

O IMPACTO DA LEI SARBANES-OXLEY (SOX) NO CONSERVADORISMO CONTÁBIL DAS EMPRESAS BRASILEIRAS QUE EMITIRAM ADR ANTES DE 2002: UMA INVESTIGAÇÃO UTILIZANDO DADOS EM PAINEL

Mark Miranda de Mendonça

FUNDAÇÃO INSTITUTO CAPIXABA DE PESQUISAS
EM CONTABILIDADE, ECONOMIA E FINANÇAS

Gustavo Amorim Antunes

FUNDAÇÃO INSTITUTO CAPIXABA DE PESQUISAS
EM CONTABILIDADE, ECONOMIA E FINANÇAS

Filipe Bressanelli Azevedo

FUNDAÇÃO INSTITUTO CAPIXABA DE PESQUISAS
EM CONTABILIDADE, ECONOMIA E FINANÇAS

Fábio Moraes da Costa

FUNDAÇÃO INSTITUTO CAPIXABA DE PESQUISAS
EM CONTABILIDADE, ECONOMIA E FINANÇAS

RESUMO

Este trabalho analisa o impacto da Lei Sarbanes-Oxley (SOX) no conservadorismo das demonstrações contábeis das empresas brasileiras que emitiram ADR antes de 2002. Os escândalos contábeis de companhias como Enron e WorldCom reduziram a confiança dos investidores sobre a veracidade das demonstrações financeiras. A SOX surge com o propósito de proteger os investidores pela melhora na precisão e na confiabilidade na divulgação das demonstrações das empresas. Para medir o grau de conservadorismo, foram utilizados o Modelo de Basu (1997), o Modelo de Conservadorismo de Ball e Shivakumar (2005) e o *Cash Flow Model* (BALL e SHIVAKUMAR, 2005), estimados em painel. Esperava-se que o aumento da regulamentação implicasse em maior grau de conservadorismo nas empresas e na redução do *accruals* discricionários no período pós-SOX. Apesar dos resultados não significativos nos modelos de Conservadorismo e *Cash Flow* de Ball e Shivakumar (2005), os resultados apresentados pelo Modelo de Basu (1997) sugerem indícios de aumento do conservadorismo contábil após a SOX, nas empresas brasileiras que emitiram ADR antes de 2002. Contudo, esse aumento do conservadorismo pelo Modelo de Basu (1997) também foi observado para todas as empresas brasileiras. Portanto, os resultados aqui apresentados sugerem indícios de aumento do conservadorismo brasileiro a partir de 2002, mas por outros motivos econômicos que não ocasionados pelo efeito SOX.

Palavras Chaves: Lei Sarbanes-Oxley (SOX), Conservadorismo, *American Depositary Receipt* (ADR).

1. INTRODUÇÃO

Este trabalho analisa o impacto da Lei Sarbanes-Oxley (SOX) sobre o conservadorismo nas demonstrações contábeis das empresas brasileiras que emitiram ADR antes de 2002.

Os escândalos contábeis de companhias americanas como Enron e a WorldCom reduziram a confiança dos investidores sobre as informações das demonstrações financeiras. Apesar de uma elaborada rede de governança corporativa, de uma regulamentação forte e órgãos fiscalizadores presentes (PALEPU e HEALY, 2003), estas corporações manipularam

os demonstrativos utilizando formas complexas de gerenciamento de resultados (LOBO e ZHOU, 2006). A assimetria informacional entre a diretoria e os acionistas, e as atuações pouco rígidas do comitê de auditoria e da auditoria externa, descumprindo obrigações contratuais de proteção aos acionistas, foram primordiais para o colapso da Enron (PALEPU e HEALY, 2003).

Os escândalos demonstraram um ponto fraco no mercado de capitais americano, onde os problemas de governança corporativa poderiam emergir em muitas outras empresas, afetando potencialmente o mercado inteiro (PALEPU e HEALY, 2003).

É neste contexto que a SOX surge em 2002 para recuperar a credibilidade da informação contábil, aumentando o custo de litígio e o nível de governança corporativa. Esta lei almeja proteger os investidores e restaurar sua confiança nas demonstrações financeiras das empresas, por meio de uma maior precisão das divulgações contábeis.

Contudo, empresas estrangeiras provenientes de ambientes de fracas instituições legais nos seus países, são normalmente listadas na bolsa de Nova Iorque, sendo que a SEC e as leis americanas não coíbem eventuais fraudes. Ao identificá-las, raramente tem conseguido fazer cumprir sanções legais contra qualquer empresa estrangeira listada no mercado de capitais americano (SIEGEL, 2005).

Dessa forma, se o arcabouço legal que envolve as empresas estrangeiras ao emitirem ADR não serve como barreira para evitar ou coibir fraudes, as premissas teóricas quanto o aumento do conservadorismo baseadas na redução do conflito de interesses resultado do aumento da regulamentação, não terão efeito.

Em função da repercussão dessa legislação, este estudo apresenta a seguinte questão de pesquisa: **As empresas brasileiras que possuem ADR emitidas antes de 2002 aumentaram o conservadorismo contábil de suas demonstrações financeiras depois da SOX?**

2. REFERENCIAL TEÓRICO

O impacto da regulamentação nas demonstrações contábeis é estudado por Watts (2003a) onde, de acordo com o autor, a regulamentação fornece incentivos para as empresas terem demonstrações mais conservadoras.

Dentro dessa linha de influência da regulamentação na contabilidade, a sua relevância consiste em impactar na informação contábil, afetando direta e indiretamente as divulgações das empresas. Dessa forma, a regulamentação governamental, bem como as questões judiciais sob a imposição das leis, encoraja e incentiva o conservadorismo nas demonstrações financeiras das empresas (LOPES, LOSS e SARLO NETO, 2005; COSTA e COSTA, 2004; BEAVER, 1993; WATTS, 2003a).

A regulamentação foi escolhida como alternativa de impacto no conservadorismo contábil, utilizando a SOX como *proxy* de legislação. A referida lei pode ser estudada no Brasil, pois para negociarem nos EUA, as empresas brasileiras que emitem ADR têm que seguir a legislação norte-americana.

2.1 Lei Sarbanes-Oxley (SOX)

A lei norte-americana Sarbanes-Oxley teve como propósito evitar a possível fuga dos investidores financeiros, que após os escândalos envolvendo grandes companhias como a Enron e WorldCom, estavam inseguros quanto a real qualidade das práticas de governança corporativa adotadas pelas empresas (JAIN e REZAEI, 2004).

Além dos rígidos parâmetros legais impostos às empresas com ações negociadas nas bolsas americanas, incluindo empresas estrangeiras que negociam ADR, seu conjunto de

regras busca garantir: a criação de mecanismos confiáveis de auditoria e a criação de comitês para supervisionar suas atividades; e assegurar maior independência na atuação da auditoria externa, de modo a mitigar riscos aos negócios, evitar fraudes e garantir transparência aos resultados contábeis das companhias.

A atividade de auditoria é um tema muito importante e componente chave no ambiente da governança corporativa, que possui particular apreciação dos reguladores, profissionais, investidores, enfim, do público em geral. A área ficou ainda mais em evidência, após as falhas e os escândalos contábeis da Enron, WorldCom e outras companhias americanas (DEFOND e FRANCIS, 2005). Nesse sentido, a SOX fez mudanças radicais, principalmente nas questões relacionadas à auditoria. Algumas delas são expostas a seguir (DEFOND e FRANCIS, 2005):

- Transformou a auditoria de uma atividade auto-regulada e supervisionada pela SEC, em uma atividade diretamente controlada por uma quase agência governamental, a PCAOB;
- Fez diversas mudanças com o compromisso fundamental de melhorar a independência da auditoria externa, como: a determinação da qualidade do serviço; o aumento em mais de 50% dos honorários da auditoria; e os conflitos de interesses entre a administração e a empresa de auditoria;
- Estabeleceu critérios quanto a criação e a composição do comitê de auditoria, como: todas as empresas devem ter um comitê composto inteiramente por membros que são independentes da administração; o comitê deve conter no mínimo um especialista em finanças (*financial expert*) e caso não possua, explicar o por quê; o comitê é responsável pela nomeação da empresa de auditoria externa; a empresa deve ter consultor externo e outros consultores que o comitê considerar necessário para cumprir as obrigações legais; e o comitê deve implementar procedimentos para receber e investigar queixas de empregados sobre as práticas e políticas contábeis.

De acordo com Lobo e Zhou (2006), que analisaram o impacto da SOX no conservadorismo das empresas americanas, houve aumento no conservadorismo com o resultado assimilando mais rapidamente as más notícias do que as boas e redução do nível dos *accruals* discricionários no período pós-SOX. Os autores relatam outros estudos que também investigaram o impacto da SOX nas demonstrações financeiras das empresas americanas, como: Cohen, Dey e Lys (2005) que em linha com a intenção da lei de aumentar a precisão das demonstrações contábeis, encontraram redução no *accruals* discricionários no período pós-SOX; e, Heflin e Hsu (2004) que constataram um significativo declínio no uso de informações “*Non-GAAP*” para mensurar os resultados e a probabilidade dos resultados divulgados ultrapassarem as previsões dos analistas após a SOX. Por outro lado, contrário aos resultados apresentados nestes estudos, Jain e Rezaee (2004) não constataram aumento no grau do conservadorismo após a instituição da SOX.

2.2 Conservadorismo

Basu (1997) define conservadorismo no resultado como sendo o reconhecimento das más notícias, mais rapidamente do que o reconhecimento das boas notícias, em relação aos fluxos de caixa futuros.

Segundo Ball, Kothari e Robin. (2000), conservadorismo pode ser entendido como o grau do qual o período corrente do resultado contábil incorpora assimetricamente as perdas e ganhos econômicos. Lopes (2001) também entende que o conservadorismo é o reconhecimento assimétrico entre despesas e passivos, receita e ativos, e complementa, relatando sobre a importância do conservadorismo ao fornecer informações mais confiáveis aos investidores por intermédio de demonstrações não excessivamente otimistas.

Segundo Ball, Kothari e Robin (2000), o incentivo para a utilização do conservadorismo pode estar relacionado ao modelo legal do país. Em modelos *common-law*, com mercado de capitais desenvolvido e controle acionário descentralizado, o grau de conservadorismo é maior do que em países com modelo *code-law*, com mercado menos desenvolvido e controle acionário centralizado. Contudo, constataram em todos os países que há reconhecimento das más notícias mais rapidamente do que as boas notícias, independente do modelo legal do país.

Dentro dessa linha que envolve o conservadorismo e o mercado de capitais, autores como Ball *et al* (2000), Watts (2003a), Lubberink e Huijgen (2000), Pope e Walker (1999) e Penman e Zhang (1999), desenvolveram testes empíricos sobre a relação entre o conservadorismo contábil nos lucros e o mercado acionário. Os autores, em sua maioria, defendem a utilização do conservadorismo no lucro contábil, com exceção do trabalho de Penman e Zhang (1999), no qual demonstram que a utilização do conservadorismo pode gerar lucro de baixa qualidade (*apud* COSTA e COSTA, 2004).

Na América do Sul, seguindo a literatura sobre o tema, os resultados do estudo de Costa e Costa (2004) evidenciaram baixa relação entre o lucro corrente e o retorno corrente nos cinco países analisados.

No Brasil, podemos destacar o trabalho de Costa, Almeida e Scalzer (2006), os resultados demonstraram que o grau de conservadorismo nas empresas que possuem níveis diferenciados de governança corporativa (listadas no Nível 1, Nível 2 ou Novo Mercado) é maior do que as demais empresas listadas na BOVESPA que não possuem tais níveis.

2.2.1 Análise Complementar do Conservadorismo

De acordo com Watts (2003a) o gerenciamento de resultados pode explicar o conservadorismo contábil nas empresas, desde que seja analisado em conjunto com uma das principais alternativas (contratos, questões judiciais, impostos e regulamentação) de impacto. Sendo que essa alternativa complementar não pode, individualmente, explicar a máxima do conservadorismo contábil que é o reconhecimento assimétrico das perdas e ganhos no resultado.

Utiliza-se neste trabalho, o gerenciamento de resultados como alternativa complementar de análise do conservadorismo. Comparando as empresas nos períodos pré e pós-SOX, as que demonstrarem menor nível de *accruals* discricionários estarão gerenciando menos os resultados, indicando maior conservadorismo nas suas demonstrações contábeis.

Neste contexto, Watts (2003a) afirma que o gerenciamento de resultados, através da mensuração do grau do *accruals* discricionários – a porção do *accruals* que sofrem intervenção dos gestores – pode ser utilizado como uma das medidas para determinar o grau do conservadorismo.

Observa-se que os *accruals* discricionários possuem um importante papel informacional, sendo que os métodos para detectar e analisar o gerenciamento de resultados nas empresas, baseiam-se no uso desses *accruals* pelos gestores, uma vez que os mesmos conduzem o resultado que mais interessam a eles ou a empresa. Modelos como de Healy, Jones, Jones Modificado e, Kang e Silvaramakrishnan (KS), têm sido utilizados frequentemente pelos pesquisadores (LOPES e COELHO, 2005; MARTINEZ, 2001). Neste trabalho, para determinar o nível dos *accruals* discricionários, utilizou-se outra *proxy* de conservadorismo baseado em *accruals*, o *Cash Flow Model* (Modelo de Fluxo de Caixa), em linha com os estudos de Ball e Shivakumar (2005).

2.3 AMERICAN DEPOSITARY RECEIPT – ADR

De acordo com Downes e Goodman (1993), o Recibo de Depósito Americano ou ADR (*American Depositary Receipt*), é o recibo de ações de empresas sediadas fora dos EUA, custodiado por um banco americano e outorgado ao acionista o direito sobre todos os dividendos e ganhos de capital. Em vez de comprar ações de companhias estrangeiras nos mercados externos, os americanos podem comprá-las nos EUA sob forma de um ADR.

Dentro desse contexto, as empresas estrangeiras utilizam ADR como substituto parcial da fraca legislação em seus países e também para ajudar a atrair mais capital através de financiamento externo (COFFEE, 1999). Assim, Coffee (1999), utilizando a teoria da agência, afirma que a combinação da supervisão da SEC e sanções das leis americanas podem proteger os acionistas minoritários, coibindo efetivamente possíveis fraudes de empresas estrangeiras listadas no mercado de capitais americano, minimizando assim o custo de agência.

Em relação ao nível de governança corporativa, Lubberink e Huijgen (2006) afirmam que os administradores só submetem suas empresas a um alto nível de governança via ADR, se as oportunidades de crescimento forem financiadas com o uso de recursos externos. Segundo eles, isso ocorre principalmente em países com características *code-law*.

O aumento nos mecanismos de governança e no custo de litígio, objetivando reduzir o conflito de interesses entre os agentes e provocar o cumprimento das obrigações contratuais, assuntos propostos pela SOX, pode não impactar em aumento do conservadorismo contábil nas empresas que emitem ADR. Isso de fato tende a ocorrer, caso a SEC e o arcabouço legal americano realmente não forem eficientes na coerção e punição das fraudes, bem como não reunirem condições de proteger os interesses dos investidores.

3. HIPÓTESE DE TRABALHO

Para responder a questão de pesquisa, serão utilizados os modelos de conservadorismo de Basu (1997) e de Ball e Shivakumar (2005), e o modelo *Cash Flow* de gerenciamento de resultados de Ball e Shivakumar (2005).

Esses modelos estão em linha com Watts (2003b), que aponta o reconhecimento assimétrico das más e boas notícias e o nível de *accruals* discricionários como medidas de conservadorismo das demonstrações contábeis. Dessa forma, a hipótese de trabalho será a seguinte: **h_1 : O conservadorismo aumentou depois da SOX nas demonstrações contábeis das empresas brasileiras que emitiram ADR antes de 2002.**

4. METODOLOGIA

Neste capítulo, descreve-se a metodologia de cálculo de cada modelo, para medir o conservadorismo e o nível de *accruals* discricionários. Todas as regressões dos modelos citados foram estimadas em painel no Stata 9.0, analisando-se os pressupostos das regressões e utilizando-se recursos de efeito fixo e erro padrão robusto. Devido a questões estruturais dos modelos utilizados, com exceção do pressuposto de multicolinearidade, todos os outros pressupostos estatísticos foram satisfeitos.

A análise é dividida em dois momentos: no primeiro, analisa-se apenas as empresas com ADR emitidas antes de 2002 e introduz-se, nos três modelos, uma *dummy* “ANO” para captar o efeito do período 2002 a 2006 (pós-SOX). O coeficiente dessa *dummy* expressaria, caso significativa, a variação do conservadorismo apenas nas empresas com ADR. Contudo, ainda não se poderia afirmar que se trata do efeito SOX, pois esse aumento pode decorrer de algum fenômeno ocorrido no mercado brasileiro no período de 2002 a 2006.

Dessa forma, no segundo momento, tenta-se isolar o efeito SOX dos demais efeitos do mercado brasileiro. Nessa etapa, todas as empresas brasileiras são estudadas e se introduz uma nova *dummy* “ADR” multiplicando a *dummy* “ANO”, para captar o efeito adicional ocorrido

nas empresas com ADR. Entende-se que o coeficiente do termo “ADR*ANO” expressaria, se significativo, indícios do impacto da SOX no conservadorismo contábil das empresas que emitiram ADR antes de 2002.

Assim, o coeficiente da *dummy* “ANO” mensuraria o efeito “economia brasileira” e o coeficiente da *dummy* “ADR” captaria o efeito “estar no mercado americano”. Essa mensuração adicional seria, então, um indicativo de efeito “SOX”. Se o coeficiente da multiplicação entre as *dummies* for significativo, haverá indícios do aumento do conservadorismo pela SOX, caso contrário, rejeita-se a hipótese do trabalho.

4.1 Empresas que Emitiram ADR Antes de 2002

Pretende-se apurar o efeito da SOX, a partir do ano de sua promulgação, no conservadorismo das empresas brasileiras que emitiram ADR antes de 2002.

Contudo, ressalta-se, que qualquer outro fenômeno que esteja ocorrendo a partir de 2002 no mercado brasileiro poderá ser captado pela *dummy* “ANO”. Assim, o teste descrito no tópico 4.2 se faz necessário.

4.1.1 Modelo de Basu (1997)

O modelo de Basu (1997) é utilizado para mensurar o conservadorismo contábil nas demonstrações financeiras das empresas. Este método avalia se os resultados incorporam más notícias mais rapidamente do que boas notícias, conforme demonstrado na Equação 1:

$$LPA_{i,t}/P_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{i,t} + \alpha_2 R_{i,t} + \alpha_3 D_{i,t} * R_{i,t} + \alpha_4 A_{i,t} * D_{i,t} * R_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

onde:

$LPA_{i,t}$ = Lucro Por Ação (lucro/prejuízo) da empresa i no período t ;

$D_{i,t}$ = Variável *dummy* assume valor 1 se o retorno econômico for negativo e valor 0 nos demais casos;

$R_{i,t}$ = Retorno econômico da ação da empresa i no período t (entre abril do ano t e abril do ano $t+1$);

$A_{i,t}$ = Variável *dummy* (ANO) que assume valor 1 para as observações a partir do ano de 2002 (promulgação da SOX) e valor 0 nos demais casos;

$P_{i,t-1}$ = Preço da ação da empresa i que contém a precificação no ano $t-1$ (abril do ano t subsequente);

α_2 = Reflete a oportunidade do lucro contábil;

α_1 , α_3 e α_5 = Refletem o reconhecimento assimétrico do retorno econômico, às boas e más notícias, pelo lucro contábil;

$\varepsilon_{i,t}$ = Termo de erro estatístico.

A análise do coeficiente α_0 não se faz relevante, por não conter significado teórico econômico. A utilização de uma variável *dummy* permite verificar se o lucro contábil é mais sensível aos resultados negativos que aos positivos, o seu coeficiente α_1 mensura a defasagem temporal. A intensidade dessa defasagem é mensurada pelo coeficiente α_3 . Estes dois coeficientes refletem o reconhecimento assimétrico do retorno econômico pelo lucro contábil. O coeficiente α_2 reflete a oportunidade do lucro contábil, ou seja, o reconhecimento do retorno econômico pelo lucro contábil.

Se houver conservadorismo no reconhecimento do retorno econômico pelo lucro, o α_2 deverá incorporar mais significativamente o retorno econômico negativo que o positivo, sendo esperado que o coeficiente α_3 seja positivo. Maior diferença entre os coeficientes α_3 e α_2 indica maior grau de conservadorismo contábil, esperando-se sinal negativo e significativo para α_1 e positivo e significativo para α_3 .

Nota-se que a introdução da variável “ $A_{i,t}$ ” faz com que o coeficiente α_4 se configure no principal instrumento para análise do conservadorismo no presente trabalho. O α_4 mensura

a alteração do conservadorismo a partir de 2002, ano de promulgação da SOX, ou seja, a variação da intensidade de defasagem temporal entre o reconhecimento contábil de boas e más notícias já reconhecidas pelo mercado. Espera-se sinal positivo e significativo para o coeficiente α_4 .

4.1.2 Modelo de Ball e Shivakumar (2005)

Optou-se também, por adotar outro modelo, de Ball e Shivakumar (2005), de agora em diante denominado BS, objetivando a complementação do estudo de mensuração do grau de conservadorismo contábil das empresas.

Este modelo utiliza como variáveis a variação do lucro por ação e permite identificar o nível de conservadorismo por meio da reversão dos resultados (ganhos ou perdas) contábeis (BALL e SHIVAKUMAR, 2005). Também mede a assimetria de reconhecimento entre as receitas (boa notícia) e as despesas (má notícia), conforme a equação (2) abaixo:

$$VLPA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{i,t} * VLPA_{i,t-1} + \alpha_2 VLPA_{i,t-1} + \alpha_3 VLPA_{i,t-1} * D_{i,t} * VLPA_{i,t} + \alpha_4 A_{i,t} * VLPA_{i,t-1} + \alpha_5 A_{i,t-1} * VLPA_{i,t-1} * D_{i,t} * VLPA_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

onde:

$VLPA_{i,t}$ = Variação do Lucro Por Ação (contábil) da empresa i , do ano $t-1$ para o ano t ;
 $VLPA_{i,t-1}$ = Variação do Lucro Por Ação (contábil) da empresa i , do ano $t-2$ para o ano $t-1$;

$D_{i,t} * VLPA_{i,t-1}$ = Variável *dummy* para indicar se existe variação negativa do lucro por ação no ano $t-1$ para o ano t , assumindo valor 1 se $VLPA_{t-1} < 0$, e 0 nos demais casos;

$A_{i,t}$ = Variável *dummy* (ANO) que assume valor 1 para as observações a partir do ano de 2002 (promulgação da SOX) e valor 0 nos demais casos;

$\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ e α_5 = estimadores dos coeficientes;

$\varepsilon_{i,t}$ = termo de erro estatístico.

A análise dos parâmetros α_0 e α_1 não é relevante, pois os mesmos não trazem significado teórico econômico, não existindo uma predição para estes coeficientes.

Devido à diferença do reconhecimento dos ganhos até o momento em que o fluxo de caixa é realizado, onde os resultados positivos se tornam um componente persistente do lucro contábil, tendendo a não ser revertido, espera-se que o coeficiente α_2 seja igual a zero (não significativo). No caso desse reconhecimento não ser postergado, os ganhos passam a ser um componente transitório do resultado e nos períodos seguintes tendem a ser revertidos, implicando no coeficiente α_2 menor que zero ($\alpha_2 < 0$).

O coeficiente α_3 estima a ocorrência de reversão de resultados contábeis negativos (variações negativas do resultado). O reconhecimento mais oportuno das perdas do que dos ganhos, resulta em decréscimos transitórios do resultado, devendo ser revertidos nos períodos subsequentes. Assim, espera-se que o coeficiente α_3 seja estatisticamente negativo ($\alpha_3 < 0$).

A introdução da variável " $A_{i,t}$ " faz com que os coeficientes α_4 e α_5 mensurem a alteração da frequência da reversão de resultados contábeis positivos e negativos a partir de 2002, ano da promulgação da SOX.

Espera-se que os componentes positivos do resultado não sejam revertidos após a promulgação da SOX, de modo que o sinal esperado para α_4 é nulo (estatisticamente não significativo). Contudo, espera-se que a frequência da reversão de resultados negativos se eleve a partir de 2002, de modo que o sinal esperado para α_5 é estatisticamente negativo ($\alpha_5 < 0$).

4.1.3 Cash Flow Model (BALL e SHIVAKUMAR, 2005)

Se a administração da empresa é mais conservadora seguindo a SOX, ela tenderá a usar menos *accruals* discricionários, ou seja, espera-se que o *accruals* discricionários seja menor seguindo a SOX (regulamentação) do que no período pré-SOX.

Para analisar o nível de *accruals* discricionários, utilizou-se o *Cash Flow Model*, proxy de conservadorismo baseado em *accruals*, de acordo com o trabalho de Ball e Shivakumar (2005), conforme demonstrado na Equação 5. O ponto de partida para medir o *accruals* discricionário (AD) é o cálculo do *accruals* total, conforme Equação 3:

$$ACT_{i,t} = LL_{i,t} - FCO_{i,t} \quad (3)$$

onde:

$ACT_{i,t}$ = *Accruals* Total da empresa *i* no período *t*;

$LL_{i,t}$ = Lucro Líquido da empresa *i* no período *t*;

$FCO_{i,t}$ = Fluxo de Caixa Operacional da empresa *i* no período *t*.

Após a mensuração dos *accruals* total, calcula-se os *accruals* não-discricionários através do *Cash Flow Model* (BALL e SHIVAKUMAR, 2005). Segundo Ball e Shivakumar (2005, p.15), espera-se $\alpha_1 < 0$, onde a variação das operações de fluxo de caixa é a única variável exploratória. Os autores afirmam ainda, que esta previsão assume a correlação negativa em função da redução do comportamento dos *accruals*.

$$AND_{i,t} = \alpha_1 FCO_{i,t} \quad (4)$$

onde:

$AND_{i,t}$ = *Accruals* Não-Discricionários da empresa *i* no período *t*;

α_1 = coeficiente estimado pela seguinte regressão:

$$ACT_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 FCO_{i,t} + \alpha_2 A_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

onde:

$A_{i,t}$ = Variável *dummy* (ANO) que assume valor 1 para as observações a partir do ano de 2002 (promulgação da SOX) e valor 0 nos demais casos;

α_0 , α_1 e α_2 = estimadores dos coeficientes;

ε_t = termo de erro estatístico.

Com a introdução da variável “ $A_{i,t}$ ” espera-se, que o seu coeficiente α_2 seja estatisticamente negativo, em função da redução do comportamento dos *accruals* em decorrência da redução dos resíduos (*accruals* discricionários).

4.2 Todas as Empresas Brasileiras

Neste tópico, pretende-se avaliar se a alteração no conservadorismo das empresas com ADR emitidas antes de 2002 ocorreu pelo efeito SOX ou por outros motivos econômicos ocorridos no mercado brasileiro no período de 2002 a 2006. Acrescenta-se a estas empresas, as empresas que não emitiram ADR e que compõem a amostragem final dos dados.

4.2.1 Modelo de Basu (1997)

Na equação (1), referente ao modelo de Basu (1997), acrescenta-se a variável “ $ADR_{i,t}$ ”, conforme equação (6), a seguir:

$$LPA_{i,t}/P_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{i,t} + \alpha_2 R_{i,t} + \alpha_3 D_{i,t} * R_{i,t} + \alpha_4 A_{i,t} * D_{i,t} * R_{i,t} + \alpha_5 ADR_{i,t} * A_{i,t} * D_{i,t} * R_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

onde:

$ADR_{i,t}$ = Variável *dummy* (ADR) que assume valor 1 para as empresas que emitiram ADR e valor 0 nos demais casos.

Em relação ao impacto da emissão de ADR sobre o conservadorismo mensurado pelo modelo de Basu (1997), espera-se que o coeficiente α_5 seja positivo e significativo, o que

indicaria que a velocidade de transmissão das informações negativas pela contabilidade aumenta a partir de 2002 (promulgação da SOX).

4.2.2 Modelo de BS (2005)

Na equação (2), referente ao modelo de BS (2005), acrescenta-se a variável “ $ADR_{i,t}$ ”, conforme equação (7), a seguir:

$$VLPA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{i,t} * VLPA_{i,t} + \alpha_2 VLPA_{i,t-1} + \alpha_3 VLPA_{i,t-1} * D_{i,t} * VLPA_{i,t} + \alpha_4 A_{i,t} * VLPA_{i,t-1} + \alpha_5 A_{i,t} * VLPA_{i,t-1} * D_{i,t} * VLPA_{i,t} + \alpha_6 ADR_{i,t} * A_{i,t} * VLPA_{i,t-1} + \alpha_7 ADR_{i,t} * A_{i,t} * VLPA_{i,t-1} * D_{i,t} * VLPA_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

onde:

$ADR_{i,t}$ = Variável *dummy* (ADR) que assume valor 1 para as empresas que emitiram ADR e valor 0 nos demais casos.

Em relação ao impacto da emissão de ADR sobre o conservadorismo mensurado pelo modelo de BS (2005), espera-se que o coeficiente α_6 seja insignificante e que o α_7 seja positivo e significativo, o que indicaria que a frequência da reversão das informações contábeis negativas se eleva especificamente para as empresas que emitiram ADR a partir de 2002.

4.2.3 Cash Flow Model (BALL e SHIVAKUMAR, 2005)

Na equação (5), referente ao modelo de *Cash Flow Model* (BALL e SHIVAKUMAR, 2005), acrescenta-se a variável “ ADR_t ”, conforme equação (8), a seguir:

$$ACT_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 FCO_{i,t} + \alpha_2 A_{i,t} + \alpha_3 ADR_{i,t} * A_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

onde:

$ADR_{i,t}$ = Variável *dummy* (ADR) que assume valor 1 para as empresas que emitiram ADR e valor 0 nos demais casos.

Em relação ao impacto da emissão de ADR sobre o nível de *accruals* mensurado pelo *Cash Flow Model* (BALL e SHIVAKUMAR, 2005), espera-se que o coeficiente α_6 seja negativo e significativo, o que indicaria redução no nível de *accruals* discricionários especificamente para as empresas que emitiram ADR a partir de 2002.

5. SELEÇÃO DA AMOSTRA E TRATAMENTOS DOS DADOS

A amostra deste trabalho foi extraída do banco de dados da Economática (valores nominais do final do ano, não corrigidos pela inflação), analisados a partir do Stata 9.0 e se referem ao período de 1996 a 2006. Este período foi escolhido devido à disponibilidade dos dados, bem como à relativa estabilidade econômica brasileira após o Plano Real.

Coletou-se os dados nominais sobre as variáveis dos três modelos de 31 de dezembro no período entre 1994 e 2006, dos demonstrativos consolidados, quando estes disponíveis. Coletou-se também o preço de fechamento das ações nominal de 30 de abril no período de 1995 e 2006, utilizando-se tolerância de 15 dias.

Inicialmente obteve-se 8.125 entradas totais, referentes as 625 empresas disponíveis na Economática e aos 13 anos coletados (1994 a 2006). Em seguida, exclui-se as 1.250 entradas referentes aos anos de 1994 e 1995, por não ser possível de calcular a variável “ $VLPA_{i,t-1}$ ” da equação (2) para esses anos sem as informações de dezembro de 1992 e 1993, respectivamente. Exclui-se também 4.905 observações com dados ausentes, não disponíveis e/ou extremos, referentes às variáveis dos três modelos, conforme tabela 1 a seguir.

Tabela 1: Coleta de dados – procedimento inicial de amostragem

Anos coletados: 1994 a 2006	13
Empresas disponíveis na Economática	625
(=) Entradas totais	8.125
(-) Exclusão dos anos de 1994 e 1995	(1.250)

(=) Dados potenciais	6.875
(-) Dados ausentes	(4.905)
(=) Entradas válidas	1.970

Fonte: Elaborado pelo autor.

As 1.970 entradas válidas referente a 351 empresas foram reduzidas após a exclusão de 1.310 observações referentes a 291 empresas, cujas informações do período de 1996 a 2006 não estavam completas (descontínuas) e, assim, obteve-se 660 observações de empresas com informações contínuas no período estudado.

Tabela 2: Coleta de dados – procedimento final de amostragem

Amostragem	Observações	Empresas
Empresas com ADR emitidas antes de 2002	99	9
Empresas sem ADR emitidas	561	51
Amostra final	660	60

Fonte: Elaborado pelo autor.

A tabela 2 explicita que as 660 observações referentes a 60 empresas, foram divididas em empresas que possuem ADR emitidas antes de 2002 (9 empresas e 99 observações) e por empresas que não possuem ADR (51 empresas e 561 observações).

6. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Neste capítulo, serão apresentados os resultados dos testes com os modelos Basu (1997) e BS (2005), para análise do conservadorismo contábil e *Cash Flow Model* (2005), para a identificação do nível de *accruals* discricionários, todos estimados em painel.

Os resultados estimados pelos modelos estão divididos em: empresas que emitiram ADR antes de 2002 e todas as empresas brasileiras.

6.1 Análise dos Resultados das Empresas que Emitiram ADR Antes de 2002

Neste capítulo, serão apresentados os resultados dos testes com os modelos Basu (1997) e BS (2005), para análise do conservadorismo contábil e *Cash Flow Model* (2005), para a identificação do nível de *accruals* discricionários, todos estimados em painel.

Os resultados estimados pelos modelos estão divididos em: empresas que emitiram ADR antes de 2002 e todas as empresas brasileiras.

6.1.1 Análise dos Resultados do Modelo de Basu (1997)

Apresenta-se na tabela 3, os resultados das regressões estimadas em painel pelo Modelo de Basu (1997) para as empresas que emitiram ADR antes de 2002.

Tabela 3: Resultados da regressão – Amostra só com empresas com ADR – Modelo de Basu (1997)

Equação (6): $LPA_{i,t}/P_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{i,t} + \alpha_2 R_{i,t} + \alpha_3 D_{i,t} * R_{i,t} + \alpha_4 A_{i,t} * D_{i,t} * R_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

Período: 1996 a 2006 N° de observações: 99 N° de empresas: 9	Coefficiente	P-value	Erro Padrão Robusto	Teste t
$\alpha_1 D_{i,t}$	0,008	0,865	0,047	0,17
$\alpha_2 R_{i,t}$	0,176	0,092*	0,103	1,70
$\alpha_3 D_{i,t} * R_{i,t}$	0,389	0,174	0,284	1,37
$\alpha_4 A_{i,t} * D_{i,t} * R_{i,t}$	0,047	0,039**	0,022	2,10

Fonte: Elaborado pelo autor. Obs: **Significância estatística de 5%; * Significância estatística de 10%.

Observa-se que as variáveis “ $D_{i,t}$ ” e “ $D_{i,t} * R_{i,t}$ ” não revelaram coeficientes α_1 e α_3 significativos, respectivamente, mesmo ao nível de significância de 10%. Utilizando-se o modelo de Basu (1997) não se pode inferir que a informação contábil das empresas com ADR seja conservadora. Por outro lado, o conservadorismo mensurado pelo modelo de Basu (1997) apresentou aumento a partir de 2002 (ano de promulgação da SOX), vez que a variável “ $A_{i,t} * D_{i,t} * R_{i,t}$ ” apresentou coeficiente significativo ao nível de 5%.

Dessa forma, permite-se dizer que há indícios de que a informação contábil das empresas com ADR se tornou mais conservadora a partir do ano de 2002, mas ainda não se pode afirmar que há indícios de que a SOX contribuiu para esses resultados.

6.1.2 Análise dos Resultados do Modelo de BS (2005)

Apresenta-se na tabela 4 os resultados das regressões estimadas em painel pelo Modelo de BS (2005) para as empresas que emitiram ADR antes de 2002.

Tabela 4: Resultados da regressão – Amostra só com empresas com ADR – Modelo de BS (2005)

Equação (2): $VLPA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{i,t} * VLPA_{i,t-1} + \alpha_2 VLPA_{i,t-1} + \alpha_3 VLPA_{i,t-1} * D_{i,t} * VLPA_{i,t} + \alpha_4 A_{i,t} * VLPA_{i,t-1} + \alpha_5 A_{i,t} * VLPA_{i,t-1} * D_{i,t} * VLPA_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

Período: 1996 a 2006 N° de observações: 99 N° de empresas: 9	Coefficiente	P-value	Erro Padrão Robusto	Teste t
$\alpha_1 D_{i,t} * VLPA_{i,t-1}$	1,769	0,000***	0,180	9,83
$\alpha_2 VLPA_{i,t-1}$	-0,269	0,029**	0,121	-2,22
$\alpha_3 VLPA_{i,t-1} * D_{i,t} * VLPA_{i,t}$	-0,131	0,006**	0,046	-2,84
$\alpha_4 A_{i,t} * VLPA_{i,t-1}$	-0,026	0,848	0,136	-0,19
$\alpha_5 A_{i,t} * VLPA_{i,t-1} * D_{i,t} * VLPA_{i,t}$	0,033	0,150	0,023	1,45

Fonte: Elaborado pelo autor. Obs: ***Significância estatística de 1%; **Significância estatística de 5%.

Observa-se nos resultados, que as variáveis “ $VLPA_{i,t-1}$ ” e “ $VLPA_{i,t-1} * D_{i,t} * VLPA_{i,t}$ ” revelaram coeficientes α_2 e α_3 significativos, respectivamente, ao nível de significância de 5%. Contudo, os resultados dos coeficientes α_2 são contrários ao esperado, uma vez que ao serem menores que zero ($\alpha_2 < 0$), demonstram que os ganhos passam a ser um componente transitório do resultado e nos períodos subseqüentes tendem a ser revertidos. Assim, utilizando-se o modelo de BS (2005) não se pode inferir que a informação contábil das empresas seja conservadora.

No que tange ao conservadorismo mensurado pelo modelo de BS (2005) a partir de 2002, verifica-se que a variável “ $A_{i,t} * VLPA_{i,t-1} * D_{i,t} * VLPA_{i,t}$ ” não apresentou coeficiente significativo, mesmo ao nível de 10% de significância. Dessa forma, também pode-se dizer que não há indícios de que, a partir de 2002 (ano de promulgação da SOX), houve aumento do conservadorismo contábil das empresas que emitiram ADR antes de 2002. Esse resultado sugere a rejeição da hipótese do trabalho.

Após análise dos resultados dos dois modelos, Basu (1997) e BS (2005), observa-se que o modelo de Basu (1997) parece conseguir captar indícios de conservadorismo a partir de 2002, ao contrário do Modelo de BS (2005) que não captou o conservadorismo contábil.

Contudo, apesar dos resultados apresentados no modelo de Basu (1997), só poderá afirmar que há indícios de que ocorreu aumento do conservadorismo pela SOX, e não por outros motivos econômicos intrínsecos ao período 2002 a 2006, na apuração dos resultados no capítulo 6.2, caso a *dummy* “ $ADR_{i,t}$ ” seja significativa.

6.1.3 Análise dos Resultados do Cash Flow Model (BALL e SHIVAKUMAR, 2005)

Apresenta-se na tabela 5, os resultados das regressões estimadas em painel pelo *Cash Flow Model* (2005) para as empresas que emitiram ADR antes de 2002.

Tabela 5: Resultados da regressão – Amostra só com empresas com ADR – Cash Flow Model (2005)

Equação (5): $ACT_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 FCO_{i,t} + \alpha_2 A_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

Período: 1996 a 2006 N° de observações: 99 N° de empresas: 9	Coefficiente	P-value	Erro Padrão Robusto	Teste t
$\alpha_1 FCO_{i,t}$	-0,402	0,000***	0,063	-6,39
$\alpha_2 A_{i,t}$	0,007	0,369	0,007	0,90

Fonte: Elaborado pelo autor. Obs: ***Significância estatística de 1%

Observa-se que nos resultados da regressão estimada em painel, o sinal do coeficiente α_1 está negativo, assumindo a correlação negativa em função do comportamento dos *accruals* total, em linha com o trabalho de Ball e Shivakumar (2005).

Contudo, em relação ao gerenciamento de resultados mensurado pelo modelo do *Cash Flow Model* (2005) a partir de 2002, verifica-se que a variável “ $A_{i,t}$ ” não apresentou coeficiente significativo, mesmo ao nível de 10%. Dessa forma, pode-se dizer que não há indícios de que, a partir de 2002, as empresas que emitiram ADR antes de 2002 reduziram o nível de *accruals* discricionários. Esse resultado também sugere a rejeição da hipótese do trabalho.

6.2 Análise dos Resultados de Todas as Empresas Brasileiras

Analisa-se, nos tópicos a seguir, os resultados dos três modelos estimados em painel a partir de amostra que contém todas as empresas brasileiras.

6.2.1 Análise dos Resultados do Modelo de Basu (1997)

Na tabela 6, apresenta-se os resultados das regressões estimadas em painel pelo Modelo de Basu (1997) para todas as empresas que compõem a amostragem final.

Tabela 6: Resultados da regressão – Amostra com todas empresas brasileiras – Modelo de Basu (1997)

Equação (1): $LPA_{i,t}/P_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{i,t} + \alpha_2 R_{i,t} + \alpha_3 D_{i,t} * R_{i,t} + \alpha_4 A_{i,t} * D_{i,t} * R_{i,t} + \alpha_5 ADR_{i,t} * A_{i,t} * D_{i,t} * R_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

Período: 1996 a 2006	Coefficiente	P-value	Erro Padrão Robusto	Teste t
$\alpha_1 D_{i,t}$	0,333	0,143	0,227	1,47
$\alpha_2 R_{i,t}$	0,887	0,101	0,540	1,64
$\alpha_3 D_{i,t} * R_{i,t}$	-0,619	0,121	0,399	-1,55
$\alpha_4 A_{i,t} * D_{i,t} * R_{i,t}$	2,331	0,054*	1,208	1,93
$\alpha_5 ADR_{i,t} * A_{i,t} * D_{i,t} * R_{i,t}$	-1,423	0,405	0,076	-0,83

Fonte: Elaborado pelo autor. Obs: * Significância estatística de 10%

Novamente, observa-se que as variáveis “ $D_{i,t}$ ” e “ $D_{i,t} * R_{i,t}$ ”, assim como nos resultados apresentados na tabela 9, não revelaram coeficientes α_1 e α_3 significativos, respectivamente, mesmo ao nível de significância de 10%. Assim, não se pode inferir que a informação contábil das empresas brasileiras seja conservadora utilizando-se o modelo de Basu (1997).

No que tange ao impacto a partir de 2002 sobre o conservadorismo de Basu (1997), verifica-se que a variável “ $A_{i,t} * D_{i,t} * R_{i,t}$ ” apresentou coeficiente significativo ao nível de 5%. Dessa forma, também se pode dizer que há indícios de que a informação contábil, de todas as empresas que compõem a amostra final, se tornou mais conservadora a partir de 2002.

Já a variável “ $ADR_{i,t} * A_{i,t} * D_{i,t} * R_{i,t}$ ”, que mensura impacto adicional sobre as empresas que emitem ADR, não apresentou coeficiente significativo mesmo ao nível de 10%. Isso sugere que o índice de aumento no conservadorismo contábil a partir do ano de 2002 talvez não ocorreu pelo impacto da SOX e sim por outros motivos econômicos do mercado brasileiro no período que compreende os anos de 2002 a 2006. Esse resultado sugere a rejeição da hipótese do trabalho.

6.2.2 Análise dos Resultados do Modelo de BS (2005)

Apresenta-se na tabela 7 os resultados das regressões estimadas em painel pelo modelo de BS (2005) para todas as empresas que compõem a amostragem final.

Tabela 7: Resultado da regressão – Amostra com todas empresas brasileiras – Modelo de BS (2005)

Equação (2): $VLPA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{i,t} * VLPA_{i,t-1} + \alpha_2 VLPA_{i,t-1} + \alpha_3 VLPA_{i,t-1} * D_{i,t} * VLPA_{i,t} + \alpha_4 A_{i,t} * VLPA_{i,t-1} + \alpha_5 A_{i,t} * VLPA_{i,t-1} * D_{i,t} * VLPA_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

Período: 1996 a 2006 Nº de observações: 660	Coefficiente	P-value	Erro Padrão Robusto	Teste t
--	--------------	---------	---------------------	---------

N° de empresas: 60				
$\alpha_1 D_{i,t} * VLPA_{i,t-1}$	1,400	0,000***	0,081	17,20
$\alpha_2 VLPA_{i,t-1}$	-0,169	0,103	0,103	-1,63
$\alpha_3 VLPA_{i,t-1} * D_{i,t} * VLPA_{i,t}$	-0,049	0,115	0,031	-1,58
$\alpha_4 A_{i,t} * VLPA_{i,t-1}$	-0,115	0,466	0,157	-0,73
$\alpha_5 A_{i,t} * VLPA_{i,t-1} * D_{i,t} * VLPA_{i,t}$	0,021	0,473	0,029	0,72
$\alpha_6 ADR_{i,t} * A_{i,t} * VLPA_{i,t-1}$	-0,063	0,483	0,089	-0,70
$\alpha_7 ADR_{i,t} * A_{i,t} * VLPA_{i,t-1} * D_{i,t} * VLPA_{i,t}$	0,005	0,703	0,014	0,38

Fonte: Elaborado pelo autor. Obs: ***Significância estatística de 1%.

Observa-se nos resultados, que as variáveis “ $VLPA_{i,t-1}$ ” e “ $VLPA_{i,t-1} * D_{i,t} * VLPA_{i,t}$ ”, revelaram coeficientes α_2 e α_3 não significativos, respectivamente, mesmo ao nível de significância de 10%. Assim, utilizando-se o modelo de BS (2005) não se pode inferir que a informação contábil das empresas brasileiras seja conservadora.

No que tange ao impacto das empresas que emitem ADR sobre o conservadorismo de BS (2005), verifica-se que o resultado do coeficiente α_6 é contrário ao esperado, uma vez que ao ser menor que zero ($\alpha_2 < 0$), demonstra que os ganhos passam a ser um componente transitório do resultado e nos períodos subsequentes tendem a ser revertidos.

Verifica-se que tanto em relação ao impacto a partir do ano de 2002, quanto ao impacto das empresas que emitem ADR, as variáveis “ $A_{i,t} * VLPA_{i,t-1}$ ”, “ $A_{i,t} * VLPA_{i,t-1} * D_{i,t} * VLPA_{i,t}$ ” e “ $ADR_{i,t} * A_{i,t} * VLPA_{i,t-1} * D_{i,t} * VLPA_{i,t}$ ” não apresentaram coeficientes α_4 , α_5 e α_7 , respectivamente, significativos mesmo ao nível de 10% de significância.

Dessa forma, também pode-se dizer que não há indícios de que a informação contábil das empresas brasileiras se tornou mais conservadora depois da SOX.

Por tanto, há indícios de que não ocorreu aumento do conservadorismo depois da promulgação da SOX, também em relação aos resultados apresentados no modelo de BS (1997). Isso sugere a rejeição da hipótese do trabalho.

6.2.3 Análise dos Resultados do *Cash Flow Model* (BALL e SHIVAKUMAR, 2005)

Apresenta-se na tabela 8 os resultados da regressão estimada em painel pelo *Cash Flow Model* (2005) para todas as empresas que compõem a amostragem final.

Tabela 8: Resultado da regressão – Amostra com todas empresas brasileiras – *Cash Flow Model* (2005)

Equação (5): $ACT_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 FCO_{i,t} + \alpha_2 A_{i,t} + \alpha_3 ADR_{i,t} * A_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

Período: 1996 a 2006				
N° de observações: 660	Coefficiente	P-value	Erro Padrão Robusto	Teste t
N° de empresas: 60				
$\alpha_1 FCO_{i,t}$	-0,173	0,006***	0,0633	-2,73
$\alpha_2 A_{i,t}$	0,005	0,382	0,006	0,88
$\alpha_3 ADR_{i,t} * A_{i,t}$	-0,051	0,534	0,008	-7,71

Fonte: Elaborado pelo autor. Obs: ***Significância estatística de 1%.

Observa-se que nos resultados, o sinal do coeficiente α_1 está negativo, assumindo a correlação negativa em função do comportamento dos *accruals* total, em linha com o trabalho de Ball e Shivakumar (2005). Em relação tanto ao impacto a partir do ano de 2002, quanto ao impacto adicional específico sobre as empresas que emitem ADR, verifica-se que as variáveis “ $A_{i,t}$ ” e “ $ADR_{i,t} * A_{i,t}$ ” não apresentam coeficientes α_2 e α_3 significativos, respectivamente, mesmo ao nível de 10%.

Dessa forma, pode-se dizer que não há indícios de redução do nível de *accruals* discricionários a partir de 2002, tanto nas empresas com ADR quanto para todas as empresas que compõem a amostra final. Esse resultado sugere a rejeição da hipótese do trabalho.

7. CONCLUSÃO

Procurou-se investigar nesse trabalho, o impacto da SOX no conservadorismo das demonstrações contábeis das empresas brasileiras que emitiram ADR antes de 2002. Em suma, analisou-se a assimetria de reconhecimento de boas e más notícias e os níveis de gerenciamento de resultado das empresas sujeitas a SOX, antes e após sua promulgação.

Os resultados utilizando-se os modelos de BS (2005) e o *Cash Flow Model* (2005), tanto em relação ao impacto no conservadorismo a partir de 2002, quanto ao impacto devido a emissão de ADR, não foram significativos indicando que não há indícios de aumento do conservadorismo contábil após a implementação da SOX.

Apesar dos resultados em relação ao modelo de Basu (1997) apresentarem indícios de conservadorismo a partir de 2002, em função do coeficiente significativo da *dummy* “ANO”, tanto para as empresas que emitiram ADR antes de 2002, quanto para todas as empresas brasileiras, o termo “ADR*ANO” não apresentou coeficiente significativo mesmo ao nível de 10%. Dessa forma, há indícios de que o aumento no conservadorismo contábil a partir de 2002, talvez não ocorreu pelo impacto da SOX e sim por outros motivos econômicos do mercado brasileiro no período de 2002 a 2006.

Tais resultados podem ter sido influenciados pelo fato do mercado brasileiro ser classificado como *code law*, ser menos desenvolvido e apresentar controle acionário concentrado.

Contudo, estão em linha com as afirmações de Siegel (2005) de que o arcabouço legal que envolve as ADR não tem influência sobre a administração das empresas estrangeiras, não sendo capaz de aumentar o conservadorismo no resultado contábil.

Há indícios de que a SOX, apesar de introduzir severas regras de governança corporativa, regulamentar a criação dos comitês de auditoria, assegurar maior independência na atuação da auditoria externa e aumentar o custo de litígio, não foi capaz de aumentar o conservadorismo contábil nas empresas brasileiras. Devido a tais indícios, recomenda-se a rejeição da hipótese do trabalho.

Com base nos resultados, sugere-se a replicação desse estudo em outros países e a investigação dos efeitos econômicos que motivaram o aumento do conservadorismo contábil estimados pelo modelo de Basu (1997) no período de 2002 a 2006.

REFERÊNCIAS

BALL, R, SHIVAKUMAR, L. *Earnings Quality in U.K. Private Firms*. April, 2005. Disponível em: <<http://www.ssrn.com/>>. Acesso em: 14 jun 2007.

BALL, R, SHIVAKUMAR, L. *The Role of Accruals in Asymmetrically Timely Gain and Loss Recognition*. 2005. Disponível em: <<http://www.ssrn.com/>>. Acesso em: 28 jan 2007.

BALL, R.; KOTHARI, S.P.; ROBIN, A. *The Effect of International Institutional Factors on Properties of Accounting Earnings*. Agosto, 2000. Disponível em: <<http://www.ssrn.com/>>. Acesso em: 16 ago 2006.

BASU, Sudipta. *The Conservatism Principle and the Asymmetric timeliness of Earnings*. *Journal of Accounting and Economics*, n.24, p.3-37, 1997.

BEAVER, W.H. *Conservatism*. Working paper, Stanford University, San Francisco, CA, 1993.

COFFEE, J. Jr. *The Future as History: The Prospects for Global Convergence in Corporate Governance and Its Implications*. *Northwestern Law Review* 93, 641-707, 1999.

COSTA, Fabio Moraes, COSTA, Alessandra C. de Oliveira. **Um Estudo da Aplicação do Conservadorismo em Cinco Países da América do Sul**. In: XXIX ENANPAD, Brasília, 2005.

COSTA, Fabio Moraes; ALMEIDA, Juan C.G.; SCALZER, Rodrigo S. **Níveis Diferenciado de Governança Corporativa da Bovespa e Grau de Conservadorismo: Estudo Empírico em Companhias Abertas Listadas na Bovespa**. In: 6º Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, São Paulo, 2006.

DEFOND, Mark L.; FRANCIS, Jere R. *Audit Research After Sarbanes-Oxley*. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, Vol. 24, Supplement, pp. 5-30, 2005. .

DOWNES, John; GOODMAN, Jordan Eliot. **Dicionário de Termos Financeiros e de Investimentos**. Tradução Ana Rocha Tradutores Associados, São Paulo: Nobel, 1993.

JAIN, Pankaj K.; REZAEI, Zabihollah. *The Sarbanes-Oxley act of 2002 and Accounting Conservatism*, 2004. Disponível em: <<http://www.ssrn.com/>>. Acesso em: 18 nov 2006.

LOBO, Gerald J.; ZHOU, Jian. *Did Conservatism in Financial Reporting Increase after the Sarbanes-Oxley Act? Inicial Evidence*. *Accounting Horizons*, Volume 20 number 1 (March): 57-73, 2006.

LOPES, Alexandro Broedel. **Uma Contribuição ao Estudo da Relevância da Informação Contábil para o Mercado de Capitais: o Modelo de Ohlson Aplicado à Bovespa**. 2001. Tese (Doutorado em Controladoria e Contabilidade) – Departamento de Contabilidade e Atuária, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo.

LOPES, Alexandro Broedel; COELHO, Antonio Carlos. **Avaliação da Prática de Apropriação Discricionária na Apuração de Lucro por Companhias Abertas Brasileiras conforme seu Grau de Alavancagem**. In: XXIX ENANPAD, Brasília, 2005.

LUBBERINK, M.; HUIJGEN, C. A. *Cross-Listing in US Markets and Conservatism: Does Types of Listing Matter?* 2006. Disponível em: <<http://www.ssrn.com/>> Acesso em: 12 jul 2006.

MARTINEZ, Antônio L. **“Gerenciamento” dos Resultados Contábeis: Estudo Empírico das Companhias Abertas Brasileiras**. São Paulo, 2001. Tese (Doutorado em Ciências Contábeis) – Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis, Departamentos de Contabilidade e Atuária, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo.

OLIVEIRA, Marcelle Colares; COSTA, Patrícia Pena. **O Comitê de Auditoria nas Companhias Abertas Brasileiras: um Estudo Multicaso**. In: 5º Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, São Paulo, 2005.

PALEPU, K. G.; HEALY, Paul M.. *The Fall of Enron*. *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 17, No 2, pp.3-26, 2003.

SARLO NETO, Alfredo; LOPES, Alexandro Broedel; LOSS, Lenita. **O Impacto da Regulamentação sobre a Relação entre o Lucro e Retorno das Ações das Empresas dos Setores Elétrico e Financeiro no Brasil**. In: XXVI ENANPAD, Salvador, 2002.

SIEGEL, Jordan. *Can Foreign Firms Bond Themselves Effectively by Renting U.S. Securities Laws?* *Journal of Financial Economics* 75 (2005) 319-359.

WATTS, R.L. *Conservatism in Accounting Part II: Evidence and Research Opportunities*. *Accounting Horizons* 17 (4): 287-301, 2003b. Disponível em: <<http://proquest.com/>>. Acesso em: 27 nov 2006.

WATTS, R.L. *Conservatism in Accounting Part I: Explanations and Implications*. *Accounting Horizons* 17 (3): 207-221, 2003a.