\beta_2$  = reflete a oportunidade do lucro contábil, isto é, o reconhecimento do retorno econômico pelo lucro contábil;  $\beta_1$  e  $\beta_3$  = refletem o reconhecimento assimétrico do retorno econômico às boas (resultado positivo) e más (resultado negativo) notícias, pelo lucro contábil; At t-1 = total do ativo do ano anterior; Dano = Dummies para cada ano;  $\varepsilon_{it}$  = Termo de erro da regressão.

O R<sup>2</sup> representa o poder de explicação da variação no lucro pelo modelo aplicado. Ball, Kothari e Robin (2000) observaram que em países *code-law* o R<sup>2</sup> varia entre 4,2% a 12,6%. O R<sup>2</sup> deste estudo apresenta um percentual de 9,33% estando dentro do intervalo observado por Ball, Kothari e Robin (2000) e sendo consistente com os estudos de Lara et al. (2005) e de Costa, Lopes e Costa (2006). Por outro lado, no contexto brasileiro é diferente do R<sup>2</sup> encontrado no estudo de Santos e Costa (2008) em relação às ações preferenciais (15,80%) e ações ordinárias (26,16%) de empresas brasileiras que emitem ADR sob normas brasileiras.

Analisando a regressão do Painel B da Tabela 4, observa-se que o  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  e o  $\beta_3$  apresentam-se estatisticamente significantes ao nível de 1%. Novamente, de maneira similar aos achados apresentados no Painel A, o coeficiente  $\beta_3$  apresenta sinal negativo, não apresentando evidências de conservadorismo contábil, e sim de antecipação de ganhos. Este resultado não suporta a argumentação de Lara et al. (2005), de que em países *code-law* o gerenciamento de resultados impacta o nível de conservadorismo contábil.

Uma potencial explicação para os resultados encontrados e sua diferença para os de Lara et al. (2005) está na consideração de fatores que diferenciam o mercado brasileiro dos mercados alemão e francês. Bushman e Piotroski (2006) classificam Alemanha, Brasil e França como países *code-law*, mas apresentam uma série de diferenças entre os três, principalmente quando detalham a estrutura legal (imparcialidade das cortes, legislação, *enforcement*), o risco de expropriação e a

estrutura de concentração acionária. Assim, fatores específicos do Brasil, e não apenas sua macro classificação como país *code-law*, deveriam ser levadas em consideração para avaliar os efeitos no conservadorismo.

**Tabela 4** - Resultado da Regressão 5 e 7 - Utilizando o Modelo de Basu (1997)  
Painel B (Resultado Não Gerenciado)

$$X^*_{it} = \left( \frac{E_{it} - DACC_{it}}{A_{t-1}} \right) \quad [5]$$

$$\frac{E^*_{it}}{A_{t-1}} = \beta_0 + \beta_1 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 \frac{RE_{it}}{A_{t-1}} + \beta_3 D_{it} \frac{RE_{it}}{A_{t-1}} + \sum_{j=1}^{11} \beta_j D_{ano} + \varepsilon_{it} \quad [7]$$

	Coefficientes	Estatística-t	P-value		
$\beta_0$	0,082	7,43	0,000	R <sup>2</sup> Ajustado	0,040
$\beta_1$	-0,022	-2,26	0,024	Estatística-f	0,000
$\beta_2$	0,040	2,76	0,006	Número de Observações	1.501
$\beta_3$	-0,106	-2,48	0,014		

Nota: E\*it = resultado não gerenciado da companhia i no período t; Eit = lucro líquido menos resultado não operacional da companhia i no período t; DACCit = accrual discricionário multiplicado pelo total do ativo defasado (t-1) da companhia i no período t. Essa multiplicação tem o objetivo controlar a escala do DACCit; At t-1 = total do ativo do ano anterior da companhia. E\*it = resultado não gerenciado por ação da empresa i no ano t; Dit = variável dummies será 1 se o retorno econômico for negativo e zero nos demais casos; REit = retorno econômico por ação da empresa i no ano t (Pt - Pt - 1 ajustado pelo pagamento de dividendos); Pt - 1 = preço da ação no final do ano anterior;  $\beta_2$  = reflete a oportunidade do lucro contábil, isto é, o reconhecimento do retorno econômico pelo lucro contábil;  $\beta_1$  e  $\beta_3$  = refletem o reconhecimento assimétrico do retorno econômico às boas (resultado positivo) e más (resultado negativo) notícias, pelo lucro contábil; At t-1 = total do ativo do ano anterior; Dano = Dummies para cada ano;  $\varepsilon_{it}$  = Termo de erro da regressão.

O R<sup>2</sup> é de 3,99%, não estando dentro do intervalo indicado por Ball, Kothari e Robin (2000). Observa-se que o R<sup>2</sup> encontrado no Painel B em relação ao Painel A, altera-se após o controle dos *accruals* discricionários reduzindo significativamente, consistente com o resultado de Lara *et al.* (2005), em que o R<sup>2</sup> de países considerados *code-law* também foi reduzido significativamente.

O Painel C da Tabela 5 apresenta o resultado da regressão do *accrual* discricionário sobre o retorno e observa-se que tanto o  $\beta_1$  quanto o  $\beta_2$  e o  $\beta_3$  não são estatisticamente significativos. Observa-se que o R<sup>2</sup> é próximo de zero bem abaixo do intervalo preconizado por Ball, Kothari e Robin (2000).

**Tabela 5-** Resultado da Regressão Utilizando o Modelo de Basu (1997)  
Painel C (*Accrual* Discricionário)

$$\frac{DACC_{it}}{At_{t-1}} = \beta_0 + \beta_1 + \beta_2 D_{it} + \beta_3 \frac{RE_{it}}{At_{t-1}} + \beta_4 D_{it} \frac{RE_{it}}{At_{t-1}} + \sum_{j=1}^{11} \beta_j D_{ano} + \varepsilon_{it} \quad [8]$$

	Coeficientes	Estatística-t	P-value		
$\beta_0$	-0,061	-5,82	0,000	R <sup>2</sup> Ajustado	0,005
$\beta_1$	-0,004	-0,43	0,667	Estatística-f	0,000
$\beta_2$	0,011	0,93	0,351	Número de	1.517
$\beta_3$	-0,017	-0,36	0,720	Observações	

**Nota:** ADCCit = *Accrual* Discricionário da companhia i no período t; D<sub>it</sub> = variável dummies será 1 se o retorno econômico for negativo e zero nos demais casos; RE<sub>it</sub> = retorno econômico por ação da empresa i no ano t (Pt – Pt - 1 ajustado pelo pagamento de dividendos); Pt - 1 = preço da ação no final do ano anterior;  $\beta_2$  = reflete a oportunidade do lucro contábil, isto é, o reconhecimento do retorno econômico pelo lucro contábil;  $\beta_3$  = refletem o reconhecimento assimétrico do retorno econômico às boas (resultado positivo) e más (resultado negativo) notícias, pelo lucro contábil; At t-1 = total do ativo do ano anterior; Dano = Dummies para cada ano;  $\varepsilon_{it}$  = Termo de erro da regressão.

Após o controle do *accrual* discricionário observa-se que há uma alteração do  $\beta_3$ , não significativa, não evidenciando um impactado sobre o nível de conservadorismo, uma vez que o mesmo nem está presente.

É interessante observar que o índice da relação retorno x resultado ( $\beta_2$ ) diminui após o controle do *accrual* discricionário, levantando a questão se o gerenciamento de resultado pode estar sendo utilizado para melhorar a incorporação do retorno econômico pelo lucro contábil, deixando-o mais oportuno. Porém, a falta de significância estatística dos coeficientes do Painel C não permitem afirmar que a parcela discricionária possui relação com o retorno.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo buscou investigar se há relação entre no nível de gerenciamento de resultados e o grau de conservadorismo contábil no mercado brasileiro.

Os resultados apresentados não confirmam a hipótese diferentemente do estudo de Lara et al. (2005), não sendo possível indicar que o gerenciamento de resultado esteja afetando o nível de conservadorismo praticado no Brasil. Contudo há indícios que o gerenciamento de resultado esteja sendo utilizado para diminuir a antecipação de resultado e possivelmente esteja sendo utilizado para melhorar a relação lucro x retorno, alvo de futuras pesquisas.

A não confirmação da hipótese pode estar relacionada a alguns pontos como: o grau de liquidez das ações da amostra; a estrutura de governança corporativa; as práticas conservadoras aplicadas no balanço; o gerenciamento de resultados por

decisões operacionais, e as limitações do modelo de conservadorismo aplicado neste estudo.

Segundo Ball, Kothari e Robin (2000), países que possuem algumas das características *code law*, dentre elas, um mercado acionários baseado no crédito (bancos e fornecedores) e possui também um mercado acionário concentrado que está ligado a estrutura de governança corporativa, produz informações contábeis menos oportuna diminuindo o volume de negócio no mercado acionário e portanto impactando o grau de liquidez das ações. O que de certa forma ajuda explicar a possível utilização do gerenciamento de resultado encontrado nessa pesquisa para melhorar a relação lucro x retorno.

Em relação à estrutura de governança corporativa, o Brasil possui um mercado acionário concentrado com pouca proteção ao investidor o que proporciona uma quantidade menor de mecanismos para ações judiciais e uma das consequências de ações judiciais segundo Watts (2003a) é direcionar o comportamento do gestor em ser mais conservador.

Já as práticas conservadoras aplicadas em balanço poderiam explicar a antecipação de resultado ao invés do conservadorismo, uma vez que a metodologia utilizada neste trabalho para mensurar o conservadorismo foi aplicada sobre dados do resultado. O estudo de Lara e Mora (2004) corrobora com essa linha de pensamento uma vez que foram encontrados indícios sugerindo que as práticas conservadoras aplicados no balanço reduzem a evidência do conservadorismo no resultado (ao menos no curto prazo). Também reforçando essa linha de pensamento os mesmos autores confirmaram no referido estudo que existe uma maior presença de conservadorismo no balanço em países *code-law* do que em países *common-law*.

Este estudo utilizou um modelo para capturar o gerenciamento de resultado por escolhas contábeis através de *accruals* discricionários. Por outro lado, deve-se levantar a questão de que o gerenciamento de resultados pode também ser praticado através de decisões operacionais, que segundo Martinez (2009) ocorre quando a manipulação da informação contábil está relacionada às despesas de vendas, administrativas e gerais e com a receita operacional. Esta é mais uma linha de estudos que poderia ser explorada.

Por fim, há limitações do modelo de conservadorismo aplicado neste estudo que recebe crítica de alguns autores, dentre eles, o mais recente, Patatoukas e Thomas (2011) para os quais existem duas regularidades empíricas que estão relacionados com a escala, mas não estão relacionados ao conservadorismo condicional: primeiro, a escala está negativamente relacionada com o resultado médio deflacionado, e segundo, a escala está negativamente relacionada com a probabilidade de reportar uma perda, bem como a magnitude da perda deflacionada. As limitações do modelo tornam-se uma das limitações deste trabalho.

Com os resultados apresentados neste trabalho como de outros trabalhos como o de Castro (2011), Maciel (2011) e Santos e Costa (2008), sugere-se para futuras pesquisas o uso de modelos diferentes como também a construção de um modelo aplicado às características institucionais brasileira que capture a prática de conservadorismo.

---

Nota:

Artigo apresentado no VI Congresso do Anpcont - Florianópolis 2012

## REFERÊNCIAS

ALMEIDA, J. E. F.; SARLO NETO, A.; BASTIANELLO, R. F.; MONEQUE, E. Z. Alguns aspectos das práticas de suavização de resultados no conservadorismo das companhias abertas listadas na BMF&BOVESPA. **Revista de Contabilidade e Finanças**, v. 23, n. 58, p. 65-75, jan./abr. 2012.

BALL, R.; KOTHARI, S. P.; ROBIN, A. The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. **Journal of Accounting and Economics**, 29, p. 1-51, 2000.

BASU, S. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. **Journal of Accounting and Economics**, New York, p.3-37, 1997.

BUSHMAN, R. M., PIOTROSKI, J. D. Financial reporting incentives for conservative accounting: the influence of legal and political institutions. **Journal of Accounting and Economics**, 42, p. 107-148, 2006.

CASTRO, E. L. de. **Os incentivos dos diferentes tipos de dupla listagem no conservadorismo contábil**. 2011. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) – Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Fundação Instituto Capixaba de Pesquisa em Contabilidade, Economia e Administração (FUCAPE), Vitória, Espírito Santo, Brasil.

COELHO, A. C. D.; LIMA, I. S. Qualidade informacional e conservadorismo nos resultados contábeis publicados no Brasil. **Revista Contabilidade e Finanças**, São Paulo, v. 18, n. 45, p. 38-49, setembro/dezembro, 2007.

COSTA, F. M. da; LOPES, A. B.; COSTA, A. C. O. Conservadorismo em cinco países da América do Sul. **Revista Contabilidade e Finanças**, n. 14, p. 7-20, maio/ago. 2006.

DECHOW, P. M. Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: the role of accounting accruals. **Journal of Accounting and Economics**, 18, p. 3-42, 1994.

\_\_\_\_\_, P. M.; SLOAN, R. G.; SWEENEY, A. P. Detecting earnings management. **The Accounting Review**, v.70, n.2, p.193-225, abril, 1995.

GASSEN, J., FÜLBIER, R. U., SELHORN, T. International differences in conditional conservatism – the role of unconditional conservatism and income smoothing. **European Accounting Review**, v. 15, p. 527-564, 2006.

GONZAGA, R. P.; COSTA, F. M. da. A Relação entre o conservadorismo contábil e os conflitos entre acionistas controladores e minoritários sobre as políticas de dividendos nas empresas brasileiras listadas na Bovespa. **Revista de Contabilidade & Finanças**. São Paulo, v. 20, n. 50, p.95-109, maio/ago. 2009.

HEALY, P. M. The effect of bonus schemes on accounting decisions (Symposium on Management Compensation and the Managerial Labor Market). **Journal of Accounting and Economics**. Rochester, 7, p. 85-107, abril, 1985.

\_\_\_\_\_, P. M.; WAHLEN, J. M. A review of the earnings management literature and its implications for standard setting. **Accounting Horizons**. Sarasota, 13, p. 365-383, 1999.

JONES, J. J. Earnings management during import relief investigations. **Journal of Accounting Research**. v.29, n.2, p.193-228. 1991.

LARA, J. M. G.; OSMA, B. G.; MORA, A. The effect of earnings management on the asymmetric timeliness of earnings. **Journal of Business Finance and Accounting**, pp. 691-726, abril/may, 2005.

\_\_\_\_\_, J. M. G.; MORA, A. Balance sheet versus earnings conservatism in Europe. **European Accounting Review**, v. 13, n. 2, p. 261–292, 2004.

LEUZ, C.; NANDA, D.; WYSOCKI, P.D. Earnings management and investor protection: an international comparison. **Journal of Financial Economics**. p.505-527. 2003.

LOPES, A. B.; SANT'ANA, D. M. de; COSTA, F. M. da. A relevância das informações contábeis na Bovespa a partir do arcabouço teórico de Ohlson: avaliação dos

modelos de residual income valuation e abnormal earnings growth. **Revista de Administração da Universidade de São Paulo**, São Paulo, v.42, n.4, p.497-510, outubro/novembro/dezembro, 2007.

\_\_\_\_\_, A. B.; TUKAMOTO, Y. S. Contribuição ao estudo do “gerenciamento” de resultado: uma comparação entre a companhias abertas brasileiras emissoras de ADR’s e não emissoras de ADR’s. **Revista de Administração da Universidade de São Paulo**, São Paulo, v. 42, n.1, pp.86-96, janeiro/fevereiro/março, 2007.

LUIZ, I. G.; NASCIMENTO, M.; PEREIRA, L. C. dos S. Impacto do gerenciamento de resultados no retorno anormal: um estudo empírico dos resultados das empresas listadas na bolsa de valores de São Paulo – BOVESPA. In: CONGRESSO USP CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, VIII. 2008, São Paulo, **Anais...** da EAC – FEA – USP, 2008, trabalho nº 393.

MACIEL, M. C. **Convergência contábil e o impacto no grau de conservadorismo das companhias brasileiras com alta e baixa influência tributária**. 2011. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) – Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Fundação Instituto Capixaba de Pesquisa em Contabilidade, Economia e Administração (FUCAPE), Vitória, Espírito Santo, 2011.

MARTINEZ, A. L. **“Gerenciamento” dos resultados contábeis**: estudo empírico das companhias abertas brasileiras. 2001. Tese (Doutorado em Ciências Contábeis) – Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis do Departamento de Contabilidade e Atuária da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, São Paulo, São Paulo, Brasil.

\_\_\_\_\_, A. L. Detectando earning management no Brasil: estimando os accruals discricionários. **Revista Contabilidade e Finanças**, São Paulo, v.19, n.46, pp. 7-17, janeiro/abril, 2008.

\_\_\_\_\_, A. L. Novo mercado, auditoria e o gerenciamento de resultados por escolhas contábeis e por decisões operacionais no Brasil. In: CONGRESSO USP CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, IX. 2009, São Paulo, **Anais** da EAC – FEA – USP, 2009, trabalho nº 503.

MCLEAY, S. J. Discussion of the effect of earnings management on the asymmetric timeliness of earnings. **Journal of Business Finance and Accounting**, 32, p. 727-735, april/may, 2005.

PATON, A. C. A genealogy for “cost or market”. **The Accounting Review**, v. 16, n. 2, p. 161-167, June, 1941.

PATATOUKAS, P. N.; THOMAS, J. K. More evidence of bias in the differential timeliness measure of conditional conservatism. **The Accounting Review**, v. 86, n. 5, p. 1765-1793, September, 2011.

ROYCHOWDHURY, S. Earnings management through real activities manipulation. **Journal of Accounting and Economics**, 42, p. 335-370, 2006.

SANTOS, L. S. R.; COSTA, F. M. da. Conservadorismo contábil e timeliness: evidências empíricas nas demonstrações contábeis de empresas brasileiras com adrs negociados na Bolsa de Nova Iorque. **Revista Contabilidade e Finanças**, v. 19, n. 48, p. 27-36, setembro/dezembro, 2008.

WATTS, R. L. Conservatism in accounting part I: explanations and implications. **Accounting Horizons**, v. 17, n. 3, p. 207-221, sep., 2003a.

\_\_\_\_\_, R. L. Conservatism in accounting part II: explanations and implications. **Accounting Horizons**, v. 17, n. 4, p. 287-301, dec., 2003b.



Artigo recebido em 29/09/2013 e aceito para publicação em 18/04/2014

---

<sup>i</sup> A amostra desta pesquisa contemplou o período anterior ao estabelecimento do Regime Tributário de Transição (Lei 11.941/2009). Portanto, a afirmação sobre a vinculação entre aspectos fiscais e contábeis era válida para o período analisado.

<sup>ii</sup> Não só o modelo de Jones Modificado foi utilizado por Lara et al (2005) como também é um dos mais utilizados no Brasil, conforme Martinez (2013). Martinez (2013) afirma que o modelo de Jones Modificado (DECHOW et al, 1995) e o de Kang e Shivaramakrishnan (1995) são os mais utilizados em pesquisas brasileiras. Porém, o autor ressalta que o modelo de Kang e Shivaramakrishnan (1995), ao requerer mais dados para a implementação das variáveis instrumentais, acaba por levar à redução do tamanho da amostra.