

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
MESTRADO EM CIÊNCIAS CONTÁBEIS

FABIANA LUCAS DE ALMEIDA

**PRESTAÇÃO DE SERVIÇOS DE CONSULTORIA POR AUDITORES
INDEPENDENTES: HÁ REFLEXOS NO GERENCIAMENTO DE RESULTADOS EM
EMPRESAS BRASILEIRAS DE CAPITAL ABERTO?**

Belo Horizonte
2011

	Fabiana Lucas de Almeida	Prestação de serviços de consultoria por auditores independentes: Há reflexos no gerenciamento de resultados em empresas brasileiras de capital aberto?		UFMG-FACE CEPCON 2011	
--	--------------------------	---	--	-----------------------------	--

FABIANA LUCAS DE ALMEIDA

**PRESTAÇÃO DE SERVIÇOS DE CONSULTORIA POR AUDITORES
INDEPENDENTES: HÁ REFLEXOS NO GERENCIAMENTO DE RESULTADOS EM
EMPRESAS BRASILEIRAS DE CAPITAL ABERTO?**

Dissertação apresentada ao Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Contabilidade e Controladoria da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis.

Área de concentração: Contabilidade e Controladoria

Orientador: Prof. Dr. Wagner Moura Lamounier

Belo Horizonte
2011

Ficha Catalográfica

A447p
2011 Almeida, Fabiana Lucas de, 1983-
Prestação de serviços de consultoria por auditores independentes: há reflexos no gerenciamento de resultados em empresas brasileiras de capital aberto? / Fabiana Lucas de Almeida. - 2011.
195 f. : il.

Orientador: Wagner Moura Lamounier.
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Minas Gerais, Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Contabilidade e Controladoria.
Inclui bibliografia

1. Contabilidade - Teses. 2. Auditoria - Teses. I. Lamounier, Wagner Moura. II. Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração. III. Título.

CDD: 657

Aos meus irmãos, Lídia e Marcelo, por terem sido grandes referências.

AGRADECIMENTOS

Agradeço aos meus pais, Luiz e Marilda, aos meus irmãos, Lídia e Marcelo pelo incentivo, confiança, paciência e verdadeira amizade. Obrigada pelo exemplo de honestidade, humildade e dedicação e por dar sentido a essa conquista, que sem vocês jamais se concretizaria. À minha linda sobrinha Rafaela, pela alegria que trouxe às nossas vidas e por lembrar que o aprendizado é uma constante.

Às minhas grandes amigas, a família que me foi permitido escolher, Alessandra, Gabriela, Júlia, Laura, minha prima Carolina, Jaiana, Tatiana, Bianca, Ana Carolina e Pollyanna, pelos momentos de descontração, tão necessários nesse período, e pela compreensão nos momentos de maior estresse. Agradeço, especialmente, à minha amiga Gabriela, pelo exemplo de força, perseverança e superação e pela compreensão de minha ausência física nos momentos em que minha amizade mais se fez necessária.

Aos meus colegas da CEMIG pela confiança e cooperação e por me proporcionarem um agradável ambiente de trabalho. Em especial, agradeço ao Soares e ao Eduardo pelo apoio essencial no período de curso das disciplinas do mestrado. Agradeço, também, ao amigo Tarcísio, pelos importantes conselhos.

Ao professor Wagner, agradeço imensamente pela paciência na transmissão de seus conhecimentos, pelo incentivo ao longo de minha trajetória acadêmica e por acreditar que seria possível a conclusão do curso, mesmo diante das limitações de tempo.

Aos demais professores do mestrado e aos meus colegas de curso, pelos ensinamentos, não somente de ordem técnica, mas pessoal, de grande valor à minha vida.

Agradeço à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais – FAPEMIG – que promove atividades de fomento, apoio e incentivo às pesquisas científicas e tecnológicas em Minas Gerais. Agradeço, também, à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - CAPES e ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico – CNPQ, pelo apoio a diversas entidades de mestrado em Ciências Contábeis.

Finalmente, agradeço ao Carlos Henrique, pelo amor, cuja presença de alguma forma senti em toda a minha vida. Agradeço por me mostrar quais são os meus verdadeiros sonhos.

Se o dinheiro for a sua única esperança de independência, você jamais a terá. A única segurança verdadeira consiste em uma reserva de sabedoria, de experiência e de competência.

Henry Ford

RESUMO

No contexto da teoria da agência, a auditoria externa representa mecanismo de monitoramento das ações dos administradores, visando o seu alinhamento aos interesses dos acionistas, sendo esse monitoramento válido somente quando sua atuação é independente. Segundo a literatura, existem práticas que podem prejudicar a independência do auditor, como a prestação concomitante de outros serviços que não de auditoria ao cliente ou a extensão de tempo da prestação do serviço. A literatura também aponta que a reputação, expertise e porte da empresa de auditoria são fatores que podem fortalecer sua capacidade de monitoramento. Diante disso, o objetivo da presente pesquisa consiste em analisar as relações entre a prática de gerenciamento de resultados por empresas brasileiras de capital aberto e a prestação concomitante de outros serviços que não de auditoria pelo auditor independente, assumindo ser este o agente na relação de conflito de agência, nos períodos de 2006 a 2009. Especificamente, objetivou-se verificar se o auditor externo pode se tornar economicamente atrelado à Administração de seu cliente, reduzindo-se, assim, a sua capacidade de monitoramento. Objetivou-se verificar, também, se as regras de governança corporativa requeridas pela Lei *Sarbanes-Oxley* influenciam essa prática. Para tanto, relacionou-se, através da adaptação do modelo de Frankel, Johnson e Nelson (2002), a razão entre os honorários pagos por outros serviços que não de auditoria e o total pago às firmas de auditoria às acumulações discricionárias, estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado (1995) e Modelo KS (1995), por MQO. O efeito de fatores que segundo a literatura analisada impactam o gerenciamento de resultados foi controlado a partir da inclusão ao modelo de variáveis relacionadas a esses fatores. Adicionalmente, para verificar o efeito da prestação de outros serviços que não de auditoria por honorários inferiores a 5% sobre o total global pago, tendo em vista que a Instrução CVM 381/03 desobriga a divulgação desses valores, variáveis *dummy* foram incluídas aos modelos de Jones Modificado e Modelo KS. Os resultados apontaram para o aumento do gerenciamento que tem como objetivo a redução dos resultados, tendo em vista que se observou uma redução do valor das acumulações discricionárias negativas mediante a prestação concomitante de outros serviços que não de auditoria pelo auditor independente, em 2009, e ainda a elevação das acumulações totais em 2008 e na análise que combinou séries temporais e cortes transversais, quando se incluiu variáveis *dummy*. Contudo, tais resultados devem ser analisados com cautela, tendo em vista que as observações obtidas por meio da aplicação do modelo de Jones Modificado não foram confirmadas com a utilização do Modelo KS e vice-versa, nem tampouco a análise ano a ano foi unânime. Considera-se, ainda, que o número reduzido de companhias que divulgaram o valor dos honorários pagos por outros serviços prestados pelo auditor independente e que possuem dados contábeis para a estimação dos modelos nos quatro períodos analisados, restringiu o tamanho da amostra para 52 observações por ano e 208 observações para as análises que combinaram cortes transversais e séries temporais.

Palavras chave: Auditoria. Independência. Gerenciamento de resultados

ABSTRACT

In the Context of Agency Theory, the independent audit works as a monitoring mechanism of the managers' actions, aiming its alignments with the shareholders' interests. This monitoring is effective only if the auditor is independent. According to the literature, there are practices that may harm the auditor's independence, as non-audit services and auditor tenure. The literature also indicates that reputation, expertise and size are factors that could strengthen the monitoring capability of the audit firm. Therefore, this research aimed to analyze the relations between non-audit services and the earnings management in Brazilian public companies, assuming that the auditor is the agent in the agency conflict, in the period of 2006 to 2009. Specifically, we aimed to verify if the independent auditor's economic bond with the client can become stronger, reducing, thereby, his or her monitoring capability. Also, we intend to verify if the corporate governance rules required by Sarbanes-Oxley Act have any influence on this practice. To achieve our objectives, we found the relationship between the ratio of non-audit fees to total fees and the discretionary accruals, estimated through Modified Jones (1995) model and KS (1995) model. Moreover, we use an adaptation of Frankel, Johnson e Nelson (2002), model (2002), that differs companies which are audited by big four firms from the others and that considers the audit tenure. The effect of the factors that the literature claims to impact the earning management was controlled by the inclusion of variables related to these factors. Furthermore, to verify the effect of the ratio of non-audit fees to total fees lower than 5%, since that CVM 381 Standard exempts the companies from this disclosure, we included dummy variables to the Modified Jones (1995) model e KS (1995) model, by OLS. The results show a reduction of the negative discretionary accruals in the presence of non-audit services, in 2009, and a increase in total accruals in 2008 and in the combined cross section and time series analysis when we include dummy variables. However, these results should be analyzed carefully, once neither the observations by the application of the modified Jones (1991) model was confirmed by the application of the KS (1995) model and vice versa nor the yearly analysis was unanimous. It is considered, still, as a research limitation, the reduced number of companies that disclosed non-audit fees and that have all the required accounting data, which restricted the sample size to 52 observations per year and 208 observations to combined cross section and time series analysis.

Key words: Audit. Independence. Earnings management.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Conceito de acumulações.....	39
---	----

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Divulgação dos honorários de outros serviços que não de auditoria prestados pela auditoria externa.....	48
Tabela 2. Composição da Amostra.....	49
Tabela 3. Estatísticas descritivas das variáveis que integram as acumulações totais.....	71
Tabela 4. Estatísticas descritivas das variáveis: Modelo de Jones Modificado.....	72
Tabela 5. Estatísticas descritivas das variáveis: Modelo KS.....	74
Tabela 6. Estatísticas descritivas das variáveis: Modelo de Frankel, Johnson e Nelson.....	75
Tabela 7. Acumulações discricionárias por meio do Modelo de Jones – Período 2006 a 2009.....	80
Tabela 8. Acumulações discricionárias por meio do Modelo KS – Período 2006 a 2009.....	85
Tabela 9. Matriz de correlação das variáveis explicativas do Modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson – 2006.....	93
Tabela 10. Resultado das regressões referentes ao Modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson (2002) – Período de 2006 – Acumulações Absolutas.....	94
Tabela 11. Resultados das regressões referentes ao Modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson (2002) – Período de 2006 – Acumulações Negativas e Positivas.....	97
Tabela 12. Matriz de correlação das variáveis explicativas do Modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson – 2007.....	99
Tabela 13. Resultados das regressões referentes ao Modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson (2002) – Período de 2007.....	100
Tabela 14. Resultados das regressões referentes ao Modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson (2002) – Período de 2007 – Acumulações discricionárias negativas e positivas.....	103
Tabela 15. Matriz de correlação das variáveis explicativas do Modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson – 2008.....	104
Tabela 16. Resultados das regressões referentes ao Modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson (2002) – Período de 2008 – Acumulações Absolutas.....	105

Tabela 17. Resultados das regressões referentes ao Modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson (2002) – Período de 2008 – Acumulações Negativas e Positivas.....	108
Tabela 18. Matriz de correlação das variáveis explicativas do Modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson – 2009.....	110
Tabela 19. Resultados das regressões referentes ao Modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson (2002) – Período de 2009 – Acumulações Discricionárias Absolutas.....	111
Tabela 20. Resultados das regressões referentes ao Modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson (2002) – Período de 2009 – Acumulações Discricionárias Negativas e Positivas.....	114
Tabela 21. Matriz de correlação das variáveis explicativas do Modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson – 2006 a 2009.....	116
Tabela 22. Resultados das regressões referentes ao Modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson (2002) – Período de 2006 a 2009.....	117
Tabela 23. Resultados das regressões do Modelo de Jones modificado e KS incluindo variáveis <i>dummy</i> – Período de 2006.....	121
Tabela 24. Resultados das regressões do Modelo de Jones modificado e KS incluindo variáveis <i>dummy</i> – Período de 2007.....	122
Tabela 25. Resultados das regressões do Modelo de Jones modificado e KS incluindo variáveis <i>dummy</i> – Período de 2008.....	124
Tabela 26. Resultados das regressões do Modelo de Jones modificado e KS incluindo variáveis <i>dummy</i> – Período de 2009.....	125
Tabela 27. Resultados das regressões do Modelo de Jones modificado e KS incluindo variáveis <i>dummy</i> – Período de 2006 a 2009.....	126

LISTA DE QUADROS

Quadro 1. Variáveis do Modelo Adaptado de Frankel, Johnson e Nelson (2002).....	63
Quadro 2. Síntese dos procedimentos metodológicos.....	70
Quadro 3. Principais Pronunciamentos Contábeis para aplicação a partir do exercício encerrado em dezembro de 2008.....	76
Quadro 4. Resumo dos principais pronunciamentos aplicados a partir do exercício de 2008.....	77
Quadro 5. Resultados encontrados para as hipóteses de pesquisa.....	129

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1. Acumulações Discricionárias por meio do Modelo de Jones modificado – 2006.....	81
Gráfico 2. Acumulações Discricionárias por meio do Modelo de Jones modificado – 2007.....	82
Gráfico 3. Acumulações Discricionárias por meio do Modelo de Jones modificado – 2008.....	83
Gráfico 4. Acumulações Discricionárias por meio do Modelo de Jones modificado – 2009.....	84
Gráfico 5. Acumulações discricionárias por meio do Modelo KS – 2006.....	87
Gráfico 6. Acumulações discricionárias por meio do Modelo KS – 2007.....	89
Gráfico 7. Acumulações discricionárias por meio do Modelo KS – 2008.....	89
Gráfico 8. Acumulações discricionárias por meio do Modelo KS – 2009.....	90

LISTA DE ABREVIATURAS

AD	Acumulações discricionárias
ADR	<i>American Deposit Receipts</i>
Bovespa	Bolsa de Valores de São Paulo
CFC	Conselho Federal de Contabilidade
CPC	Comitê de Pronunciamentos Contábeis
CVM	Comissão de Valores Mobiliários
GR	Gerenciamento de Resultados
IAASB	<i>International Auditing and Assurance Standards Boards</i>
IBRACON	Instituto dos Auditores Independentes do Brasil
IESBA	<i>International Ethics Standards Board for Professional Accountants</i>
IFRS	<i>International Financial Reporting Standards</i>
IFAC	<i>International Federation of Accountants</i>
ISA	<i>International Standards on Auditing</i>
MJM	Modelo de Jones Modificado (1995)
MKS	Modelo kang e Sivanamakrishnan (1995), estimado por MQO
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
PAD	<i>Proxy</i> para acumulações discricionárias
PCAOB	<i>Public Company Accounting Oversight Board</i>
ROA	Retorno sobre o Ativo
SEC	<i>Security and Exchange Commission</i>
SOX	Lei Sarbanes-Oxley

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	16
1.1 Contextualização	16
1.2 Questão de Pesquisa	20
1.3 Objetivos	20
1.3.1 Objetivo Geral	20
1.3.2 Objetivos Específicos	21
1.4 Hipóteses de Pesquisa	21
1.5 Justificativa e relevância	22
2 REFERENCIAL TEÓRICO	24
2.1 Teoria da agência e auditoria independente	24
2.2 Normas de auditoria sobre a independência	26
2.3 A Lei <i>Sarbanes-Oxley</i> e a auditoria	31
2.4 Gerenciamento de resultados	36
2.5 Honorários de auditoria e o gerenciamento de resultados	41
3 METODOLOGIA	46
3.1 Taxonomia	46
3.2 Procedimento para coleta de dados	47
3.3 Modelos econométricos para identificar os níveis de acumulações (<i>accruals</i>) discricionários	50
3.3.1 Modelo de Jones Modificado (1995)	53
3.3.2 Modelo KS (1995)	54
3.4 Modelos econométricos para teste das hipóteses de pesquisa	59
3.5 Aspectos econométricos	65

3.5.1 Multicolinearidade	66
3.5.2 Heterocedasticidade	68
3.5.3 Erro de especificação	68
3.5.4 Premissa de normalidade dos resíduos	69
3.6 Síntese dos procedimentos metodológicos	69
4 RESULTADOS E DISCUSSÕES	71
4.1 Estatística Descritiva dos dados.....	71
4.2 Análise das regressões para cálculo das acumulações discricionárias.....	78
4.2.1 Estimação das acumulações discricionárias pelo Modelo de Jones Modificado.....	79
4.2.2 Estimação das acumulações discricionárias pelo modelo de Kang e Sivaramakrishnan (1995)	84
4.3 Análise das regressões para teste das hipóteses de pesquisa	91
4.3.1 Mensuração da relação entre os honorários pagos por outros serviços que não de auditoria prestados pela firma de auditoria independente e as acumulações discricionárias ..	91
4.3.2 Análise a partir da adaptação do modelo de Frankel, Nelson e Johnson (2002) com séries temporais e cortes transversais.....	115
4.3.3 Análise por meio de variáveis qualitativas da relação entre os honorários pagos por outros serviços que não de auditoria prestados pela firma de auditores independentes e as acumulações discricionárias.....	119
4.3.4 Análise por meio de variáveis qualitativas utilizando séries temporais e cortes transversais.....	125
4.3.5 Síntese dos resultados encontrados para as hipóteses de pesquisa	127
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	131
REFERÊNCIAS.....	137
APÊNDICE A – Resultado das regressões para estimação das acumulações discricionárias.....	144
APÊNDICE B – Resultados das Regressões para a adaptação do modelo de Frankel, Johnson e Nelson com acumulações discricionárias estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado	150

APÊNDICE C – Resultados das Regressões para a adaptação do modelo de Frankel, Johnson e Nelson (2002) com acumulações discricionárias estimadas por meio do Modelo KS	169
APÊNDICE D – Resultado das regressões com variáveis qualitativas	188

1 INTRODUÇÃO

1.1 Contextualização

A auditoria independente contribui para a qualidade e transparência da informação contábil por meio do monitoramento das informações financeiras divulgadas ao mercado e da identificação e apontamento de irregularidades contábeis praticadas por seus clientes. Para Martinez (2001), as empresas abertas são obrigadas a ter suas demonstrações contábeis atestadas por empresas de auditoria para assessorar a governança corporativa, além dessa prática ser requerida pela legislação. A auditoria externa auxilia o Conselho de Administração no acompanhamento das atividades das empresas e emite um parecer independente sobre a integridade das demonstrações financeiras. Bushman e Smith (2001) citam as empresas de auditoria como instituições que promovem a governança das empresas, além de bancos de investimento, reguladores e o governo.

Segundo Watts e Zimmerman (1986) a contabilidade exerce importante função tanto na definição dos termos dos contratos, quanto em seu monitoramento, existindo assim, uma demanda para o cálculo e apresentação fidedigna de informações contábeis. Os auditores externos da empresa, a partir da análise das demonstrações contábeis, devem reportar qualquer irregularidade financeira, além de apresentarem opinião independente sobre os resultados utilizados como indicadores do desempenho da administração e na definição dos planos de bônus aos administradores. Os relatórios de auditoria devem representar uma opinião independente e, portanto não tendenciosa, das demonstrações contábeis apresentadas.

Em síntese, tendo em vista que os planos de compensação e os contratos de débitos utilizam informações contábeis, a auditoria independente exerce importante função no processo de monitoramento das ações da administração sobre o contexto da teoria da agência. Jensen e Meckling (1976) definem a relação de agência como um contrato sobre o qual uma ou mais pessoas (o principal) delega à outra (o agente) a realização de algum serviço que envolve a tomada de decisão, transferindo autoridade ao agente. O conflito de agência surge devido à divergência de interesses entre os agentes e o principal. Assumindo que o objetivo dos agentes é

maximizar sua riqueza, para que as ações dos administradores estejam alinhadas aos interesses dos acionistas serão necessários mecanismos específicos de monitoramento, como, por exemplo, a auditoria independente.

Watts e Zimmerman (1986) relatam que os auditores facilitam a relação contratual entre investidores e administradores, uma vez que atestam a confiabilidade das demonstrações financeiras. Entretanto, o monitoramento por meio de auditoria é válido somente se esta for de fato independente, ou seja, se não houver conflitos de agência entre auditores e acionistas.

A SEC (*Security and Exchange Commission*), órgão norte americano similar à Comissão de Valores Mobiliários (CVM), reconhece a importância do auditor independente na promoção da transparência às demonstrações financeiras e confiança aos investidores. Segundo a SEC (2000), se os investidores não acreditarem na independência do auditor, confiarão pouco em sua opinião e serão menos propensos a investir em títulos daquela empresa.

Diante de escândalos financeiros com repercussões internacionais, como o das empresas Adelphia, Enron e Worldcom, relacionados a estruturas frágeis de controles internos e práticas ineficazes de governança corporativa, a SEC emitiu, em 2003, a regra denominada *Strengthening the Commission's Requirements Regarding Auditor Independence*, visando fortalecer as exigências relativas à independência dos auditores. Essa norma é consistente com a seção 208 da Lei Sarbanes-Oxley (SOX), promulgada pelo governo americano em 2002 com a finalidade de proporcionar confiabilidade às Demonstrações Contábeis divulgadas no mercado financeiro, por meio da definição de uma estrutura de controles internos organizada e eficiente.

Dentre as exigências dessa norma está a aprovação, pelo Comitê de Auditoria, dos serviços de auditoria e outros trabalhos realizados pelo auditor independente. A norma também determina a divulgação de informações relativas aos serviços prestados pelo auditor independente, inclusive aqueles não relacionados à auditoria, e o montante pago por esses serviços, segregando aqueles de auditoria e não auditoria. A divulgação dos gastos com serviços adicionais prestados pelo auditor independente já era obrigatório para empresas com títulos negociados nas bolsas americanas, desde 2000, por força da norma da SEC *S7-13-00 - Revision of the Commission's Auditor Independence Requirements*.

No Brasil, a CVM, por meio da Instrução 308, de 1999, veda aos auditores independentes a execução de alguns serviços, considerados prejudiciais à independência, conforme definido nas normas de independência do CFC. Em 2003, a CVM, alinhada às exigências da SEC, emitiu a

Instrução 381 por meio da qual se torna obrigatória a divulgação, no Relatório de Administração, do valor total dos honorários contratados das empresas de auditoria independente e o seu percentual em relação aos honorários relativos aos de serviços de auditoria externa.

O PCAOB (*Public Companies Accounting Oversight Board*), órgão privado sem fins lucrativos criado nos Estados Unidos pela Lei *Sarbanes-Oxley* para orientação aos auditores, emite padrões profissionais para execução dos serviços de auditoria. Segundo esse órgão, os requisitos de independência estabelecem que um auditor não pode ser considerado independente se não apresentar capacidade de exercer julgamento objetivo e imparcial sobre todas as questões contempladas no trabalho, ou se um investidor com conhecimento razoável de todos os fatos relevantes e circunstâncias assim o concluir. Portanto, um auditor não é independente, se, por exemplo, estiver responsável pelos controles internos sobre as demonstrações financeiras ou se for encarregado de desenhar e implementar a estrutura desses controles.

A prestação de outros serviços que não de auditoria pelos auditores externos tem levantado questões sobre a integridade do parecer de auditoria, devido à dependência econômica e financeira da empresa de auditoria em relação ao cliente. Para Levitt (2000), há mais de cem anos atrás se dizia que uma empresa de auditoria reconhecia apenas o público como mestre. Entretanto, quando um auditor se compromete a prestar outros serviços para o cliente de auditoria, mesmo sendo estes não relacionados à auditoria, estarão servindo também a outro mestre, a administração (LEVITT, 2000). Nesse duplo papel, o auditor, que é responsável por atestar a integridade das informações financeiras, avalia o trabalho da administração além de estar subordinado a ela, gerando conflitos de interesses.

Tendo em vista que a prestação de outros serviços que não de auditoria pode comprometer a qualidade da auditoria externa, a partir da perda de independência e consequente perda de capacidade de monitoramento, a prestação de tais serviços supostamente diminui o retorno da firma, conforme observado por Frankel, Johnson e Nelson (2002), ao aumentar o risco causado pela assimetria de informações. Isso pode ocorrer porque o comprometimento do monitoramento das ações dos administradores gera insegurança quanto à preservação dos interesses dos acionistas.

Para avaliar a qualidade da auditoria, alguns estudos, como os de Frankel, Johnson e Nelson (2002), Brown, Falaschetti e Orlando (2008), Ramos e Martinez (2006) e Almeida e Almeida (2009), têm examinado a relação entre a auditoria e o gerenciamento de resultados

contábeis. A SEC já demonstra preocupação com a prática de gerenciar resultados, diante da importância da transparência das demonstrações financeiras para o adequado funcionamento do mercado de capitais. Conforme relato do Chairman Levitt (1998), muitos gerentes, auditores e analistas estão participando de um jogo permissivo, buscando satisfazer as estimativas de ganhos e projetar lucros homogêneos em detrimento da representação fidedigna.

O gerenciamento de resultados vem sendo amplamente estudado em pesquisas científicas recentemente, dada a preocupação com a fidedignidade das demonstrações financeiras e o fortalecimento das práticas de governança corporativa. Martinez (2001, p.12), um dos principais pesquisadores brasileiros sobre o tema, caracteriza o gerenciamento de resultados *“fundamentalmente como alteração proposital dos resultados contábeis (intencional), visando alcançar, atender motivação particular. A gestão “maneja” artificialmente os resultados com propósitos bem definidos, que não são os de expressar a realidade latente no negócio”*.

Conforme Ramos e Martinez (2006), no conceito de credibilidade no mercado, a auditoria é ferramenta útil na minimização do gerenciamento de resultados. Davis (2000) relata que o auditor independente e o gerenciamento de resultados estão intimamente relacionados. Segundo este autor, espera-se que a auditoria independente, em parte, sirva como um fiscalizador da tentativa de gerenciar resultados. Se o auditor não é independente é menos provável que esse atue como um efetivo limitador dessa prática.

Com a promulgação da Lei *Sarbanes-Oxley*, ocorreram mudanças significativas nas práticas de governança corporativa, dentre elas a auditoria externa. Clark (2005) realizou um estudo sobre as mudanças nas regras de governança corporativa introduzidas pela Lei SOX, concluindo que as reformas legais nessa área devem ser impactantes, mas estruturadas de forma a permitir estudos empíricos de seus efeitos, revisão periódica dos normativos, e a confirmação ou alteração das regras, com base nos resultados destas revisões. Indiscutivelmente, a Lei *Sarbanes-Oxley* impactou a atividade de auditoria, a partir da introdução de regras profissionais e requisitos de independência, dentre eles, a prestação de outros serviços pela firma de auditoria.

Outro aspecto ligado à independência da auditoria externa está voltado para o atrelamento econômico/financeiro ao cliente de auditoria *versus* a expertise e reputação dos auditores. Alguns estudos, como o de Almeida e Almeida (2009) identificaram que os clientes de auditoria das empresas consideradas membro do grupo *Big Four* (os quatro maiores prestadores de serviços de auditoria contábil do mundo – *KPMG International Cooperative, PricewaterhouseCoopers*

International Limited, Deloitte Touche Tohmatsu Limited e Ernst & Young Global Limited) são menos propensos a gerenciar resultados. Esta constatação deriva da premissa de que a expertise dos auditores mitiga a formação de acumulações discricionárias, influenciando a qualidade dos resultados (KRISHNAN, 2003), bem como da suposição de que pelo porte dessas firmas haveria uma menor propensão à sua “captura”, em função de uma maior independência financeira dessas empresas.

1.2 Questão de Pesquisa

Diante dos argumentos expostos, pretende-se responder a seguinte questão de pesquisa: **Assumindo ser o auditor externo o agente na relação de conflito de agência, o possível comprometimento de sua independência favorece o gerenciamento de resultados em empresas brasileiras de capital aberto?**

1.3 Objetivos

1.3.1 Objetivo Geral

O objetivo principal da presente pesquisa consiste em analisar as relações entre o gerenciamento de resultados em empresas brasileiras de capital aberto e fatores que podem comprometer a independência do auditor externo, assumindo ser este agente na relação de conflito de agência, no período de 2006 a 2009.

1.3.2 Objetivos Específicos

- Identificar se os honorários pagos pela prestação de outros serviços que não de auditoria pelo auditor independente levam a formação de acumulações discricionárias em empresas brasileiras de capital aberto.
- Identificar se as regras de governança requeridas pela Lei *Sarbanes-Oxley* impactam o gerenciamento de resultados, em empresas brasileiras sujeitas à Lei *Sarbanes-Oxley*.
- Verificar se as companhias que são auditadas por empresas que compõem o grupo *Big Four* são menos propensas à formação de acumulações discricionárias, dada a expertise, porte e reputação dessas empresas.
- Verificar se o tempo em que a empresa de auditoria presta serviços ao cliente altera o comportamento das escolhas contábeis, no que se refere às acumulações discricionárias.
- Analisar se honorários pagos por outros serviços que não de auditoria inferiores a 5% do total pago à empresa de auditoria não favorecem a formação de acumulações discricionárias, tendo em vista os termos da Instrução CVM 381/03, que desobriga a divulgação nesses casos.
- Verificar se a prestação de outros serviços que não de auditoria favorece a formação de acumulações discricionárias, segregando aquelas positivas (para aumentar os resultados) daquelas negativas (para reduzir os resultados).

1.4 Hipóteses de Pesquisa

A auditoria independente representa importante mecanismo de monitoramento no contexto da teoria da agência. Através das auditorias independentes, os acionistas esperam ter mais um instrumento de controle para preservação de seus interesses, a partir da redução da assimetria de informações.

Martinez (2001) afirma que em determinadas situações podem surgir conflitos de agenciamento entre a empresa de auditoria e os acionistas, uma vez que, apesar de terem o dever

de zelar pelos interesses dos acionistas, as empresas de auditoria estão preocupadas com a maximização de sua função utilidade. Nessas situações, essas empresas estariam menos propensas a questionar as demonstrações contábeis apresentadas pela administração.

Diante disso, formulam-se as seguintes hipóteses de pesquisa:

H₁: Quanto maiores os honorários pagos pela prestação concomitante de outros serviços que não de auditoria pela empresa de auditoria independente, maior será a propensão à prática de gerenciamento de resultados em empresas brasileiras de capital aberto.

H₂: As regras de governança corporativa requeridas pela Lei *Sarbanes-Oxley* contribuem para a redução das acumulações discricionárias em empresas brasileiras de capital aberto sujeitas a esta Lei.

H₃: A expertise, porte e reputação das empresas de auditoria que compõem o grupo *Big Four* contribuem para redução das acumulações discricionárias em empresas brasileiras de capital aberto.

H₄: A extensão de tempo em que existe o compromisso de prestação de serviço de auditoria aumenta a vulnerabilidade ao gerenciamento de resultados.

H₅: A prestação de outros serviços que não de auditoria em valor inferior a 5% do total pago à empresa de auditoria não influencia a formação de acumulações discricionárias, o que justificaria a não obrigatoriedade de divulgação desse valor, concedida pela Instrução CVM 381/03.

1.5 Justificativa e relevância

Diante da crescente regulação sobre as práticas de governança corporativa, o estudo de seu efeito sobre a fidedignidade das demonstrações financeiras torna-se fundamental para proporcionar reformas legais eficazes em torno dessas práticas. A Lei *Sarbanes-Oxley* (SOX), considerada o instrumento normativo de governança corporativa mais rigoroso dos últimos anos, foi tema de diversas pesquisas, tanto no meio acadêmico quanto empresarial, com o intuito de proporcionar bases sólidas para implementação de mecanismos eficientes, dentre eles a auditoria independente.

Dadas as exigências regulatórias sobre a prestação de outros serviços que não de auditoria pelo auditor independente, é importante analisar a sua relação com o gerenciamento de resultados, buscando mensurar a eficácia dessas exigências como mecanismo de governança corporativa. Além disso, é de grande relevância o estudo da auditoria como mecanismo de governança corporativa, expondo a relação entre o seu enfraquecimento, resultante do comprometimento da independência do auditor, e a perda da fidedignidade das demonstrações financeiras, indicada pela propensão ao gerenciamento de resultados.

A importância deste estudo para o mercado e a sociedade se deve à formação de conhecimento sobre as melhores práticas de governança corporativa e o impacto destas para a transparência e o conservadorismo das demonstrações financeiras. O conhecimento dessas práticas auxilia a avaliação de investimentos e a tomada de decisão dos diversos *stakeholders* das companhias. Para a academia tal estudo é relevante tendo em vista a carência de pesquisas no Brasil sobre essas práticas de governança corporativa e sobre os conflitos de agência sob a perspectiva da auditoria como agente.

A originalidade dessa pesquisa reside na aplicação em empresas brasileiras de modelos capazes de relacionar os gastos com outros serviços que não de auditoria oferecidos pelo auditor independente e o gerenciamento de resultados. Busca-se investigar se os resultados obtidos são semelhantes àqueles encontrados para o mercado norte americano, justificando a regulação brasileira nesse sentido. Além disso, busca-se comparar os resultados obtidos para empresas brasileiras que possuem ADR, e, portanto, sujeitas à Lei *Sarbanes-Oxley*, com as demais, visando captar a relação do fortalecimento dessa dimensão da governança corporativa.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Teoria da agência e auditoria independente

Jensen e Meckling (1976) definem a relação de agência como um contrato sobre o qual uma ou mais pessoas delega a outra a realização de algum serviço que envolve tomada de decisão, transferindo autoridade ao agente. Nesse tipo de relação, existe um principal que estabelece um contrato e um agente que deve aceitar ou rejeitar esse contrato. O conflito de agência surge devido à divergência de interesses entre os agentes e o principal.

Os estudos que envolvem a teoria da agência no contexto organizacional relacionam os acionistas como o principal e os administradores como agentes. Qualquer esforço dos administradores irá aumentar os lucros das empresas, beneficiando os acionistas. Para os administradores restam apenas os custos de seus esforços, não havendo incentivos para que busquem maximizar a satisfação dos acionistas. Assumindo que o objetivo dos agentes é maximizar sua riqueza, para que as ações dos administradores estejam alinhadas aos interesses dos acionistas são necessários mecanismos específicos de monitoramento, mecanismos estes que são desenvolvidos para proporcionar incentivo aos administradores de forma que cumpram suas atividades conforme definido em contrato, maximizando a riqueza dos acionistas.

Jensen e Meckling (1976) definem as atividades de monitoramento como dispêndio de recursos pelos acionistas para garantir que os administradores irão limitar suas atividades conforme definido em contrato. O monitoramento pode ser executado por meio de auditorias independentes ou mecanismos de remuneração e incentivos atrelados ao desempenho da firma.

Segundo Watts (2006), o desenvolvimento original da contabilidade e reporte financeiro parece estar relacionado ao controle dos custos de agência. Esses custos surgem quando o principal delega a tomada de decisões para um agente que busca a maximização de sua própria riqueza em detrimento dos demais. Segundo esse autor, o crescimento do mercado de ações em Londres, na segunda metade do século vinte, ocasionou mudanças substanciais na auditoria de demonstrações contábeis e na preparação de reporte financeiro para fins de investimentos.

Segundo Watts e Zimmerman (1983), um dos primeiros passos para o reconhecimento da necessidade da auditoria independente ocorreu na Inglaterra, com a promulgação da Lei para companhias registradas, em 1862. Essa lei requeria a auditoria independente das demonstrações financeiras de companhias abertas, fortalecendo a profissão de auditoria. Esses autores relatam que o crescimento da profissão de auditoria, bem como a crença nos auditores que a desempenham, foi um fenômeno de mercado.

Watts e Zimmerman (1983) examinaram a história da auditoria na Inglaterra e nos Estados Unidos buscando investigar a relação de seu surgimento com a regulação governamental e com a atividade de monitoramento para reduzir os custos de agência e aumentar o valor das companhias. Como resultado, o estudo demonstrou que a auditoria existia desde o desenvolvimento das corporações modernas. Os autores entendem que a atividade de monitoramento proporcionado pela auditoria é importante, senão crucial, para a formação das empresas. A sobrevivência da auditoria sugere, ainda, que essa é parte da eficiência para organização de empresas.

A auditoria independente exerce importante função no assessoramento da governança corporativa, à medida que tem a função de emitir uma opinião independente sobre fidedignidade das demonstrações financeiras publicadas. Segundo PCAOB (*Public Company Accounting Oversight Board*), o objetivo da auditoria independente com relação às demonstrações financeiras é a expressão de uma opinião sobre a adequação da apresentação, em todos os aspectos materiais, da posição financeira, resultados, operações e fluxo de caixa, em conformidade com os princípios contábeis geralmente aceitos.

No contexto da teoria da agência, a auditoria independente pode também assumir o papel de agente, na relação com os acionistas. As empresas de auditoria, apesar de serem contratadas para proteger os interesses dos acionistas, estão preocupadas com a maximização de sua utilidade, podendo surgir, assim, o conflito de agência. As empresas de auditoria visam à manutenção de seu faturamento e consequentemente de seus clientes.

Martinez (2001) afirma que o problema decorrente do conflito de agência entre acionistas e auditores independentes é tão mais grave quanto menor for a dimensão relativa da empresa de auditoria e quanto maior for o peso do serviço prestado no montante do faturamento da empresa. Esse autor acrescenta a prestação de outros serviços que não de auditoria como outro fator perigoso no relacionamento entre empresas de auditoria e seus clientes. Nessas situações, a

independência do auditor externo estaria comprometida, fazendo com que a propensão das empresas de auditoria a questionar as demonstrações contábeis preparadas pela administração diminuísse, tendo em vista que poderia ocasionar redução de seu faturamento de serviços adicionais.

2.2 Normas de auditoria sobre a independência

No contexto da teoria da agência, o auditor externo pode assumir a posição de agente na relação com o acionista. Com o objetivo de manter íntegra a função dos auditores independentes, os órgãos reguladores do mercado de capitais e da profissão contábil exige a aderência da atividade de auditoria a normas e práticas profissionais.

No Brasil, o CFC emite normas brasileiras de contabilidade que são aplicáveis à atividade de auditoria independente (NBC PA). Em 2010, em linha com o processo de convergência das Normas Brasileiras de Contabilidade aos padrões internacionais, que inclui as normas de auditoria, revisão e asseguarção aplicáveis no Brasil às Normas de Auditoria e Asseguarção emitidas pelo IFAC – *International Federation of Accountants*, o CFC aprovou, por meio da Resolução 1311/2010, a NBC PA 290 – Independência – Trabalhos de Auditoria e Revisão.

Essa norma considera que a independência do auditor compreende dois estados: independência de pensamento e aparência de independência. A independência de pensamento está relacionada à expressão de uma opinião isenta de influências que comprometem o julgamento profissional, permitindo ao auditor agir com integridade, objetividade e ceticismo profissional. Por outro lado, a aparência de independência se refere a não ocorrência de fatos e circunstâncias significativas a ponto de um terceiro bem informado, tendo conhecimento de todas as informações pertinentes, concluir que houve prejuízo da objetividade, ceticismo profissional ou integridade do auditor.

A NBC PA 290 define que a independência do auditor pode ser comprometida pelos seguintes fatores:

1. ameaça de interesse próprio: ameaça de que interesse financeiro ou outro interesse influenciará de forma não apropriada o julgamento ou o comportamento do auditor;

2. ameaça de autorrevisão: ameaça de que o auditor não avaliará apropriadamente os resultados de julgamento ou serviço prestado anteriormente por ele, ou por outra pessoa da firma, que servirá de base para um julgamento atual;
3. ameaça de defesa de interesse do cliente: ameaça de que o auditor promoverá ou defenderá a posição de seu cliente a ponto de que a sua objetividade fique comprometida;
4. ameaça de familiaridade: a ameaça de que, devido ao relacionamento longo ou próximo com o cliente, o auditor tornar-se-á solidário aos interesses dele ou aceitará seu trabalho sem muito questionamento;
5. ameaça de intimidação: ameaça de que o auditor será dissuadido de agir objetivamente em decorrência de pressões reais ou aparentes, incluindo tentativas de exercer influência indevida sobre o auditor.

A norma estabelece como princípios básicos que devem fundamentar qualquer regra de independência do auditor: (a) o auditor não deve auditar o seu próprio trabalho; (b) o auditor não deve exercer funções gerenciais na entidade auditada; e (c) o auditor não deve promover interesses da entidade auditada.

Segundo a norma, o constante desenvolvimento em negócios, a evolução dos mercados financeiros e mudanças na tecnologia da informação impossibilitam a elaboração de uma relação completa dos serviços que não são de auditoria e podem ser prestados a um cliente. Há, entretanto, a orientação para utilização da estrutura conceitual sobre a independência para avaliação das circunstâncias específicas.

A instrução CVM 308/1999 coloca como exemplos de outros serviços cuja prestação é vedada ao auditor independente:

1. assessoria à reestruturação organizacional;
2. avaliação de empresas;
3. reavaliação de ativos;
4. determinação de valores para efeito de constituição de provisões ou reservas técnicas e de provisões para contingências;
5. planejamento tributário;
6. remodelamento dos sistemas contábil, de informações e de controle interno; ou
7. qualquer outro produto ou serviço que influencie ou que possa vir a influenciar as decisões tomadas pela administração da instituição auditada.

A NBC PA 290 também reconhece que quando o total de honorários de cliente de auditoria representa grande proporção do total de honorários da firma que emite o relatório de auditoria, a dependência desse cliente e a preocupação em perdê-lo criam ameaça à independência do auditor.

A CVM, por meio da Instrução 308, de maio de 1999, estabelece os critérios para registro e exercício da atividade de auditoria independente no âmbito do mercado de valores mobiliários, além de definir os deveres e as responsabilidades dos administradores das entidades auditadas no relacionamento com os auditores independentes. Essa instrução proíbe aos auditores externos a prestação de serviços para um mesmo cliente, por prazo superior a cinco anos consecutivos, exigindo-se um intervalo mínimo de três anos para a sua recontratação. Além disso, a instrução veda a prestação de outros serviços que não de auditoria que possam caracterizar a perda da objetividade e independência.

A instrução CVM 381, de janeiro de 2003, estabelece a divulgação, pelas Entidades Auditadas, de informações sobre a prestação pelo auditor independente de outros serviços que não sejam de auditoria externa. Essa instrução estabelece como obrigatória a divulgação do valor total dos honorários contratados de outros serviços e o seu percentual em relação aos honorários relativos aos de serviços de auditoria externa.

Esses instrumentos normativos brasileiros estão em linhas com as regras da SEC que, em 2000, divulgou um dispositivo (*Final Rule*) denominado *Revision of the Commission's Auditor Independence Requirements* (Revisão das Exigências da Comissão sobre a Independência do Auditor) buscando acrescentar requisitos relativos à independência da auditoria externa. Essa norma define a independência como um estado mental de objetividade e ausência de viés e fornece um padrão para avaliar se um auditor apresenta o estado mental requerido. O primeiro ponto a ser considerado é a evidência direta do estado mental do auditor, definido como independência de fato. A objetividade é uma atitude mental não enviesada que possibilita ao auditor prestar o serviço de auditoria sem comprometimento da qualidade. Esse princípio requer que o auditor não subordine seu julgamento a outros. O segundo ponto reconhece que o estado mental geralmente pode ser avaliado somente através de observação de fatores externos.

Dessa forma, a SEC determina que um auditor não seria independente se um investidor, com conhecimento razoável de todos os fatores e circunstâncias relevantes, concluísse que esse não é capaz de exercer julgamento imparcial e objetivo.

A norma inclui quatro princípios para a determinação da independência do auditor externo. Similarmente à NBC PA 290, os princípios estabelecidos pela SEC definem que a independência seria comprometida se o auditor apresentasse um interesse mútuo ou um conflito de interesses com o cliente de auditoria, auditasse o seu próprio trabalho, tivesse função de gerente/administrador ou empregado do cliente de auditoria ou atuasse como advogado para o cliente de auditoria.

Essa norma da SEC demonstra a preocupação por parte da Comissão com relação aos efeitos do fornecimento de outros serviços, que não sejam de auditoria, simultaneamente àqueles de auditoria sobre a independência do auditor. A SEC acrescenta que a preocupação aumenta diante das mudanças dramáticas na profissão contábil e dos tipos de serviços que os auditores fornecem para seus clientes, bem como em função do crescimento na magnitude relativa e absoluta dos honorários pagos por outros serviços que não de auditoria. A norma identifica e proíbe a execução de alguns serviços que, supostamente, prejudicam a independência, indiferentemente da magnitude dos honorários gerados. Também há exigência de divulgação de informações sobre os honorários pagos ao auditor externo, referentes aos serviços de auditoria e outros que não de não auditoria.

A SEC acredita que a divulgação dos honorários pagos ao auditor, bem como a identificação e proibição de certos serviços que são incompatíveis com a independência, fornece proteção ao processo de auditoria. A abordagem da SEC também permite a restrição de outros serviços que não de auditoria somente na extensão necessária para proteger a integridade e independência da função de auditoria.

Em 2003, a SEC divulgou uma regra denominada *Strengthening the Commission's Requirements Regarding Auditor Independence* (Fortalecimento dos Requisitos da Comissão sobre a Auditoria Independente) visando fortalecer a independência dos auditores, reconhecendo o papel crítico desempenhado pelo Comitê de Auditoria no processo de reporte financeiro. Essa norma é consistente com a sessão 208 da Lei Sarbanes-Oxley, promulgada em 2002. O objetivo dessa norma é revisar as regulações relativas aos outros serviços que não de auditoria que, uma vez fornecidos a um cliente de auditoria, podem prejudicar a independência dos auditores. A partir de então, a SEC passa a exigir a aprovação, pelo Comitê de Auditoria de todos os serviços fornecidos pelo auditor e a divulgação aos investidores de informações relativas à prestação de serviços de auditoria e demais serviços, bem como os honorários pagos.

Atualmente, o processo de harmonização das normas de auditoria está sendo conduzido pelo IFAC, *International Federation of Accountants*, órgão que tem como objetivo proteger o interesse público a partir do desenvolvimento de padrões internacionais, promovendo valores éticos e encorajando práticas de qualidade, suportando o desenvolvimento de todos os setores da profissão contábil. O IFAC emite padrões internacionais de auditoria (*ISA – International Standards on auditing*) a partir do IAASB – *International Auditing and Assurance Standards Boards* que, por sua vez, tem como função facilitar a harmonização das normas de auditoria, a partir da convergência dos padrões nacionais aos internacionais.

No Brasil, o IBRACON (Instituto dos Auditores Independentes do Brasil), órgão independente instituído por auditores e contadores, tem o objetivo de manter a confiança da sociedade na atividade de auditoria independente e a relevância da atuação profissional, salvaguardando e promovendo os padrões de excelência em contabilidade e em auditoria independente. A produção técnica desse órgão é reconhecida por órgãos reguladores, como CVM, SUSEP – Superintendência de Seguros Privados e Banco Central do Brasil. Dentre as atribuições do IBRACON está a colaboração com o processo de harmonização das normas brasileiras às normas internacionais de auditoria, emitidas pelo o IFAC.

De acordo com as normas internacionais de auditoria (ISA 200), o auditor deve estar em conformidade com os requisitos éticos, incluindo aqueles relativos à independência, referentes aos trabalhos de auditoria sobre as demonstrações financeiras. Assim, o auditor deve planejar e realizar a auditoria com ceticismo profissional, reconhecendo as circunstâncias que podem prejudicar a adequação das demonstrações financeiras.

Os requisitos éticos previstos para os auditores compõem o código de ética emitido pelo IESBA (*International Ethics Standards Board for Professional Accountants*). Esse código estabelece os princípios éticos fundamentais para condução da atividade de auditoria sobre demonstrações financeiras e proporciona uma metodologia para aplicação desses princípios. São princípios fundamentais requeridos pelo código de ética do IESBA, a que estão subordinados os auditores independentes:

- a. Integridade;
- b. Objetividade;
- c. Competência profissional;
- d. Confidencialidade; e

e. Profissionalismo.

O código de ética do IESBA estabelece que o auditor deve ser independente de seu cliente. A independência da auditoria, conforme definida por esse órgão, em linha com as normas de auditoria emitidas pelo CFC em 2010, compreende dois estados: independência da mente e independência de fato ou na aparência. A independência assegura a habilidade do auditor de formar uma opinião sem ser influenciado, fortalecendo sua capacidade de agir com integridade, objetividade e profissionalismo.

Assim, nota-se que as normas brasileiras relativas à independência da atividade de auditoria estão em processo de convergência às regras e normas de condutas profissionais emitidas por órgãos internacionais. As alterações nos requisitos de independência introduzidos pelo CFC com esse objetivo supostamente fortalecem a atividade de auditoria, visando elevar a qualidade das informações divulgadas ao mercado.

2.3 A Lei *Sarbanes-Oxley* e a auditoria

A Lei *Sarbanes-Oxley* (SOX) tem a finalidade de proporcionar confiabilidade às Demonstrações Contábeis divulgadas no mercado financeiro, por meio da definição de uma estrutura de controles internos organizada e eficiente. Essa Lei foi promulgada em 2002, pelo governo americano, em resposta aos escândalos financeiros com repercussão internacional, ligados a estruturas frágeis de controles internos e práticas ineficazes de governança corporativa.

Segundo as regras da SEC, empresas estrangeiras que negociam suas ações no mercado americano devem apresentar, juntamente com suas demonstrações contábeis consolidadas, a certificação de eficácia de controles internos em consonância com a Lei *Sarbanes-Oxley*. A exigência da certificação para empresas brasileiras que negociam em bolsas de valores americanas passou a vigorar em 2007, relativa ao exercício de 2006.

A seção 404 da Lei SOX exige a emissão, pela administração, de um relatório anual sobre controles internos e procedimentos de emissão de relatórios financeiros, além de um certificado sobre a precisão do relatório dos auditores da empresa. A avaliação dos controles internos

realizada pela administração deve ser baseada em procedimentos suficientes para avaliar o desenho e a eficácia operacional destes controles.

A Lei *Sarbanes-Oxley* busca garantir e fortalecer a confiança da auditoria, por meio da criação de comitês para supervisionar suas atividades e assegurar a independência em sua execução. Segundo Mendonça et al (2008), a atividade de auditoria é um componente chave no ambiente de governança corporativa ficando ainda mais em evidência após as falhas e os escândalos contábeis como o das empresas Enron e WorldCom.

Clark (2005) relata que as mudanças relacionadas à auditoria, introduzidas pela Lei *Sarbanes-Oxley*, podem ser segregadas em duas categorias: regras de redução de conflitos (*conflict-reducing rules*) e regras de indução de ações (*action-inducing rules*).

As regras de redução de conflitos se referem ao efeito da Lei *Sarbanes-Oxley* sobre a eliminação ou redução das relações que podem pressionar, seduzir ou convencer os auditores externos, fazendo com que não ajam com diligência em seu julgamento. A premissa subjacente é que com essas alterações nas práticas de governança, os auditores se tornam menos propensos a agir de acordo com os interesses da administração, visando maximizar seus próprios interesses em detrimento dos investidores.

Dentro dessa categoria, Clark (2005) destaca a limitação de múltiplos papéis e serviços desempenhados pelos auditores. A seção 201 da SOX proíbe aos auditores externos o fornecimento de certos serviços, como:

- 1) manutenção de registros contábeis ou outros serviços relacionados ao registro contábil ou demonstrações financeiras do cliente;
- 2) desenho e implementação de sistemas de informação financeira;
- 3) avaliação de empresas;
- 4) serviços atuariais;
- 5) auditoria interna;
- 6) funções gerenciais ou recursos de pessoal;
- 7) consultor de investimentos ou serviços de investimentos bancários;
- 8) serviços legais ou de perícia não relacionados à auditoria; e
- 9) qualquer outro serviço que o Conselho determinar por regulação como não permissível.

Clark (2005) acrescenta que a questão por trás dessas regras de separação é que, sem elas, as empresas de auditoria poderiam ceder a pressões da administração para emitir julgamentos

contábeis incertos, desde que essa temesse perder um negócio de consultoria lucrativo, se não cooperasse.

As empresas devem divulgar o valor da prestação de serviços de auditoria e de outros serviços permitidos pela legislação. Em tese, essa divulgação permite ao investidor mensurar de forma mais precisa o efeito do conflito de interesse sobre o auditor externo. A utilidade desta informação reside no fato de que mediante o conhecimento da relação entre os serviços de auditoria e outros serviços prestados pelo auditor, os acionistas avaliam o nível de governança corporativa das empresas, o que poderá influenciar suas decisões de investimento. Em um caso extremo, investidores institucionais podem emitir um pedido de resolução de acionistas para a Administração reduzir a prestação desses serviços. Clark (2005) relata que alguns acionistas têm solicitado a cessação total de outros serviços que não de auditoria, mesmo quando esses são legalmente permitidos.

A sessão 301 da SOX determina que o poder de contratar, demitir e compensar os auditores externos deve ser do Comitê de Auditoria e não da Administração ou Diretoria. A lei define Comitê de auditoria como um comitê ou órgão similar, estabelecido pelo Conselho de Diretores, com o propósito de supervisionar o processo de auditoria das demonstrações financeiras e de evidenciação contábil e financeira. As novas regras impostas pela Lei SOX também estabelecem que todos os membros do Comitê de Auditoria devem ser independentes. Clark (2005) argumenta que o objetivo é a eliminação de relacionamento que pode levar os auditores a não agir com diligência em seus julgamentos.

De acordo com a sessão 203 da SOX, existem termos de limites e restrições sobre o fluxo de pessoal entre as empresas de auditoria e a Administração. Apesar da lei não estabelecer a rotatividade periódica das empresas de auditoria, como a Instrução CVM 308/1999, essa requer a rotatividade dos sócios do trabalho de auditoria após cinco anos da prestação do serviço. Tal prática é exigida tendo em vista que o relacionamento pessoal entre o sócio e os administradores do cliente pode enfraquecer a diligência do julgamento dos auditores. Além disso, de acordo com a sessão 206, os empregados da empresa de auditoria que tiverem atuado em uma auditoria do cliente não devem se tornar empregados dessa companhia, durante um período determinado (*cooling off*). Isso se deve ao fato de que a perspectiva de uma mudança vantajosa na carreira pode levar os empregados da empresa de auditoria a conceder favores aos executivos, cujas informações financeiras estão monitorando.

As regras de indução de ações, segundo Clark (2005), se referem a outro aspecto das mudanças sobre a governança e são baseadas na tese de que a lei pode exigir ou encorajar a

realização de auditorias rígidas e significativas. Isso ocorre por meio de certos tipos de ações, regimes que impactam poderes e incentivos, e órgãos reguladores. O objetivo é aumentar a probabilidade de que a auditoria seja satisfatória.

Para atendimento à sessão 404 da SOX, as empresas tiveram que construir um departamento de auditoria interna. Além disso, as companhias aplicaram grandes recursos na documentação completa dos processos e no desenvolvimento da segurança dos sistemas de informação financeira. Simultaneamente, o Comitê de Auditoria investiu tempo e energia para monitorar a implantação dos novos controles e processos para a certificação exigida pela sessão 404. Já a sessão 302 exige que os altos executivos da companhia atestem que revisaram os demonstrativos financeiros e que, com base em seu conhecimento, as demonstrações não contêm nenhum erro ou omissão material e representam, em todos os aspectos materiais, a condição financeira e resultados operacionais do período.

Além disso, a lei SOX, visando aumentar a efetividade do Comitê de Auditoria, encoraja a nomeação de pelo menos um especialista em finanças como membro desse Comitê. Caso a companhia opte por não aderir a essa prática, a Lei exige a divulgação dos motivos. Cohen, Krishnamoorthy e Wright (2007), conduziram uma entrevista semi estruturada com 30 sócios e gerentes de três das empresas de auditoria conhecidas como *Big Four*. Esses autores identificaram que, na visão desses auditores, o ambiente de governança corporativa se desenvolveu consideravelmente na era pós SOX, por meio do Comitê de Auditoria, que se tornou substancialmente mais ativo, diligente, além de adquirir maior força. Os entrevistados informaram que o Comitê de Auditoria representa um papel passivo na solução de disputas com a Administração.

Gendron e Bédard (2006) realizaram um estudo, utilizando uma abordagem social construtivista, para entendimento do processo pelo qual os significados sobre a efetividade do Comitê de Auditoria são desenvolvidos e sustentados internamente. O estudo consistiu na aplicação de entrevistas em três das grandes corporações do Canadá, listadas da Bolsa de Toronto (*Toronto Stock Exchange*). Os resultados indicaram que as ações sobre os processos e atividades que envolvem as reuniões do Comitê de Auditoria representam um papel chave na configuração de sentidos de efetividade. Além do mais, toda configuração de sentido consiste em uma fusão de um conjunto de emoções mais ou menos heterogêneo, relativo às atividades formais do Comitê. Essas emoções variam de confiança à esperança e à ansiedade.

A Lei SOX criou também um órgão independente, denominado *Public Company Accounting Oversight Board* (PCAOB), que tem como função orientar e regular as empresas de auditoria externa e seu processo de auditoria.

Um estudo desenvolvido por Brown, Falaschetti e Orlando (2008), após o advento da Lei *Sarbanes-Oxley*, investigou a relação entre a independência do auditor e o gerenciamento de resultados e como essa relação impacta a eficiência das regulações governamentais. Os resultados indicaram que a independência do auditor melhora a qualidade da apresentação dos resultados e sugerem que a divulgação dos gastos com outros serviços que não de auditoria prestados pelo auditor independente esgota qualquer oportunidade regulatória de melhora nessa dimensão da governança corporativa. Nesse sentido, os requisitos adicionais previstos na Lei *Sarbanes-Oxley* sobre divulgação de outros serviços que não de auditoria parecem ter excedido desnecessariamente àqueles previamente emitidos pela SEC.

Por outro lado, Cohen, Dey e Lys (2005) observaram que houve uma diminuição do gerenciamento de resultados após o advento da Lei SOX. Além desses autores, Lobo e Zhou (2006) investigaram as mudanças nas acumulações discricionárias sobre a evidenciação financeira após a Lei *Sarbanes-Oxley*. Esses autores verificaram que as empresas apresentaram menos acumulações discricionárias após a SOX que no período que a precedeu. Adicionalmente, utilizando o modelo de Basu, esses autores mensuraram o conservadorismo dessas empresas e identificaram uma rapidez maior na incorporação de perdas no período pós-SOX. Esses resultados sugerem que as exigências da SOX alteraram o comportamento da administração no que tange ao reporte discricionário, tornando-o mais conservador.

É interessante destacar que na ausência de uma regulamentação legal, as instituições privadas podem distinguir as empresas que se comprometem a aderir a um nível maior de governança corporativa das outras. Essa segregação geralmente é realizada por meio da criação, pela bolsa de valores do país, de um segmento de mercado de ações especial, visando o fortalecimento de regras que vão além daquelas previstas na legislação.

No Brasil, apesar de não existir ainda uma regulamentação legal sobre o tema, as empresas que implementam práticas específicas de governança corporativa são enquadradas em níveis diferenciados da Bovespa (Bolsa de Valores de São Paulo), sendo eles, Nível I, Nível II e Novo mercado. A Bovespa criou esses segmentos especiais em 2001, visando fortalecer a governança corporativa das companhias listadas, aumentando, consequentemente o volume de

negociações. Um dos principais objetivos do desenvolvimento do Novo Mercado é a promoção de maior participação do acionista minoritário nas decisões organizacionais. Contudo, a atividade de auditoria é regulamentada pela Comissão de Valores Mobiliários e CFC.

2.4 Gerenciamento de resultados

O gerenciamento de resultados contábeis tem sido amplamente discutido no âmbito acadêmico, tendo em vista a busca do fortalecimento das práticas de governança corporativa. O gerenciamento de resultados ocorre quando a administração altera os resultados contábeis de forma proposital, através do uso de julgamento, buscando atingir uma posição satisfatória, em consonância com seus interesses particulares.

Healy e Wahlen (1999) apontam como incentivos para a prática de gerenciamento de resultados, como discutido no meio acadêmico, motivações vinculadas ao mercado de capitais, motivações contratuais e motivações regulamentares.

A utilização das informações contábeis para avaliação das empresas e determinação dos preços de ações no mercado de capitais pode representar um incentivo para gerentes manipularem os resultados, buscando influenciar o desempenho das ações no curto prazo.

As motivações contratuais são derivadas da premissa estabelecida pela Abordagem Positiva da Contabilidade de que essa é utilizada para auxiliar o monitoramento e regulação dos contratos entre as empresas e seus diversos *stakeholders*. Diante disso, a contabilidade influencia a alocação de recursos na economia, podendo ser alvo de manipulações para beneficiar interesses particulares, como o recebimento de bônus por executivos ou a manutenção dos acordos celebrados com credores.

Healy e Wahlen (1999) relatam que a literatura demonstra a existência de motivações regulamentares e vinculadas a custos políticos para o gerenciamento de resultados. A manipulação dos resultados poderia ocorrer, por exemplo, quando uma empresa apresenta resultados muito superiores à média de outros setores. Healy e Wahlen (1999) apontam como exemplo para os incentivos de manipulação dos resultados visando a redução dos lucros quando as empresas estão vulneráveis a investigações *anti-trust* ou outra consequência política adversa.

Tendo em vista as motivações para o gerenciamento de resultado, Martinez (2001) destaca as seguintes modalidades dessa prática:

- a) Gerenciamento dos resultados para aumentar ou diminuir os lucros. Os resultados são manipulados de forma a atingir metas específicas.
- b) Gerenciamento dos resultados para reduzir a variabilidade (*income smoothing*). Os resultados são manipulados para evitar excessivas flutuações nos lucros.
- c) Gerenciamento dos resultados para reduzir lucros correntes em prol de lucros futuros (*Take a Bath ou Big Bath Accounting*): Os resultados são reduzidos no período corrente, para alcançar melhores resultados no futuro.

A literatura sobre o tema estabelece, fundamentalmente, três procedimentos metodológicos para mensuração do gerenciamento de resultados: distribuição de frequência, acumulações específicas e acumulações discricionárias.

A abordagem de distribuição de frequências foi inicialmente utilizada por Burgstahler e Dichev (1997). Esses autores examinaram o gerenciamento de resultados para evitar reduções nos resultados e perdas, partindo de pontos de referência, como lucro zero e resultado do período anterior. Os autores identificaram uma baixa frequência de pequenas reduções nos lucros e alta frequência de pequenas elevações. Burgstahler e Dichev (1997) apresentam duas questões para explicar os resultados encontrados: a administração evita a apresentação de pequenas quedas nos resultados e perdas para reduzir os custos de transação com os *stakeholders* e ainda a aversão a perdas absolutas e relativas. O procedimento utilizado por esses autores não requer o cálculo das acumulações discricionárias, o que o torna atrativo do ponto de vista da simplicidade de aplicação. Contudo, tal procedimento não permite a identificação das técnicas utilizadas para o gerenciamento de resultados.

Os estudos sobre gerenciamento de resultados que utilizam acumulações específicas, segundo Martinez (2001), buscam modelar o comportamento de acumulações específicas ou indústrias particulares, objetivando identificar o gerenciamento de resultados por meio desses itens. Petroni (1992) utilizou essa abordagem ao analisar as respostas da administração para os custos e benefícios do reconhecimento do passivo para perdas decorrentes de reclamações judiciais.

As análises de gerenciamento de resultado frequentemente contemplam o cálculo das acumulações discricionárias. Para tanto, é necessário a utilização de modelos para estimação

dessas acumulações. Os modelos utilizados variam de especificações simples, que consideram as acumulações discricionárias como acumulações totais, a modelos mais sofisticados, que estimam, de forma segregada, as acumulações discricionárias e não discricionárias (DECHOW, SLOAN e SWEENEY, 1995)

As acumulações totais são calculadas a partir da diferença entre o lucro líquido e fluxo de caixa total das operações ou o somatório das acumulações correntes e não correntes. Representam, portanto, o montante do lucro líquido que não impacta o caixa. O conceito de acumulações deriva do regime de competência em que as receitas, despesas e acréscimos e decréscimos de ativos e passivos se tornam base para mensuração dos resultados, que é uma indicação do desempenho da empresa.

É importante ressaltar que o registro de acumulações não é incorreto, mas necessário para apuração do resultado econômico, que representa o acréscimo ou decréscimo efetivo de riqueza, independente da movimentação financeira. O que compromete a transparência das informações contábeis é a utilização das acumulações pelos gestores com o intuito de aumentar ou reduzir os resultados, de acordo com os seus interesses, discricionariamente.

Diante disso, as acumulações são divididas em discricionárias e não discricionárias. As acumulações não discricionárias são exigidas de acordo com a realidade do negócio, para apuração do resultado econômico. As acumulações discricionárias, por sua vez, são resultantes da tomada de decisão dos gestores de maneira a manipular os resultados, por motivos alheios à realidade do negócio. Os conceitos acima estão ilustrados na FIG. 1.

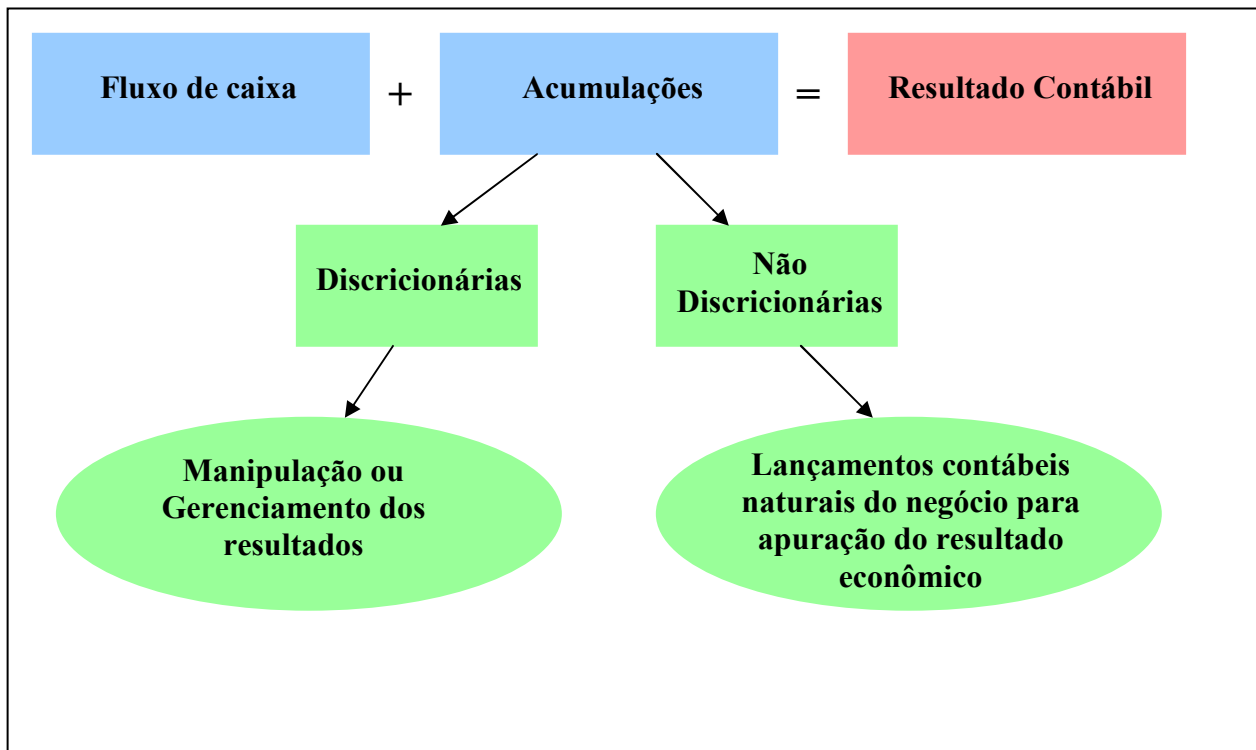


Figura 1 – Conceito de acumulações

Fonte: Martinez (2001, p.19)

Nota: Adaptada pelo autor

Em estudos acadêmicos, as acumulações discricionárias são consideradas sucedâneas para o gerenciamento de resultados. Dechow, Sloan e Sweeney (1995) comparam cinco modelos para estimação das acumulações discricionárias, sendo eles o modelo de Healy (1985), DeAngelo (1986), Jones (1991), Jones Modificado (1995) e modelo industrial, aplicado por Dechow e Sloan (1991).

Os modelos de Healy (1985) e DeAngelo (1986) consideram as acumulações totais como aproximações para o gerenciamento do resultado, enquanto que o modelo de Jones (1991) estima as acumulações não discricionárias através de regressões, visando obter indiretamente uma estimativa para as acumulações discricionárias.

O modelo de Jones (1991) atribui as variações nos níveis de receitas e ativos imobilizados às acumulações discricionárias. A premissa do modelo é que as receitas representam as acumulações correntes enquanto a depreciação, que depende diretamente do saldo do ativo imobilizado, representa as acumulações não correntes. Nesse modelo, as acumulações não discricionárias são obtidas por meio dos coeficientes estimados nas regressões múltiplas. A diferença entre as acumulações totais e as acumulações não discricionárias estimadas (o erro da

regressão) será igual às acumulações discricionárias. A única inovação trazida pelo Modelo de Jones Modificado (1995) a partir do original é que nesse, a mudança na receita é ajustada para a variação dos recebíveis no período. Sendo assim, o Modelo de Jones Modificado (1995) considera que todas as mudanças nos créditos de vendas são provenientes do gerenciamento dos resultados.

O modelo industrial é similar ao Modelo de Jones (1991), entretanto, assume que a variação nos determinantes das acumulações não discricionárias é a mesma para empresas do mesmo setor industrial.

Dechow, Sloan e Sweeney (1995) concluem, após a comparação dos cinco modelos mais usuais em pesquisas acadêmicas, que o modelo de Jones, em sua versão modificada, oferece os melhores resultados para estimação das acumulações discricionárias. Contudo, esses autores ressaltam que, independente do modelo utilizado para estimação das acumulações discricionárias, a força de estimação dos testes é relativamente baixa para a apuração do gerenciamento de resultado de magnitude econômica razoável.

Martinez (2001) aponta o modelo de Kang e Sivaramakrishnan – KS (1995) como avanço expressivo sobre o modelo de Jones Modificado (1995), na apuração das acumulações discricionárias. Thomas e Zhang (2000), ao analisar os modelos de estimação de acumulações não discricionárias, identifica apenas o Modelo KS como de desempenho satisfatório. Segundo esse autor, os demais modelos forneceram uma pequena habilidade em estimar as acumulações totais. O Modelo KS, através da inclusão de variáveis, apresenta uma maior robustez, se comparado ao modelo de Jones Modificado (1995).

Segundo Paulo (2007), as acumulações se originam do descolamento da realização econômica das transações e suas correspondentes realizações financeiras, sendo algumas das maiores fontes de geração de acumulações as atividades operacionais como compra e venda de mercadorias e serviços, contratação de pessoal, propaganda e publicidade, gestão administrativa captação de capital de giro, etc. Esse autor coloca que esses itens, são, então, escolhidos como variáveis explicativas das acumulações totais, mas a falta de controle de alguma dessas variáveis, que seja relevante, pode levar a problemas nas pesquisas empíricas, como má especificação do modelo e erros na mensuração das variáveis.

O procedimento de estimação das acumulações discricionárias, tanto por meio do Modelo de Jones quanto por meio do Modelo KS, é frequentemente utilizado em estudos que buscam

relacionar a qualidade da auditoria externa e demais práticas de governança corporativa ao gerenciamento de resultados, como estudos estrangeiros desenvolvidos por Frankel, Johnson e Nelson (2002), Xie, Davidson e DaDalt (2003) e Lacker e Richardson (2004) e estudos nacionais, como os de Almeida e Almeida (2009), Martinez (2001) e Azevedo e Costa (2008), Almeida et al (2005), dentre outros.

2.5 Honorários de auditoria e o gerenciamento de resultados

Diante das discussões em torno de fatores que supostamente prejudicam a independência da auditoria, Arruñada (1999) argumenta que historicamente a auditoria independente presta serviços correlatos às empresas. Contadores e auditores proporcionam serviços que complementam sua tarefa principal devido à conexão com o escopo econômico envolvido. Quando mais de um serviço é prestado por uma mesma pessoa ou empresa há economia de escala para ambas as partes. Segundo esse autor, em particular, os outros serviços que não de auditoria, são fontes de informação importantes para o julgamento profissional. Quando esses serviços são fornecidos para os clientes de auditoria, o auditor pode alcançar um julgamento profissional melhor fundamentado, uma vez que adquire um conhecimento mais profundo em áreas relevantes de negócio que raramente são refletidas na contabilidade, como por exemplo, os ativos intangíveis.

Para Arruñada (1999), a existência de economias de natureza contratual pode ser relacionada aos altos custos de transação envolvidos na venda de serviços profissionais, devido à assimetria de informações existente entre o fornecedor e o cliente desses serviços. Isso torna mais vantajoso o uso de garantias, como reputação e regras de conduta, e a certificação da qualidade da auditoria, reduzindo o custo total de fornecer esses serviços. Empresas de auditoria com uma boa reputação apresentam vantagem quando expandem suas atividades para esses serviços, tendo em vista sua posição em fornecer garantia de qualidade a seus clientes. Entretanto, essa economia de escopo tende a fluir nas duas direções, para serviços de auditoria e outros serviços. Por conseguinte, a garantia contratual da auditoria será também mais fácil para empresas que fornecem outros serviços que não de auditoria (ARRUÑADA, 1999).

A literatura demonstra que existem evidências de que a prestação de outros serviços que não de auditoria pelos auditores independentes não impacta a qualidade dos serviços de auditoria prestados. DeAngelo (1981) demonstrou que os ganhos pela aceitação de qualquer demanda do cliente são menos importantes que as perdas que seriam impostas pelos demais, que avaliam a empresa de auditoria pela sua reputação com relação à independência. Defond, Raghunandan e Subramnyam (2002) encontraram resultados semelhantes, ao investigar a prontidão ou habilidade do auditor de emitir opinião sobre a continuidade da empresa. Nesse sentido, as penalidades impostas pela perda de reputação restringem o comportamento das empresas de auditoria.

Por outro lado, Frankel, Johnson e Nelson (2002) afirmam que quando existe a possibilidade de perda de receita proveniente da prestação de outros serviços que não de auditoria, o auditor independente se torna menos propenso a questionar as decisões e escolhas da administração. Neste contexto, o auditor estaria economicamente atrelado à Administração.

A literatura sobre o assunto apresenta evidências contraditórias sobre o atrelamento econômico do auditor independente ao cliente de auditoria, causado pela prestação de outros serviços que não de auditoria. Arruñada (1999) relata que as evidências empíricas disponíveis não sustentam as argumentações de prejuízo da independência do auditor mediante a prestação de outros serviços que não de auditoria. Segundo esse autor, nenhuma relação causal pode ser detectada entre o fornecimento desses serviços e a perda de independência de fato. Entretanto, pode resultar em uma percepção pública de que a independência pode ser prejudicada, especialmente na visão de partes pouco informadas.

Davis, Ricchiute e Trompeter (1993) estudaram a relação entre os honorários de auditoria, para um dado nível de serviço, e outros serviços que não de auditoria, segregando estes últimos em três grupos: tributário, contábil e outros. Os resultados do estudo desses autores sugerem que, apesar das empresas que contratam outros serviços que não de auditoria de seus auditores independentes pagarem honorários superiores, esses são associados a um aumento proporcional do serviço de auditoria. De acordo com os autores, esses resultados contrariam uma interpretação das pesquisas preliminares sobre o tema, de que a prestação de outros serviços concomitantemente aos serviços de auditoria pode fornecer incentivo aos auditores para comprometer sua objetividade.

Defond, Raghunandan e Subramnyam (2002) examinaram a independência do auditor a partir da emissão de parecer com ressalva e não encontraram evidências que comprovem serem

os honorários pagos por outros serviços que não de auditoria prejudiciais. Esses autores observaram que os auditores são mais propensos a emitir parecer com ressalvas para clientes que pagam honorários superiores, sugerindo que a independência é mais evidente nesses casos. Os resultados também revelam que os incentivos baseados no mercado, como perda de reputação, são mais importantes que os benefícios que os auditores podem receber por comprometer sua independência visando manter os clientes que pagam maiores honorários.

Já Kinney, Palmrose e Scholz (2003) examinaram a relação entre a revisão dos demonstrativos financeiros e os honorários pagos aos auditores independentes pelos serviços de desenho e implementação de sistemas de informação, auditoria interna e outros serviços não permitidos pela lei Sarbanes-Oxley. Esses autores não encontraram evidência de associação positiva entre a revisão dos demonstrativos financeiros e os honorários pagos às empresas de auditoria pelos serviços de desenho e implementação de sistemas de informação e auditoria interna. Entretanto, os resultados revelaram uma relação positiva entre esta revisão e os honorários pagos por outros serviços analisados bem como uma associação negativa com os serviços de consultoria tributária.

Assim como Frankel, Johnson e Nelson (2002), Kinney, Palmrose e Scholz (2003) salientam que algumas pesquisas utilizam o gerenciamento de resultados como um indicador da qualidade das demonstrações financeiras, quando as acumulações anormais ou a propensão a atingir *benchmarks* de lucros são consideradas sucedâneas para essa prática.

Lacker e Richardson (2004), ao analisarem a relação entre os honorários pagos por outros serviços que não de auditoria e o gerenciamento de resultados encontraram resultados similares aos de Frankel, Johnson e Nelson (2002). Entretanto, os autores salientam que os resultados são mais consistentes com a suposição de que o efeito sobre a reputação restringe o comportamento do auditor.

Segundo Hirst (1994), os padrões de auditoria geralmente aceitos indicam que a presença de incentivos monetários significativos, baseados em resultados financeiros, aumenta o risco inerente de uma fraqueza material. Um risco inerente maior deve levar o auditor a exercer um grau superior de ceticismo profissional na condução da auditoria. Esses autores demonstraram que os auditores são capazes de captar a manipulação de ganhos tanto para aumentar quanto para diminuir as acumulações, além de detectar os incentivos da administração para manipulação de resultados.

Frankel, Johnson e Nelson (2002) relatam que, em contraste com a literatura sobre a teoria da agência, que caracteriza o viés do auditor como deliberado e consciente, a literatura comportamental sugere ser o julgamento enviesado do auditor devido a um estado psicológico heurístico inconsciente. Nesse caso, quando a realização de ganho econômico futuro depende da manutenção de um relacionamento com o cliente, os auditores estão propensos a agir de forma a protegê-los.

Koch, Weber e Wüstemann (2007) argumentam que na relação entre o auditor e o cliente, os indivíduos tendem a empregar uma aceitabilidade heurística que pode levar a uma mudança de atitude. A heurística se refere à tomada de decisão por experiência na função ou outra forma que não seja confirmada por um método. Segundo esses autores, isso significa que os indivíduos, inconscientemente, são captados pela preferência da outra parte e adotam uma posição condescendente e socialmente aceitável. Para Tetlock (1985) a forma mais simples de lidar com as situações de maneira responsável é por meio da tomada de decisões que serão aceitáveis por outros. Desta forma, a opção socialmente aceitável frequentemente é óbvia e pode ser sustentada prontamente por argumentos presentes no ambiente. A aceitabilidade heurística permite aos indivíduos evitar trabalho cognitivo desnecessário, como análise dos prós e contras das alternativas e interpretação de informações complexas e muitas vezes contraditórias.

Moore et al (2006), colocam que dentre as ameaças à independência do auditor, institucionalizada pelo sistema de auditoria, está a prestação de outros serviços que não de auditoria. De acordo com esses autores, na abordagem econômica da independência os pesquisadores partem da premissa que essa é uma questão de escolha do auditor entre a prestação de uma auditoria sem rigor e enviesada e a restrição do comportamento da administração. Já os pesquisadores da abordagem psicológica questionam a validade dessa premissa, sugerindo que a corrupção intencional é provavelmente uma exceção e que o viés inconsciente é mais abrangente. Esses autores apontam como importante a distinção entre a corrupção consciente e o viés inconsciente, uma vez que respondem a diferentes incentivos e operam de forma diferente.

Frankel, Johnson e Nelson (2002), por outro lado, argumentam que, apesar da causa do viés do auditor diferir nas duas abordagens, agência e comportamental, uma vez que na primeira tal viés é dado por uma distorção intencional enquanto na última a um viés cognitivo, o efeito hipotético seria o mesmo. Em ambos os casos, os auditores estariam mais propensos a sucumbir às pressões de seus clientes.

Frankel, Johnson e Nelson (2002) relatam que o fornecimento de outros serviços que não de auditoria pelos auditores independentes pode prejudicar a independência por meio da criação de um atrelamento econômico entre o auditor e o cliente. Partindo da premissa que o comprometimento da independência dos auditores externos promove a prática de gerenciamento de resultados, Frankel, Johnson e Nelson (2002) estudaram a associação entre essa prática e o fornecimento de outros serviços que não de auditoria pela empresa de auditoria. O estudo concluiu que as empresas americanas que contratam mais serviços de não auditoria de seus auditores externos são mais propensas a satisfazer as previsões dos analistas e a divulgar uma maioria absoluta de provisões discricionárias. Além disso, o estudo contemplou a análise da relação entre a prestação de outros serviços que não de auditoria pelo auditor independente e o retorno de empresas americanas, identificando que o componente inesperado da razão entre os gastos com esses serviços e o pagamento total à empresa de auditoria independente é negativamente associado ao retorno das ações na data da divulgação desta informação.

Os resultados encontrados por Frankel, Johnson e Nelson (2002) são consistentes com aqueles obtidos por Dee, Lulseged e Nowlin (2002). Esses autores examinaram a relação entre a proporção dos honorários relativos a outros serviços que não de auditoria sobre o total de honorários pagos ao auditor independente e o gerenciamento de resultados. Os resultados revelaram que os clientes que pagam honorários referentes a outros serviços que não de auditoria em uma maior proporção possuem acumulações totais e discricionárias para aumentar os lucros. Essa constatação sugere que os auditores são menos diligentes em reduzir o gerenciamento de resultado para aumentar os lucros em clientes para os quais recebem uma quantidade maior de honorários relativos a outros serviços que não de auditoria, em proporção aos serviços de auditoria.

Assim sendo, tem-se evidências empíricas e argumentos contraditórios sobre o efeito dos honorários pagos às empresas de auditoria provenientes da prestação de outros serviços sobre a independência do auditor.

3 METODOLOGIA

3.1 Taxonomia

A pesquisa configura-se como descritiva, com abordagem hipotético-dedutiva. Segundo Andrade (2004) em uma pesquisa descritiva, os fatos são observados, registrados, analisados, classificados e interpretados, sem que o pesquisador tenha interferência. Neste sentido a pesquisa classifica-se nessa categoria, quanto aos objetivos, uma vez que busca analisar as relações entre os gastos com outros serviços que não de auditoria, prestados pelo auditor independente, e o gerenciamento de resultados contábeis/financeiros.

Quanto à abordagem do problema, o estudo configura-se como quantitativo, se fundamentando no método hipotético-dedutivo. Segundo Collado, Lucio e Sampieri (2006, p. 5) o enfoque quantitativo utiliza *“a coleta e a análise de dados para responder às questões de pesquisa e testar as hipóteses estabelecidas previamente, e confia na medição numérica, na contagem e frequentemente no uso de estatística(...).”*

Segundo Demo (2007, p. 136), a dedução *“é o método que parte do geral e, a seguir, desce ao particular.”* Para este autor, o protótipo do raciocínio dedutivo pode ser considerado como o *“argumento por excelência.”* A presente pesquisa se utiliza da abordagem positivista das ciências sociais, uma vez que parte de um método científico em busca da descrição quantitativa da realidade sobre a relação entre variáveis. Sobre o positivismo esse mesmo autor coloca que (2007, p.159):

“Os positivistas fixam-se exclusivamente nas propriedades da lógica formal, tida como arcabouço unitário aplicável a toda construção científica. Tal postura justifica, ademais, a esperança de amadurecimento crescente das ciências, rumo à obtenção de resultados cada vez mais definitivos, ao estilo das ciências naturais, que, sobretudo no seu horizonte tecnológico, têm colhido avanços inacreditáveis. O caminho da formalização, que por definição não se prende às vicissitudes históricas, é a via promissora da objetividade. (...)”

Cabe ressaltar a grande polêmica sobre o positivismo aplicado às ciências sociais, a partir da absorção de métodos empregados nas ciências naturais baseada na premissa de que toda e qualquer realidade deve ser tratada de forma semelhante, cientificamente. Entretanto, como

destaca Demo (2007, p. 159), “*o que a ciência menos sabe é o que é a realidade; por isso é necessária*”. Este mesmo autor acrescenta que “*faz parte do legado positivista assumir que a realidade é única, e, por consequência, o método de captação só pode ser único.*”.

3.2 Procedimento para coleta de dados

3.2.1 Seleção e tratamento da amostra

Os critérios para seleção das empresas componentes da amostra foram:

1. Os dados coletados são de empresas brasileiras que negociam ações na Bolsa de Valores de São Paulo (BM&FBovespa) e estavam listadas, em agosto de 2010, nos segmentos Novo Mercado, Nível 1 e Nível 2 de governança corporativa e ainda as empresas que possuem ADR, mas que não estão listadas nesses segmentos. Ao todo foram consideradas 168 empresas.
2. O período de análise compreende os exercícios de 2006 a 2009, devido à adesão por empresas brasileiras que negociam ADR à lei *Sarbanes-Oxley* em 2006. Optou-se por este período em função da busca por detectar o impacto das práticas de governança corporativa requeridas pela Lei *Sarbanes-Oxley* sobre a prática de gerenciamento de resultados.
3. Foram excluídas da amostra aquelas empresas que não divulgaram o valor dos honorários pagos por outros serviços que não de auditoria aos auditores externos, conforme TAB. 1. A escolha por companhias comprometidas com melhores práticas de governança corporativa justifica-se pela maior probabilidade de obtenção do montante pago aos auditores por outros serviços que não de auditoria, tendo em vista ser esta uma exigência de *disclosure* prevista para o mercado brasileiro. Contudo, não foi possível a obtenção desse montante no Relatório de Administração de todas as empresas selecionadas, o que sugere que existem companhias que não atendem integralmente às exigências de *disclosure* impostas pelos regulamentos, como demonstrado na TAB.1. Ressalta-se que o

estudo realizado por Lelis et al (2008) sobre grau de evidenciação de informações financeiras no Brasil, comparando as informações divulgadas pelas empresas no Relatório Anual com aquelas apresentadas ao mercado norte-americano através do Formulário 20-F, revelou que o volume e o detalhamento das informações financeiras evidenciadas pelas empresas no Brasil é inferior ao divulgado nos Estados Unidos em todos os aspectos analisados.

TABELA 1
Divulgação dos honorários de outros serviços que não de auditoria prestados pela auditoria independente

Divulgação dos honorários de outros serviços que não de auditoria	2006	2007	2008	2009
Companhias que divulgaram honorários de serviços de não auditoria no Relatório de Administração ou 20-F ¹	118	126	129	134
Companhias que <i>não</i> divulgaram honorários de outros serviços que não de auditoria no Relatório de Administração ou 20-F ¹	24	22	25	24
Relatório de Administração indisponível	20	9	4	0
Honorários de serviços que não de auditoria inferiores a 5% ²	6	11	20	10
Total	168	168	168	168

Fonte: Resultados da pesquisa

Nota 1: As companhias que possuem ADR e devem apresentar o relatório 20-F à SEC divulgaram o valor dos honorários de serviços que não de auditoria prestados por seus auditores externos nesse relatório.

Nota 2: A instrução CVM 381/2003 desobriga a divulgação do valor dos honorários pagos por serviços que não de auditoria aos auditores externos em proporção inferior a 5% em relação ao total pago a empresa de auditoria. Ressalta-se que algumas empresas, em compromisso com as boas práticas de Governança Corporativa, divulgam este valor, mesmo sendo desobrigadas pela Instrução CVM 381/2003.

4. As empresas que não apresentaram todos os dados contábeis necessários aos cálculos das acumulações através do Modelo de Jones Modificado e KS não compuseram a amostra. Considerando que esses modelos utilizam dados do período anterior ao de análise, foram excluídas aquelas empresas que não apresentaram os dados para o período de 2005. Também se optou por retirar da amostra aquelas empresas que não apresentaram cotações a partir de 2006, mediante a impossibilidade de obtenção do beta de mercado dessas empresas para os últimos 60 meses, bem como o valor de mercado, variáveis controle que integram o modelo de Frankel, Johnson e Nelson (2002).
5. Foram excluídos os dados das instituições financeiras, uma vez que suas demonstrações contábeis são diferenciadas.
6. Os dados contábeis utilizados são aqueles divulgados nas demonstrações financeiras anuais, obtidos no software Economática.

7. Os valores dos honorários de auditoria e outros serviços prestados pelos auditores independentes foram obtidos nos relatórios de administração das empresas, disponíveis no site da Bovespa, e ainda nos relatórios 20-F, para aquelas empresas que negociam ADR, disponíveis no site da Bolsa de Valores de Nova York (NYSE).
8. As demonstrações financeiras, índices financeiros e índices de mercado, para aplicação dos modelos econométricos, foram obtidos no software Economática. Os demais dados foram obtidos no site da Bovespa.

Em seguida, os dados foram tabulados para aplicação dos modelos econométricos. As empresas consideradas na amostra estão apresentadas na TAB. 2:

TABELA 2
Composição da Amostra

EMPRESA	SEGMENTO DE MERCADO	EMPRESA	SEGMENTO DE MERCADO
ALPARGATAS	Nível 1	IOCHP-MAXION	Novo Mercado
AMBEV	ADR	KLABIN S/A	Nível 1
BRADESPAR	Nível 1	LIGHT S/A	Novo Mercado
BRASIL TELECOM	Nível 1	LOCALIZA	Novo Mercado
BRASKEM	Nível 1	LOJAS RENNER	Novo Mercado
BRF FOODS	Novo Mercado	LUPATECH	Novo Mercado
CCR RODOVIAS	Novo Mercado	MARCOPOLO	Nível 2
CEMIG	Nível 1	NATURA	Novo Mercado
CESP	Nível 1	NET	Nível 2
CIA HERING	Novo Mercado	OHL BRASIL	Novo Mercado
CONFAB	Nível 1	P.ACUCAR-CBD	Nível 1
COPEL	Nível 1	PETROBRAS	ADR
COSAN	Novo Mercado	PORTOBELLO	Novo Mercado
CPFL ENERGIA	Novo Mercado	RANDON PART	Nível 1
DASA	Novo Mercado	SARAIVA LIVR	Nível 2
ELETROPAULO	Nível 2	TAM S/A	Nível 2
EMBRAER	Novo Mercado	TELE N. LESTE	ADR
ETERNIT	Novo Mercado	TELESP	ADR
FIBRIA	Novo Mercado	TIM	ADR
FRAS-LE	Nível 1	TRACTEBEL	Novo Mercado
GAFISA	Novo Mercado	ULTRAPAR	Nível 1/ADR
GERDAU	Nível 1	UOL	Nível 2
GERDAU MET	Nível 1	USIMINAS	Nível 1
GOL	Nível 2	VALE	Nível 1
GRENDENE	Novo Mercado	VIVO	ADR
INDS ROMI	Novo Mercado	CSN	ADR

Fonte: Resultados da pesquisa

3.3 Modelos econométricos para identificar os níveis de acumulações (*accruals*) discricionários

Diversos estudos acadêmicos utilizam como *proxy* para a prática de gerenciamento de resultados as acumulações (*accruals*) discricionárias. Segundo McNichols e Wilson (1988), os testes para detecção de gerenciamento de resultados por meio de acumulações discricionárias são baseados na seguinte função:

$$AD_t = \alpha + \beta PART_t + \sum_{k=1}^k \gamma_k X_{kt} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Em que:

AD_t = Acumulações Discricionárias;

$PART_t$ = variável *dummy* que divide os valores em dois grupos em que as hipóteses relacionadas ao gerenciamento de resultados são especificadas pelo pesquisador;

X_k = Outras variáveis relevantes que influenciam o gerenciamento de resultados, especificadas no modelo. Dechow, Sloan e Sweeney (1995) afirmam que, infelizmente, o pesquisador não consegue identificar, prontamente, essas variáveis relevantes, excluindo-as do modelo.

ε_t = um termo de erro independente, que apresenta distribuição normal.

Na maioria das pesquisas, PART será considerado 1 nos períodos em que o gerenciamento de resultado sistemático é hipoteticamente existente, em resposta ao estímulo identificado pelo pesquisador (período do evento), e zero nos períodos em que nenhum gerenciamento de resultados sistemático é considerado (período de estimação) (DECHOW, SLOAN E SWEENEY, 1995). A hipótese nula de inexistência de gerenciamentos de resultados será rejeitada se o coeficiente de estimação da variável PART, $\hat{\beta}$, possuir o sinal esperado e se apresentar estatisticamente significativo no nível definido. Nesse caso, as acumulações discricionárias serão diferentes de zero, indicando a existência de gerenciamento de resultados.

A partir da equação 1 se verifica que não é possível identificar variáveis relevantes que compõem X_k , sendo necessária a utilização de uma *proxy* para as acumulações discricionárias, definida como:

$$PAD = \alpha + \beta PART_t + \mu_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Em que PAD representa a *proxy* para as acumulações discricionárias, μ_t captura o efeito das variáveis relevantes sobre as acumulações discricionárias, omitidas no modelo, e o erro na *proxy* do pesquisador para estas acumulações.

Dechow, Sloan e Sweeney (1995) apresentam a seguinte representação para o modelo de gerenciamento de resultados, tipicamente utilizada pelos pesquisadores:

$$PAD = \hat{a} + \hat{b} PART_t + e_t \quad (3)$$

É importante destacar que μ representa as variáveis relevantes omitidas que influenciam AD e o erro em PAD. Diante disso, $\hat{b}$ pode ser um estimador enviesado de β , sendo a direção deste viés a mesma da correlação entre PART e μ .

Dechow, Sloan e Sweeney (1995) estabelecem como ponto inicial para a mensuração das acumulações discricionárias a apuração das acumulações totais. Os modelos para identificar os níveis de acumulações estimam o componente não discricionário das acumulações totais. As últimas representam a diferença entre o resultado e o fluxo de caixa, ou seja, a porção resultante da contabilização de despesas e receitas de acordo com o princípio da competência, que não representam entrada ou saída de caixa no período.

As acumulações podem ser discricionárias e não discricionárias ou correntes e não correntes. As acumulações não discricionárias são exigidas de acordo com a natureza do negócio, e as discricionárias teriam como objetivo a manipulação de resultados contábeis, visando atingir um desempenho desejado, obtido por meio de escolhas e políticas contábeis, sem com isso contrariar as normas vigentes.

Jones (1991) e Kang e Sivaramakrishnan (1995) desenvolveram modelos econométricos específicos para estimação das acumulações totais, sendo as acumulações discricionárias obtidas pela diferença entre as acumulações totais observadas e aquelas estimadas pela regressão. Diante disso, para estimação das acumulações discricionárias faz-se necessária a apuração do total de acumulações.

Segundo Martinez (2001), as acumulações correntes são obtidas a partir do montante do capital de giro líquido da empresa, excluído das disponibilidades e dos financiamentos de curto prazo. As acumulações não correntes, por outro lado, são computadas pelas despesas de depreciação e amortização, desconsiderando a existência de qualquer outra acumulação não

corrente. As acumulações totais podem ser computadas a partir do somatório das acumulações correntes e não correntes.

Conforme definido por Jones (1991), as acumulações totais são calculadas pela diferença entre a variação do ativo circulante e do passivo circulante, deduzidas as disponibilidades e os financiamentos de curto prazo, diminuída pelo montante das despesas com depreciação e amortização da empresa durante o período. Assim, obteve-se o total das acumulações por meio da equação 4:

$$ACT_{i,t} = (\Delta AC_{i,t} - \Delta Disp_{i,t}) - (\Delta PC_{i,t} - \Delta FinCP_{i,t}) - (Depr_{it} + Amort_{it}) \quad (4)$$

Em que:

ACT_{it} = Acumulações Totais da empresa i no período t ;

ΔAC_{it} = Variação do ativo circulante da empresa i no período t , representado pela diferença entre o ativo circulante da empresa i no período t menos o ativo circulante da empresa i no período $t-1$;

$\Delta Disp_{i,t}$ = Disponibilidades da empresa i no período t menos as disponibilidades da empresa i no período $t-1$;

$\Delta PC_{i,t}$ = Variação do passivo circulante da empresa i no período t , representado pela diferença entre o passivo circulante da empresa i no período t menos o passivo circulante da empresa i no período $t-1$;

$\Delta FinCP_{i,t}$ = Financiamentos de curto prazo da empresa i no período t menos os financiamentos de curto prazo da empresa i no período $t-1$;

$Depr_{it}$ = Depreciação da empresa i no período t ;

$\Delta Amort_{it}$ = Amortização da empresa i no período t .

A partir do cálculo das acumulações totais, estimaram-se as acumulações não discricionárias, por meio dos modelos de Jones Modificado (1995) e Kang e Sivaramakrishnan (1995), utilizando o método de Mínimos Quadrados Ordinários. A diferença entre as acumulações totais e as acumulações não discricionárias, obtidas a partir dos parâmetros da regressão, representa as acumulações discricionárias, *proxy* para o gerenciamento de resultados.

3.3.1 Modelo de Jones Modificado (1995)

Jones (1991) propôs um modelo que relaxa a hipótese de que a diferença entre as acumulações do período corrente e anterior é devida somente às alterações nas acumulações discricionárias, sendo as acumulações não discricionárias constantes, como pressupõe o modelo de Healy (1985), por exemplo, que considera como acumulações discricionárias a média das acumulações totais. Para tanto, essa autora propôs a estimação das acumulações totais por meio da equação 5:

$$ACT_{it} = \alpha + \beta_{1,i} \frac{\Delta REC_{i,t}}{AT_{i,t-1}} + \beta_{2,i} \frac{\Delta AP_{i,t}}{AT_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

Em que:

$ACT_{i,t}$ representa as acumulações totais da empresa i no período t ;

$\Delta REC_{i,t}$ representa a diferença entre as receita líquidas no período t e a receitas líquidas no período $t-1$;

$\Delta AP_{i,t}$ representa a diferença entre o ativo permanente no período t e o ativo permanente no período $t-1$.

$AT_{i,t-1}$ representa os ativos totais da empresa i no período $t-1$.

$\varepsilon_{i,t}$ representa o termo de erro da regressão.

Segundo Jones (1991), os ativos permanentes foram incluídos no modelo para controlar a porção das acumulações totais relacionadas às despesas não discricionárias de depreciação.

Dechow, Sloan e Sweeney (1995) afirmam que o modelo de Jones (1991) assume que as receitas são não discricionárias. Assim, caso haja gerenciamento de resultados por meio da receita, o modelo irá removê-lo da *proxy* relativa às acumulações discricionárias e não será capaz de captá-lo. Dechow, Sloan e Sweeney (1995) afirmam que, por esta razão, a estimação das acumulações totais pode ser enviesada.

Dechow, Sloan e Sweeney (1995) consideraram uma versão modificada do modelo de Jones (1991), desenhada para eliminar a tendência conjectural deste modelo de medir as acumulações discricionárias sem considerar a parcela referente ao gerenciamento das receitas. Assim, as acumulações totais são estimadas através da equação 6:

$$ACT_{i,t} = \alpha + \beta_{1,i} \frac{\Delta Rec_{i,t} - \Delta CR_{i,t}}{AT_{i,t-1}} \beta_{2,t} \frac{AP_{i,t}}{AT_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

Em que $\Delta CR_{i,t}$ representa a diferença entre o saldo das contas a receber da empresa i no período t e as contas a receber da empresa i no período $t-1$.

A única alteração no modelo original de Jones, acrescentada pelo Modelo de Jones Modificado (1995), se refere ao ajuste na variação da receita pela variação no saldo das contas a receber. Diante disso, este modelo assume que todas as mudanças nos créditos de vendas são resultantes do gerenciamento de resultados. Esta premissa se baseia no pressuposto de que é mais fácil gerenciar resultados por meio do reconhecimento da receita nas contas a receber que por meio do seu reconhecimento diretamente no caixa.

As acumulações discricionárias foram, assim, estimadas por meio da equação 6, assumindo que a estimação proposta pela versão modificada do Modelo de Jones apresenta estimadores não enviesados, quando o gerenciamento de resultados se deu por meio das receitas.

3.3.2 Modelo KS (1995)

Para cálculo das acumulações, o modelo de Kang e Sivaramakrishnan (KS) (1995) considera os níveis de contas do Balanço Patrimonial representadas nas acumulações discricionárias e inclui a amortização proveniente da demonstração de resultado. As acumulações são divididas pelos ativos totais, para permitir comparações entre diferentes empresas e reduzir a possibilidade de heterocedasticidade nos modelos de regressão.

O Modelo KS é considerado mais robusto por solucionar o problema de omissão de variáveis e o viés resultante, ao utilizar como regressores não apenas as vendas, mas também o custo de mercadorias vendidas e outras despesas operacionais. Além disso, com a utilização da abordagem de variáveis instrumentais (IV), o modelo mitiga os problemas relacionados à simultaneidade e erros nas variáveis.

Martinez (2001, p.95) observa que “*embora demande maior número de variáveis, e talvez por isso mesmo, o Modelo KS é o mais completo, tanto no sentido contábil de descrever mais eficientemente o processo de definição das acumulações (accruals), como no aspecto ligado à*

precisão estatística”. Cabe ressaltar que, apesar do Modelo KS ser mais robusto exige grande quantidade de dados contábeis.

Este modelo parte da premissa de que os créditos sobre vendas afetam uma conta de resultado (receitas) e uma conta patrimonial (contas a receber). Sendo assim, a entrada de dados relevante referente à acumulação é o registro da venda. No período t as receitas de vendas podem ser expressas como:

$$Rec_t = Rec_t^* + AD_t^s \quad (7)$$

Em que Rec_t é a receita divulgada, Rec_t^* representa a receita de vendas não gerenciada, no período t , e AD_t^s é a acumulação discricionária adicionada às vendas e assume o valor zero se as receitas não sofrem gerenciamento. Dessa forma, as contas a receber divulgadas (CR_t) são aumentadas ou reduzidas por AD_t^s :

$$CR_t = CR_t^* + AD_t^s \quad (8)$$

Kang e Sivaramakrishnan (1995) acrescentam que, de forma similar, o gerenciamento das acumulações relacionadas ao custo de mercadorias vendidas ou outras despesas do período serão refletidas no saldo final de diversas contas patrimoniais. Segundo esses autores essas acumulações podem ser assim definidas:

$$AN_t = CR_t + Est_t + Desp.Ant_t - CP_t - Depr_t \quad (9)$$

$$= (CR_t^* + Est_t^* + Desp.Ant_t^* - CP_t^* - Depr_t^*) + (AD_t^s + AD_t^e + AD_t^d) \quad (10)$$

$$= AN_t^* + AD_t \quad (11)$$

Onde AN_t^* é a acumulação não gerenciada, Est_t^* , $Desp.Ant_t^*$, CP_t^* representam o estoque, despesas pagas antecipadamente (ou outras contas do ativo corrente que não caixa, recebíveis e estoques) e as obrigações (contas a pagar), respectivamente, não gerenciados. AD_t representa o total de acumulações gerenciadas no período t , AD_t^* é a acumulação gerenciada relacionada às despesas e $Depr_t^*$ e AD_t^d são, respectivamente, a despesa de depreciação e a acumulação gerenciada associada.

Para apuração das acumulações discricionárias, o Modelo KS assume que, na ausência de gerenciamento de resultados, o indicador de rotatividade das contas de recebíveis é dado por:

$$\frac{CR_t^*}{Re c_t^*} = \Phi_1 \frac{CR_{t-1}^*}{Re c_{t-1}^*} + v_t \quad (12)$$

Multiplicando essa equação por $Re c_t^*$:

$$CR_t^* = \Phi_1 \frac{CR_{t-1}^*}{Re c_{t-1}^*} Re c_t^* + \varphi_t \quad (13)$$

Onde $\varphi_t = v_t Re c_t^*$

As acumulações relacionadas às despesas são assim definidas:

$$CPD = \Phi_2 \frac{CPD_{t-1}^*}{Desp_{t-1}^*} + v_t \quad (14)$$

Sendo CPD_t^* a soma das contas patrimoniais relacionadas com as despesas (estoque, despesas antecipadas e contas a pagar). O modelo assume que as despesas de depreciação não gerenciadas são dadas por:

$$Depr_t^* = \Phi_3 \frac{Depr_{t-1}^*}{PPEQ_{t-1}^*} PPEQ_t^* + \xi_t \quad (15)$$

Em que $PPEQ_t^*$ são as propriedades, plantas e equipamentos. Para o caso brasileiro, considerou-se para estimação do modelo o ativo permanente, conforme Martinez (2001).

Para o teste de gerenciamento de resultados, a partir das equações descritas, obtêm-se a seguinte regressão:

$$ACT_t = AN_t^* + AD_t = CR_t^* + CPD_t^* + Depr_t^* + AD_t \quad (16)$$

$$= \Phi_0 + \Phi_1 (\delta_1 Re c_t^*) + \Phi_2 (\delta_2 Desp_t^*) + \Phi_3 (\delta_3 PPEQ_t^*) + \beta PART + v_t \quad (17)$$

Em que:

$$AD_{i,t} = \beta PART_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (18)$$

$PART$ é uma variável que representa todos os fatores em análise que motivam o gerenciamento de resultado e ε_t é a acumulação aleatória não relacionada às hipóteses específicas do gerenciamento de resultado.

$\Phi_1, \Phi_2, \Phi_3 = \text{Parâmetros da regressão};$

$ACT_{it} = \text{Acumulações Totais};$

$CR = \text{Contas a receber};$

$CP = \text{Passivos circulantes, exceto impostos e custos de débitos de longo prazo};$

$Est = \text{Estoques};$

$Desp.Ant = \text{Despesas antecipadas};$

$Depr = \text{Depreciação e amortização};$

$Rec_{it} = \text{Receita Operacional Líquida (excluindo tributação sobre faturamento)};$

$Desp_{it} = \text{Custos e Despesas Operacionais};$

$PPEQ_{i,t} = \text{Ativo permanente no período } t ;$

$PPEQ_{i,t-1} = \text{Ativo permanente no período } t-1;$

$Depr_{i,t-1} = \text{Despesas de Depreciação e Amortização no período } t-1;$

$Rec_{it}, Desp_{it}, PPEQ_{it}$ são medidas em termos de Ativos Totais;

v_t representa o somatório dos termos de erro das equações dos indicadores de rotatividade e a acumulação aleatória não relacionada às hipóteses específicas do gerenciamento de resultados.

Matematicamente, pode ser representado por $v_t = \varphi_t + \varpi_t + \xi_t + \varepsilon_t$.

$$\delta_1 = \frac{CR_{t-1}^*}{Rec_{t-1}^*} \quad (19)$$

$$\delta_2 = \frac{CPD_{t-1}^*}{Desp_{t-1}^*} \quad (20)$$

$$\delta_3 = \frac{Depr_{t-1}^*}{PPEQ_{t-1}^*} \quad (21)$$

A variável ACT representa as acumulações totais que são constituídas pela variação do capital de giro líquido excluídas das disponibilidades e financiamentos de curto prazo, excluídos a depreciação e a amortização. O saldo final é medido em termos de ativos totais.

As variáveis Rec e $Desp$ representam a receita líquida excluída dos impostos incidentes sobre faturamento e o total de despesas operacionais antes da depreciação, amortização e juros, respectivamente. Essas variáveis são medidas em termos de ativos totais.

Os parâmetros δ_1 , δ_2 e δ_3 são interpretados como indicadores de rotatividade que procuram incorporar fatores específicos da firma e compensar o fato da equação do Modelo KS estar sendo estimada em amostra com diferentes firmas.

Dessa forma, o Modelo KS oferece uma alternativa para o cálculo do gerenciamento de resultados, incluindo o custo de mercadorias vendidas e outras despesas, bem como as contas do balanço, em oposição às mudanças nos saldos dessas contas.

Para estimar as acumulações discricionárias, Frankel, Johnson e Nelson (2002) utilizaram o Modelo de Jones Modificado, que supõe que as acumulações não discricionárias são dependentes da variação nos níveis de receita e dos valores dos ativos imobilizados.

Cabe ressaltar que o Modelo de Jones Modificado (1995) é amplamente utilizado para estimação das acumulações discricionárias em estudos sobre gerenciamento. Além de Frankel, Johnson e Nelson (2002), estudos como os de Bowen, Rajgopal e Venkatachalam (2005) e Dechow, Sloan e Sweeney (1995), utilizaram o Modelo de Jones Modificado (1995) para estimação das acumulações discricionárias. Martinez (2001) cita, dentre os fatores que poderiam explicar a escolha pelo modelo de Jones, a simplicidade e menor número de variáveis que são requeridas, se comparado ao Modelo KS.

Paulo (2007) afirma que na maioria dos trabalhos empíricos são utilizados o Modelo de Jones Modificado (1995) e KS (1995), para detecção do gerenciamento de resultados. Para este autor, há, nas pesquisas internacionais, maior predominância da utilização do Modelo de Jones Modificado, sendo que no Brasil, segundo Martinez (2001) o Modelo KS (1995) se mostrou mais adequado.

Contudo, Paulo (2007) faz as seguintes considerações sobre o Modelo KS:

- a) As variáveis utilizadas para controlar o ambiente econômico podem estar contaminadas pelo gerenciamento de resultados.
- b) A variação dos preços de produtos e insumos ao longo do tempo pode prejudicar as inferências.
- c) Os resíduos podem ser seriamente correlacionados, em função da autorreversão das acumulações.
- d) O modelo não controla desempenhos extremos de fluxos de caixa e de resultados, assim como o Modelo de Jones Modificado, também aplicado nesta pesquisa.
- e) O uso de variáveis instrumentais pode não apresentar melhor especificação do modelo.

Assim, as acumulações totais foram, alternativamente ao Modelo de Jones Modificado (1995), calculadas por meio desse modelo, utilizando o Método dos Mínimos Quadrados Ordinários. Segundo Kang e Sivaramakrishnan (1995), a utilização do método de MQO não corrige o erro da simultaneidade das variáveis. Ressalta-se que Martinez (2001) e Paulo (2007) utilizaram o modelo KS pelo método de MQO e identificaram melhora do modelo com a utilização da abordagem de variáveis instrumentais (IV), apesar da redução de observações.

Contudo, os resultados apresentados demonstram que a estimação pelo modelo KS por MQO melhorou o R^2 ajustado em algumas estimações, se comparado ao Modelo de Jones Modificado, como pode ser verificado na TAB. 8.

Ressalta-se que esta pesquisa não tem como objetivo comparar a força de estimação das acumulações discricionárias por meio dos dois modelos utilizados, nem tampouco a sua validade teórica e empírica, mas testar as hipóteses de pesquisas por meio de duas alternativas de mensuração das acumulações discricionárias, como *proxy* para o gerenciamento de resultados.

3.4 Modelos econométricos para teste das hipóteses de pesquisa

Em linha com Frankel, Johnson e Nelson (2002), a partir do valor absoluto das acumulações discricionárias, ou seja, independente de serem positivas ou negativas, mensurou-se o efeito combinado das decisões de gerenciamento de resultados para aumento e diminuição do lucro e sua relação com a prestação de outros serviços que não de auditoria pelo auditor independente, por meio de adaptação do modelo empírico, desenvolvido por esses autores:

$$ABSAD_{it} = \alpha + \beta_1 INDHON_{it} + \beta_2 BFOUR_{it} + \beta_3 AUDTEM_{it} + \beta_4 ADR_{it} + \sum_j^n \beta_j Controle_{jit} + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

Em que:

ABSAD = Valor absoluto das acumulações discricionárias, obtido nas equações 5 e 17;

INDHON = a relação (índice) entre os honorários pagos às empresas de auditoria referentes a outros serviços que não de auditoria e o montante total pago à empresa de auditoria;

BFOUR = variável dummy que assume valor 1 se o auditor for componente do grupo Big four e 0, caso contrário;

AUDTEM = o tempo, medido pelo número de anos, em que a empresa audita as demonstrações financeiras do cliente;

Controle = Conjunto de variáveis inseridas no modelo com o objetivo de controlar o seu efeito sobre as acumulações discricionárias. As variáveis inseridas representam o valor puro e o valor absoluto das acumulações totais, o risco sistêmico da empresa, o índice de endividamento, valor

patrimonial das ações da empresa, valor de mercado do patrimônio, retorno sobre o ativo e uma variável dummy que controla o efeito da ocorrência de perda no período anterior ao de análise.

A divulgação no Relatório de Administração do valor dos honorários pagos por outros serviços que não de auditoria prestados por empresa de auditoria independente é obrigatória, de acordo com a Instrução CVM 381, de janeiro de 2003. Além disso, esta Instrução exige a divulgação do seu percentual sobre o total de serviços de auditoria. Tendo em vista a exigência da legislação brasileira, presume-se que essa prática tenha efeito sobre governança das empresas.

Existem estudos acadêmicos que indicam que companhias auditadas pelas empresas que fazem parte do grupo *Big Four*, composto por *KPMG International Cooperative, PricewaterhouseCoopers International Limited, Deloitte Touche Tohmatsu Limited* e *Ernst & Young Global Limited*, consideradas de maior expertise em auditoria, são menos propensas ao gerenciamento de resultados, como o de Bartov, Gul e Tsui (2000) e Krishnan (2003). Além disso, auditores que possuem uma marca de grande reputação, como as componentes do grupo *Big Four*, apresentam incentivos particulares para deter e evidenciar práticas contábeis questionáveis ou agressivas uma vez que essas empresas, por terem uma base maior de clientes, têm mais a perder no caso da materialização de um evento que prejudique a sua reputação (KRISHNAN, 2003). Um estudo aplicado a empresas brasileiras, desenvolvido por Almeida e Almeida (2009) também indicou que empresas auditadas pelas *Big Four* possuem menor grau de acumulações discricionárias em relação às demais.

Diante disso incluiu-se uma variável *dummy* que assume valor 1 (um) se a empresa faz parte do grupo definido como *Big Four* e 0 (zero) caso contrário, visando detectar se a relação entre a prestação de outros serviços que não de auditoria e as acumulações discricionárias é menor em empresas que são auditadas por este grupo, conforme sugere a literatura sobre o tema.

A variável AUDTEM refere-se ao tempo em que existe o compromisso profissional entre cliente de auditoria e auditor. Estudos preliminares demonstraram que companhias que são auditadas pela mesma empresa de auditoria apresentam maior propensão ao gerenciamento de resultados. Davis (2000) identificou uma relação positiva significativa entre a extensão do período de compromisso profissional entre auditor e cliente e as acumulações discricionárias absolutas. Martinez (2001), estudando empresas brasileiras, identificou que o fato de estar ocorrendo uma rotatividade não implica diferença significativa entre as empresas que realizam rotatividade e as que não a realizam. Apesar dos resultados encontrados por Martinez (2001),

optou-se por manter a variável AUDTEM, tendo em vista a possibilidade de haver influência da rotatividade das firmas de auditoria sobre o montante das acumulações discricionárias.

Adicionou-se ao modelo a variável *ADR*, para mensurar o efeito da emissão de *ADR* por empresas brasileiras, que leva à obrigatoriedade de conformidade à Lei *Sarbanes-Oxley*. Mendonça et al (2008) analisaram o impacto da Lei Sarbanes-Oxley (SOX) no conservadorismo das demonstrações contábeis das empresas brasileiras que emitiram *ADR* e encontraram indícios de aumento do conservadorismo brasileiro a partir de 2002, mas por outros motivos econômicos que não ocasionados pelo efeito SOX, uma vez que esse resultado foi extensivo às demais empresas brasileiras. Entretanto, optou-se por manter a variável no modelo, tendo em vista que a obrigatoriedade de adesão a esse normativo passou a vigorar a partir do exercício findo em 2006 para empresas estrangeiras, podendo as práticas de governança corporativa exigidas pela SOX causar impacto sobre as acumulações discricionárias a partir desse período.

Em linha com Frankel, Johnson e Nelson (2002), foram inseridas variáveis ao modelo, que supostamente influenciam o gerenciamento de resultados, visando controlar o seu efeito sobre as acumulações discricionárias. Assim, as acumulações totais bem como seu valor absoluto foram incluídas no modelo com o intuito de controlar o efeito do desempenho da empresa sobre as acumulações discricionárias.

O modelo também controla o efeito do endividamento (ENDV), mensurado como a razão entre o total de exigibilidades e os ativos totais, uma vez que, segundo Frankel, Johnson e Nelson (2002), pesquisas preliminares identificaram ser o endividamento associado às acumulações discricionárias. Nardi e Nakal (2009) identificaram relação positiva entre o gerenciamento de resultados e o custo da dívida em empresas brasileiras.

O valor de mercado sobre valor contábil (M/P), representa a razão entre o preço unitário das ações, multiplicado pelo total de ações e o valor do patrimônio líquido, sendo incluído no modelo como *proxy* para o crescimento, uma vez que empresas com perspectiva de crescimento são mais propensas a se preocuparem em atingir *benchmarks* (FRANKEL, JOHNSON E NELSON, 2002). Foi incluída também uma variável *dummy* para controlar o efeito da ocorrência de perdas (PERDA) no período anterior ao de análise sobre as acumulações discricionárias, haja vista que o estudo desenvolvido por Brown (2001) identificou a propensão para reporte de surpresas positivas em empresas que apresentam perdas.

O índice ROA (retorno sobre o ativo), dado pela razão entre o lucro líquido e os ativos totais foi incluído no modelo como *proxy* de performance, em substituição àquela utilizada por Frankel, Johnson e Nelson (2002), dada pela porcentagem do retorno mensal para o ano de análise ajustado pelo índice de mercado, reportado pelo sistema CRSP (*Center for Research in Securities Prices*). Optou-se por utilizar o ROA em função da disponibilidade de informações e por ter sido utilizada como medida de performance no modelo desenvolvido por Frankel, Johnson e Nelson (2002) para estimar a probabilidade das empresas atingirem as previsões dos analistas.

Além do índice ROA, o logaritmo do valor de mercado do patrimônio foi incluído no modelo como indicador do tamanho da empresa (FRANKEL, JOHNSON E NELSON, 2002).

Também foi acrescentada ao modelo a variável BETA, que representa o risco sistêmico individual da empresa, para controlar o efeito desse risco sobre as acumulações discricionárias. Segundo Nardi et al (2008), no contexto da teoria da agência, o principal tende a adquirir maior segurança quando recebe informações confiáveis e transparentes, o que pode levar a uma redução do prêmio pelo risco. Por outro lado, quando as informações são escassas ou duvidosas, o principal se sente em posição arriscada, aumentando o prêmio pelo risco.

Esses autores estudaram a relação entre o gerenciamento de resultados e o custo de capital próprio, sendo utilizado como *proxy* o beta de mercado, e custo de capital de terceiros. Como resultados, identificaram-se relações positivas entre o gerenciamento de resultados e o custo da dívida. Não foi possível a identificação de relação com o custo de capital próprio. Francis et al (2002) verificaram que empresas com a qualidade do lucro inferior, sendo essa qualidade mensurada a partir de oito abordagens, dentre elas as acumulações discricionárias, possuem maior custo de capital. O BETA considerado para todos os períodos foi obtido no sistema Economática em novembro de 2010, relativo aos últimos 60 meses.

A síntese das variáveis do modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson (2002) está apresentada no QUADRO 1.

QUADRO 1

Variáveis do Modelo Adaptado de Frankel, Johnson e Nelson (2002)

VARIÁVEL	SIGLA	FÓRMULA	SINAL ESPERADO	REFERENCIAL TEÓRICO
Valor absoluto das acumulações totais	ABSACT	Conforme equação 4	Ambíguo – O sinal esperado depende do incentivo para o GR.	Frankel, Johnson e Nelson (2002)
Acumulações Totais	ACT	Conforme equação 4	Ambíguo – O sinal esperado depende do incentivo para o GR	Frankel, Johnson e Nelson (2002)
A empresa negocia ADR's?	ADR	-	Negativo - Empresas sujeitas a boas práticas de governança corporativa são menos propensas à prática de gerenciamento de resultados.	Mendonça et al (2008)
Índice de endividamento	ENDV	Exigível/ Ativo Total	Positivo - Empresas mais endividadas são mais propensas ao GR.	Nardi e Nakal (2009)
Extensão da prestação do serviço de auditoria	AUDTEM	-	Positivo - Relação econômica entre auditor e a administração, aumenta a propensão ao GR.	Davis (2000), Martinez (2001)
Risco sistêmico ou de mercado	BETA	$\frac{cov(R_i, R_M)}{var(R_M)} (1)$	Positivo - Empresas arriscadas gerenciariam mais resultados, buscando apresentar melhores resultados.	Nardi et al (2008)
A empresa de auditoria é componente do grupo Big Four?	BFOUR	-	Negativo - A expertise, porte e reputação da auditoria aumenta a capacidade de detecção do GR.	Bartov, Gul e Tsui (2000), Krishnan (2003), Almeida e Almeida (2009)
Índice de honorários pagos por outros serviços que não de auditoria	INDHON	Hon. outros serviços/ Hon. pago à empresa de auditoria	Positivo - Relação econômica entre o auditor e a administração aumenta a propensão ao GR.	Dee, Lulseged e Nowlin (2002), Frankel, Johnson e Nelson (2002), Lacker e Richardson (2004)
Relação entre o valor de mercado e valor do patrimônio	M/P	Valor de mercado/Valor do Patrimônio	Ambíguo – O sinal esperado depende do incentivo para o GR.	Frankel, Johnson e Nelson (2002)
A empresa reportou perdas no período anterior?	PERDAS	-	Positivo - Empresas que apresentam perdas são mais propensas ao GR.	Brown (2001)
Retorno sobre o ativo	ROA	Lucro líquido/Ativo	Ambíguo – O sinal esperado depende do incentivo para o GR.	Frankel, Johnson e Nelson (2002)
Logaritmo do valor de mercado	VMER	Log (base 10) do valor de mercado	Ambíguo – O sinal esperado depende do incentivo para o GR.	Frankel, Johnson e Nelson (2002)

Fonte: Elaborado pelo autor

Nota 1: Em que R_i é o retorno do título e R_M é o retorno da carteira de mercado.

O modelo de Frankel, Johnson e Nelson (2002) para analisar a associação entre a prestação de outros serviços que não de auditoria pelos auditores independentes e as acumulações discricionárias contemplou também o risco de litígio, propriedade institucional e emissão de títulos e aquisição de empresas. Essas variáveis não foram consideradas no modelo devido à dificuldade de obtenção das informações e às particulares do mercado americano.

A exemplo de Frankel, Johnson e Nelson (2002), analisou-se a relação dos honorários de outros serviços que não de auditoria pagos ao auditor independente e o gerenciamento de resultados, discriminando aqueles que visam o aumento dos resultados daqueles que buscam a sua redução, por meio da segregação entre as acumulações discricionárias positivas e negativas. Foi, então, estimada uma regressão considerando somente as acumulações discricionárias positivas e outra contendo apenas as acumulações discricionárias negativas. Esta análise possibilitou identificar se o incentivo do auditor em ser conivente com o cliente de auditoria é mais perceptível quando o objetivo é o aumento do resultado e não sua redução, ou vice versa.

O efeito da adesão à Lei *Sarbanes-Oxley* sobre o gerenciamento de resultados será analisado mediante a inclusão da variável *dummy ADR* ao modelo econométrico. Similarmente, o efeito da expertise, porte e reputação das empresas que compõem o grupo *Big four* sobre a prática de gerenciamento de resultados será analisado por meio da inclusão de variável *dummy* que assume valor 1 caso o auditor componha o grupo *Big Four* e zero caso contrário.

O parágrafo 2º do artigo 2º da Instrução CVM 381/03 desobriga as empresas a divulgarem o valor dos honorários pagos por outros serviços que não de auditoria e o seu percentual em relação aos honorários relativos aos de serviços de auditoria externa quando este percentual for inferior a 5%. Com o objetivo de verificar se existe formação de acumulações discricionárias por empresas que contrataram outros serviços que não de auditoria em percentual inferior a 5% em relação aos honorários de auditoria, foram inseridas variáveis *dummy* ao Modelo de Jones Modificado (1995) e Modelo KS (1995), conforme equações 23 e 24:

$$ACT_{it} = \phi_0 + \phi_1(\delta_{1,t} Rec_{i,t}) + \phi_2(\delta_{2,t} Desp_{i,t}) + \phi_3(\delta_{3,t} Aper_{i,t}) + \phi_4 D_{1,i} + \phi_5 D_{2,i} + \varepsilon_{i,t} \quad (23)$$

$$ACT_{it} = \alpha + \beta_{1,i} \frac{\Delta REC_{i,t} - \Delta CR_{i,t}}{AT_{i,t-1}} + \beta_{2,i} \frac{AP_{i,t}}{AT_{i,t-1}} + \beta_{3,i} D_{1,i} + \beta_{3,i} D_{2,i} + \varepsilon_{i,t} \quad (24)$$

Em que $D_{1,i}$ é uma variável *dummy* que assume valor 1 (um) se a relação entre o valor dos honorários de outros serviços que não de auditoria em relação ao total pago à empresa de

auditoria for inferior a 5% e 0 (zero) caso contrário. A variável *dummy* D_2 assume valor 1 (um) se esta relação for superior a 5% e 0 (zero) caso contrário. Se não houver prestação de outros serviços que não de auditoria pela empresa de auditoria externa, as duas variáveis *dummy* assumem valor 0 (zero). $\phi_{4,i}$, $\phi_{5,i}$ e $\beta_{3,i}$, $\beta_{4,i}$ são os parâmetros das variáveis *dummy* incluídas no Modelo KS (1995) e de Jones Modificado (1995), respectivamente. Caso sejam significativos, esses parâmetros indicarão a existência de relação entre as acumulações discricionárias e a prestação de outros serviços que não de auditoria pela auditoria externa.

Alguns estudos incluíram variáveis *dummy* aos modelos para estimação das acumulações totais para revelar o poder de explicação de uma variável específica sobre a regressão. Almeida et al (2005) incluíram variáveis *dummy* ao Modelo KS buscando identificar a relevância da classificação industrial sobre o gerenciamento de resultados. Almeida e Almeida (2009) também incluíram uma variável *dummy* ao Modelo KS para identificar a relação entre as empresas de auditoria e a capacidade de mitigar o gerenciamento de resultados, através da segregação entre as empresas que são auditadas pelas *Big Four*.

3.5 Aspectos econométricos

As hipóteses serão testadas a partir da abordagem do teste de significância dos coeficientes de regressão, por meio do teste *t-student*. Segundo Gujarati (2006, p. 104), “*em termos gerais, um teste de significância é um procedimento em que os resultados amostrais são usados para verificar a veracidade ou a falsidade de uma hipótese nula.*” Este autor acrescenta que os testes de significância se baseiam em um teste estatístico (estimador) e a distribuição amostral dessa estatística segundo a hipótese nula. Assim, o pesquisador toma a decisão de rejeitar ou não a hipótese nula a partir do valor do teste estatístico obtido a partir dos dados disponíveis.

O teste parte da premissa de normalidade em que a variável

$$t = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{ep(\hat{\beta}_1)} = \frac{(\hat{\beta}_1 - \beta_1) \sqrt{\sum x_i^2}}{\hat{\sigma}} \text{ segue a distribuição } t \text{ com } n-2 \text{ graus de liberdade.}$$

Nessa equação, $\hat{\beta}_1$ é o estimador, β_1 é o parâmetro e $ep\left(\hat{\beta}_1\right)$ representa o erro padrão do estimador. Considerando que o teste estatístico segue a distribuição t , podemos fazer inferências sobre a probabilidade vinculada ao intervalo de confiança, de acordo com equação 25.

$$\Pr\left[\beta_1^* - t_{\alpha/2}ep\left(\hat{\beta}_1\right) \leq \hat{\beta}_1 \leq \beta_1^* + t_{\alpha/2}ep\left(\hat{\beta}_1\right)\right] = 1 - \alpha \quad (25)$$

Em que β_1^* é o valor de β_1 sob H_0 e onde $-t_{\alpha/2}$ e $t_{\alpha/2}$ são os valores t obtidos na tabela t para o nível $(\alpha/2)$ de significância e $n-2$ graus de liberdade.

Esta equação fornece o intervalo em que $\hat{\beta}_1$ estará dentro da probabilidade $1 - \alpha$, dado $\beta_1 = \beta_1^*$.

Para os testes estatísticos, os parâmetros considerados significativos foram aqueles cujo valor, em probabilidade, dado pelo teste t obtido por meio do software STATA, se apresenta menor que 10%, ou seja, $(1 - \alpha) \geq 90\%$.

Para verificar se o modelo de regressão clássico utilizado para estimação das acumulações discricionárias e teste das hipóteses atende às condições exigidas para que os estimadores MQO, empregados na estimação dos parâmetros, tenham as propriedades estatísticas desejáveis, foram executados testes específicos, disponibilizados no sistema STATA. Tendo em vista a característica dos dados, os problemas de multicolinearidade, heterocedasticidade e erro de especificação foram analisados, além da premissa de normalidade dos resíduos.

3.5.1 Multicolinearidade

O termo multicolinearidade se refere à relação de interdependência entre duas ou mais variáveis explicativas em um modelo de regressão múltipla. Segundo Moreira (2006), quando se tem como objetivo somente prever a variável dependente, o problema da multicolinearidade é menos relevante uma vez que sua presença, em geral, não impede que um ajuste seja obtido, nem afeta as inferências sobre novas observações. Gujarati (2006) afirma que mesmo que a multicolinearidade seja muito alta, os estimadores de MQO ainda terão a propriedade de

melhores estimadores lineares não tendenciosos. Entretanto, na presença de multicolinearidade, estes estimadores têm grande variância e covariância, tornando difícil uma estimação exata, e os intervalos de confiança tendem a ser muito mais amplos.

Para detectar a multicolinearidade, foi calculado o fator de inflação da variância (*variance inflation factor – VIF*), que conforme Gujarati (2006), é empregado por muitos autores com essa finalidade. Este mesmo autor afirma que quanto maior o VIF, mais colinear é a variável. Neste trabalho, empregou-se a regra prática, sugerida por Gujarati (2006), em que se o VIF de uma variável for maior que 10, diz-se que essa variável é altamente colinear.

Assim, o VIF foi calculado para as variáveis do modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson (2002), através do sistema STATA. Quando o VIF apresentou valor superior a 10, essa variável foi retirada do modelo. Entretanto, observou-se que, em alguns casos, a retirada da variável altamente colinear prejudicou os outros testes do modelo de regressão. Assim, nestes casos, a variável altamente colinear foi mantida no modelo, uma vez que a presença da multicolinearidade não prejudica a propriedade dos estimadores de MQO como melhores estimadores lineares e não tendenciosos. Além disso, visando manter o modelo teórico de estimação das acumulações discricionárias, as variáveis consideradas altamente colineares foram mantidas nestes modelos.

Elaborou-se, também, como alternativa para identificar o problema da multicolinearidade, a matriz de correlação das variáveis explicativas da adaptação do modelo de Frankel, Nelson e Johnson (2002). Uma vez que este modelo conta com um elevado número de variáveis explicativas e que, em vários casos, observou-se um alto valor do R^2 e poucas estatísticas t significativas, optou-se por verificar a existência de forte associação entre os pares de variáveis explicativas do modelo. O coeficiente de correlação identifica a força de associação linear entre duas variáveis e se situa entre +1 e -1, indicando a associação positiva e negativa perfeitas, respectivamente. De acordo com Gujarati (2006), a prática sugere que um elevado coeficiente de correlação entre dois regressores, em valor superior a 0,8, indica que o problema da multicolinearidade impacta significativamente as estimações.

3.5.2 Heterocedasticidade

A homocedasticidade é um dos pressupostos do Modelo Clássico de Regressão Linear (MCRL) em que a variância dos resíduos é constante para todas as observações. Se isso não ocorre, tem-se o problema da heterocedasticidade. Na presença de heterocedasticidade, a variância e o erro padrão dos estimadores de MQO serão alterados, de forma a comprometer o cálculo desses estimadores e, conseqüentemente, invalidarão as estimativas dos intervalos de confiança e os testes de hipóteses sobre os parâmetros. Além disso, os estimadores de MQO deixarão de ser eficientes, à medida que não apresentarão mais variância mínima, dentro dos estimadores lineares e não-viesados.

Para detectar a heterocedasticidade, utilizamos o teste de *Breusch-Pagan*, disponível no software STATA, assumindo um nível de significância de 10%. Considerando que grande parte das variáveis está deflacionada por uma medida de “tamanho” (ativos totais), o problema da heterocedasticidade não foi identificado para a maioria das regressões.

3.5.3 Erro de especificação

O pressuposto da especificação correta do modelo implica que a análise e escolha das variáveis, da forma funcional e das pressuposições probabilísticas feitas sobre as variáveis estão apresentadas de forma que nenhuma outra especificação seria mais apropriada.

Para detectar o erro de especificação nas regressões foi utilizado o teste desenvolvido por Ramsey, em 1961, e disponível no software STATA, adotando-se o nível de significância de até 10%. Nas regressões em que foi detectado erro de especificação, buscou-se eliminar as variáveis cujos parâmetros não são significativos.

3.5.4 Premissa de normalidade dos resíduos

Uma das premissas de MQO é de que os resíduos da regressão seguem a distribuição normal. Conforme Gujarati (2006), dada essa premissa, a distribuição de probabilidade dos estimadores de MQO poderá ser facilmente derivada, uma vez que uma das propriedades da distribuição normal é que qualquer função linear de variáveis com essa distribuição também é normalmente distribuída. Dessa forma, se os resíduos estiverem normalmente distribuídos, os estimadores de MQO, que são funções lineares desses resíduos, também o estarão. Será possível, assim, a inferência sobre as hipóteses estatísticas.

Para verificar a normalidade dos resíduos, utilizou-se o teste Jarque-Bera (JB). Segundo Gujarati (2006), sob a hipótese nula de que os resíduos são normalmente distribuídos, assintoticamente, a estatística JB segue a distribuição de *qui-quadrado* com dois graus de liberdade. Assim, se o valor da probabilidade, calculado para a estatística JB, for suficientemente pequeno, rejeita-se a hipótese de que os resíduos estão distribuídos normalmente. Por outro lado, se esse valor for razoavelmente alto, não se rejeita a hipótese de normalidade.

Ressalta-se que quando o objetivo da regressão for a estimação pontual de parâmetros, será suficiente a aplicação do método de MQO que não faz pressuposição sobre a distribuição de probabilidade dos termos de erro. Essa pressuposição se faz necessária quando além da estimação se tem como objetivo a inferência. Sendo assim, este teste não foi aplicado ao Modelo de Jones Modificado e ao modelo KS, mas somente às regressões que estimaram a adaptação do Modelo de Frankel, Johnson e Nelson (2002).

3.6 Síntese dos procedimentos metodológicos

Os procedimentos metodológicos empregados nesta pesquisa estão apresentados de forma sintética no QUADRO 2:

QUADRO 2

Síntese dos procedimentos metodológicos

SELEÇÃO DA AMOSTRA E COLETA DE DADOS	
1	Obteve-se o Relatório de Administração no site da Bovespa ou 20-F (quando disponível) no site da SEC, das 168 empresas selecionadas.
2	Extraíu-se desses relatórios os valores de honorários de outros serviços que não de auditoria pagos ao auditor independente e o total global pago à empresa de auditoria.
3	Excluíram-se da amostra as empresas que não divulgaram esse valor no Relatório de Administração e também as instituições financeiras.
4	Obteve-se no sistema Economatica os dados contábeis para aplicação do Modelo de Jones Modificado (1995) e KS (1995).
5	Restringiu-se o tamanho da amostra em função da indisponibilidade dos dados contábeis para todas as empresas, nos períodos analisados.
6	Os dados que compõem a adaptação do modelo de Frankel, Johnson e Nelson (2002) foram coletados.
7	Excluíram-se da amostra as empresas que não apresentaram os dados necessários para estimação desse modelo.
8	Tabularam-se os dados contábeis e financeiros de 52 empresas da amostra, para os períodos de 2006 a 2009.
ESTIMAÇÃO DAS ACUMULAÇÕES DISCRICIONÁRIAS	
1	As estatísticas descritivas das variáveis do modelo para cálculo das acumulações totais, Modelo de Jones Modificado e KS foram analisadas.
2	As acumulações totais das empresas da amostra para os períodos de 2006 a 2009 foram estimadas.
3	As acumulações discricionárias das empresas da amostra foram estimadas, para os períodos de 2006 a 2009, por meio do Modelo de Jones Modificado e Modelo KS, por MQO.
4	Analisou-se graficamente os resíduos das regressões.
TESTE DAS HIPÓTESES DE PESQUISA	
1	As estatísticas descritivas das variáveis relacionadas às hipóteses de pesquisa do modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson (2002) foram analisadas.
2	Estimou-se o modelo de Frankel, Johnson e Nelson (2002), para os períodos de 2006 a 2009, utilizando como variável explicada: (a) Acumulações discricionárias absolutas estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado e Modelo KS; (b) Acumulações discricionárias negativas estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado e Modelo KS; (c) Acumulações discricionárias positivas estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado e Modelo KS.
3	Estimou-se a adaptação do modelo de Frankel, Johnson e Nelson (2002) combinando séries temporais e cortes transversais (<i>Pooled</i>), utilizando como variável explicada as acumulações discricionárias absolutas estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado e Modelo KS.
3	Estimou-se, por MQO, o modelo de Jones Modificado com variáveis <i>dummys</i> para os períodos de 2006 a 2009 e combinando séries temporais e cortes transversais (<i>Pooled</i>).
4	Estimou-se, por MQO, o modelo KS com variáveis <i>dummys</i> para os períodos de 2006 a 2009 e combinando séries temporais e cortes transversais (<i>Pooled</i>).

Fonte: Elaborado pelo autor.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

4.1 Estatística Descritiva dos dados

As TAB. 3, 4, 5 e 6 apresentam as estatísticas descritivas das variáveis que integram as acumulações totais, o Modelo de Jones Modificado (1995), o Modelo KS (1995) e o modelo para teste das hipóteses de pesquisa, especificado por Frankel, Johnson e Nelson (2002).

TABELA 3
Estatísticas descritivas das variáveis que integram as acumulações totais

<i>Período</i>	<i>Variáveis</i>	<i>Obs</i>	<i>Média</i>	<i>Desvio Padrão</i>	<i>1º Quartil</i>	<i>Mediana</i>	<i>3º Quartil</i>
2006 a 2009	$\Delta ACit$	208	0.1386	0.6398	0.0009	0.0504	0.1419
	$\Delta DISPi$	208	0.0579	0.2519	-0.0107	0.0231	0.0712
	ΔPCi	208	0.0769	0.3756	-0.0125	0.0324	0.0968
	$\Delta FinCPi$	208	0.0191	0.0706	-0.0121	0.0077	0.0395
	$Depr/Amit$	208	0.0709	0.1416	0.0303	0.0443	0.0751
2006	ΔACi	52	0.1517	0.2817	0.0080	0.0576	0.1843
	$\Delta DISPi$	52	0.0803	0.1906	-0.0009	0.0225	0.0836
	ΔPCi	52	0.0673	0.1381	-0.0055	0.0346	0.0817
	$\Delta FinCPi$	52	0.0148	0.0709	-0.0265	0.0048	0.0295
	$Depr/Ami$	52	0.0718	0.0794	0.0342	0.0461	0.0751
2007	ΔACi	52	0.0916	0.1772	0.0024	0.0360	0.1531
	$\Delta DISPi$	52	0.0341	0.0995	-0.0102	0.0298	0.0697
	ΔPCi	52	0.0574	0.1320	-0.0012	0.0322	0.1021
	$\Delta FinCPi$	52	0.0227	0.0723	-0.0090	0.0137	0.0452
	$Depr/Ami$	52	0.0611	0.0448	0.0288	0.0477	0.0786
2008	ΔACi	52	0.0970	0.1458	0.0253	0.0609	0.1426
	$\Delta DISPi$	52	0.0119	0.0848	-0.0365	0.0143	0.0424
	ΔPCi	52	0.0691	0.0916	0.0075	0.0584	0.1214
	$\Delta FinCPi$	52	0.0300	0.0632	-0.0038	0.0176	0.0608
	$Depr/Ami$	52	0.0638	0.0477	0.0344	0.0457	0.0753
2009	ΔACi	52	0.2142	1.2327	-0.0268	0.0252	0.1250
	$\Delta DISPi$	52	0.1053	0.4457	-0.0047	0.0260	0.1059
	ΔPCi	52	0.1138	0.7252	-0.0357	-0.0077	0.0763
	$\Delta FinCPi$	52	0.0088	0.0756	-0.0407	-0.0025	0.0292
	$Depr/Ami$	52	0.0870	0.2653	0.0289	0.0360	0.0541

Fonte: Resultados da pesquisa

As acumulações totais são calculadas pela soma da variação no capital circulante líquido, diminuído das disponibilidades e financiamentos de curto prazo, bem como da depreciação e

amortização. A partir da análise do valor médio das variáveis, notou-se uma queda significativa na variação no ativo circulante em 2007, na magnitude de 39%. No período seguinte, apenas pequenas variações no valor médio das variáveis foram observadas, indicando que nos períodos de 2007 e 2008 essas se mantiveram relativamente constantes. Por outro lado, a variação média do ativo circulante dos itens da amostra apresentou aumento substantivo no período de 2009, se comparado ao período anterior (121%).

Além disso, a variação da receita, contas a receber e ativo permanente aumentou em 2009, relativo ao período anterior em 38%, 59% e 32%, respectivamente, resultando em um aumento de 78% nas acumulações totais nesse ano, conforme pode ser verificado na TAB. 3. Notou-se grande diferença entre o primeiro e terceiro quartil da variação no ativo circulante, no período de 2009, bem como um elevado desvio padrão desta variável.

TABELA 4
Estatísticas descritivas das variáveis: Modelo de Jones Modificado

<i>Período</i>	<i>Variáveis</i>	<i>Obs</i>	<i>Média</i>	<i>Desvio Padrão</i>	<i>1º Quartil</i>	<i>Mediana</i>	<i>3º Quartil</i>
2006 a 2009	ACT_i	208	-0.0480	0.1533	-0.1064	-0.0416	0.0111
	ΔREC_i	208	0.1915	0.9170	0.0129	0.0657	0.2117
	ΔCR_i	208	0.0343	0.1747	-0.0004	0.0105	0.0337
	AP_i	208	0.6441	1.1579	0.3733	0.5395	0.7220
2006	ACT_i	52	-0.0528	0.1469	-0.1132	-0.0410	0.0207
	ΔREC_i	52	0.1060	0.2800	0.0127	0.0514	0.1539
	ΔCR_i	52	0.0248	0.0383	0.0062	0.0172	0.0322
	AP_i	52	0.5932	0.3962	0.3632	0.5310	0.7040
2007	ACT_i	52	-0.0382	0.0942	-0.1058	-0.0485	0.0067
	ΔREC_i	52	0.2068	0.5443	0.0527	0.0933	0.2538
	ΔCR_i	52	0.0289	0.0529	-0.0056	0.0122	0.0627
	AP_i	52	0.5609	0.2579	0.4239	0.5681	0.7571
2008	ACT_i	52	-0.0179	0.1417	-0.0905	-0.0303	0.0690
	ΔREC_i	52	0.1737	0.2007	0.0420	0.0928	0.2549
	ΔCR_i	52	0.0242	0.0503	0.0012	0.0110	0.0370
	AP_i	52	0.5739	0.2755	0.4014	0.5778	0.7178
2009	ACT_i	52	-0.0832	0.2062	-0.1020	-0.0479	-0.0195
	ΔREC_i	52	0.2794	1.7269	-0.0742	0.0084	0.1524
	ΔCR_i	52	0.0593	0.3410	-0.0091	0.0046	0.0215
	AP_i	52	0.8486	2.2550	0.3740	0.5089	0.6792

Fonte: Resultados da pesquisa

O modelo de Jones Modificado é largamente utilizado em pesquisas acadêmicas para estimação das acumulações não discricionárias. Este modelo considera que a variação da receita, subtraída de Contas a Receber, e o ativo permanente explicam as variações nas acumulações

totais. O valor médio das acumulações totais teve um aumento significativo no ano de 2007, na magnitude de 27%. Observou-se que esse valor continuou aumentando em 2008, representando 53% nesse ano. Entretanto, em 2009 o valor médio das acumulações caiu drasticamente, chegando esta queda à magnitude de 364%. Notou-se, contudo, um elevado desvio padrão das acumulações totais nesse ano, sendo este maior do que os observados para os demais períodos analisados.

De forma geral, a análise do valor médio indicou uma maior variação no período de 2008 para 2009. Apesar do aumento da variação das receitas no ano de 2006 para 2007, de aproximadamente 95%, as demais variáveis, contas a receber e ativo permanente, aumentaram 145% e 47%, respectivamente, de 2008 para 2009. Estas variáveis apresentaram pequenas quedas e elevações nos demais períodos analisados. Também se notou um elevado desvio padrão para as demais variáveis no ano de 2009, se comparado aos períodos anteriores.

Já a estatística descritiva do Modelo KS, apresentada na TAB. 5, apontou uma variação significativa apenas no período de 2009, para o indicador de rotatividade relacionado às despesas, que representa a razão entre o capital de giro líquido diminuído da depreciação e as despesas do período anterior. Essa variação foi de 57% de 2009 para 2008, comparado a apenas 16% e 17% de 2008 para 2007 e 2007 para 2006, respectivamente.

O valor médio das demais variáveis não apresentaram alterações significativas nem tampouco o desvio padrão dessas variáveis foram muito discrepantes. Observa-se que as acumulações totais são calculadas em termos dos ativos totais do período anterior, conforme sugeridos por Jones (1991) e, em função disso, as estatísticas descritivas dessa variável são as mesmas observadas para os dois modelos.

Ressalta-se que o Modelo KS, apesar de ser mais robusto que o modelo de Jones Modificado, é menos aplicado em pesquisas acadêmicas, talvez por exigir um grande número de dados contábeis.

TABELA 5
Estatísticas descritivas das variáveis: Modelo KS

<i>Período</i>	<i>Variáveis</i>	<i>Obs</i>	<i>Média</i>	<i>Desvio Padrão</i>	<i>1º Quartil</i>	<i>Mediana</i>	<i>3º Quartil</i>
2006 a 2009	ACT_i	208	-0.0480	0.1533	-0.1064	-0.0416	0.0111
	REC_i	208	0.7724	0.4357	0.4502	0.6768	0.9498
	$Desp_i$	208	0.6114	0.4236	0.3186	0.5152	0.8356
	AP_i	208	0.4673	0.2083	0.3243	0.4959	0.6016
	δI_i	208	0.1696	0.1081	0.1016	0.1456	0.2079
	$\delta 2_i$	208	-0.1374	0.4784	-0.2840	0.1456	0.0434
	$\delta 3_i$	208	0.1307	0.0943	0.0661	0.1456	0.1567
2006	ACT_i	52	-0.0528	0.1488	-0.1132	-0.0410	0.0207
	REC_i	52	0.7881	0.3856	0.4927	0.6732	1.0656
	$Desp_i$	52	0.6178	0.3696	0.3238	0.5161	0.8910
	AP_i	52	0.4538	0.2132	0.3179	0.4641	0.5958
	δI_i	52	0.1558	0.0927	0.1014	0.1373	0.1928
	$\delta 2_i$	52	-0.1722	0.6294	-0.2193	-0.0786	0.0348
	$\delta 3_i$	52	0.1377	0.0851	0.0760	0.1171	0.1689
2007	ACT_i	52	-0.0382	0.0985	-0.1058	-0.0485	0.0067
	REC_i	52	0.7853	0.3950	0.5241	0.7074	0.9828
	$Desp_i$	52	0.6185	0.3937	0.3354	0.5263	0.8747
	AP_i	52	0.4717	0.2173	0.3195	0.5010	0.6112
	δI_i	52	0.1790	0.1174	0.1074	0.1487	0.2239
	$\delta 2_i$	52	-0.1416	0.3233	-0.2771	-0.1122	0.0352
	$\delta 3_i$	52	0.1354	0.0938	0.0724	0.1090	0.1627
2008	ACT_i	52	-0.0179	0.1374	-0.0905	-0.0303	0.0690
	REC_i	52	0.7911	0.4932	0.4271	0.6186	0.9316
	$Desp_i$	52	0.6215	0.4747	0.3185	0.4766	0.8113
	AP_i	52	0.4688	0.2083	0.3432	0.4756	0.5955
	δI_i	52	0.1711	0.0968	0.1049	0.1542	0.2397
	$\delta 2_i$	52	-0.1654	0.3263	-0.3087	-0.1041	0.0133
	$\delta 3_i$	52	0.1223	0.0930	0.0608	0.1040	0.1420
2009	ACT_i	52	-0.0832	0.2062	-0.1020	-0.0479	-0.0195
	REC_i	52	0.7250	0.4821	0.4059	0.6224	0.8337
	$Desp_i$	52	0.5879	0.4690	0.3177	0.5138	0.7308
	AP_i	52	0.4747	0.1980	0.3275	0.5193	0.6052
	δI_i	52	0.1723	0.1241	0.0927	0.1393	0.2022
	$\delta 2_i$	52	-0.0706	0.5613	-0.2855	-0.0870	0.1017
	$\delta 3_i$	52	0.1272	0.1060	0.0601	0.0967	0.1380

Fonte: Resultados da pesquisa

A TAB. 6 demonstra que houve queda dos honorários pagos por outros serviços que não de auditoria, prestados pelos auditor externo, em relação ao total pago à empresa de auditoria, no período de 2007. O período de 2006 foi marcado pela adesão à Lei *Sarbanes-Oxley* por empresas brasileiras que negociam ADR, o que pode ter significado aumento da preocupação pela

incorporação de boas práticas de governança corporativa, como gestão de riscos e sistemas de controles internos. Esse foco supostamente pode ter resultado em uma maior contratação de consultorias. Observa-se um aumento desse valor no período de 2008 e uma pequena queda em 2009, que supostamente pode ser resultante da contratação de serviços de consultoria para convergência às normas internacionais.

TABELA 6
Estatísticas descritivas das variáveis: Modelo de Frankel, Johnson e Nelson

<i>Período</i>	<i>Variáveis</i>	<i>Obs</i>	<i>Média</i>	<i>Desvio Padrão</i>	<i>1º Quartil</i>	<i>Mediana</i>	<i>3º Quartil</i>
2006 a 2009	<i>ABSAD_i</i>	208	0.0672	0.0733	0.0178	0.0472	0.0884
	<i>INDCONS_i</i>	208	0.0504	0.1087	0.0000	0.0000	0.0420
	<i>BFOUR_i</i>	208	5.7163	69.2748	1.0000	1.0000	1.0000
	<i>TEAUD_i</i>	208	3.1731	1.5662	2.0000	1.0000	4.0000
2006	<i>ABSAD_i</i>	52	0.0562	0.0750	0.0163	0.0322	0.0675
	<i>INDCONS_i</i>	52	0.0531	0.1418	0.0000	0.0000	0.0414
	<i>BFOUR_i</i>	52	20.1346	138.5475	1.0000	1.0000	1.0000
	<i>TEAUD_i</i>	52	3.0962	1.3025	2.0000	3.0000	4.0000
2007	<i>ABSAD_i</i>	52	0.0564	0.0485	0.0156	0.0471	0.0868
	<i>INDHON_i</i>	52	0.0277	0.0616	0.0000	0.0000	0.0186
	<i>BFOUR_i</i>	52	0.9231	0.2691	1.0000	1.0000	1.0000
	<i>TEAUD_i</i>	52	2.6923	1.3938	1.0000	3.0000	4.0000
2008	<i>ABSAD_i</i>	52	0.0921	0.0950	0.0223	0.0757	0.1183
	<i>INDCONS_i</i>	52	0.0703	0.1249	0.0000	0.0000	0.0855
	<i>BFOUR_i</i>	52	0.9038	0.2977	1.0000	1.0000	1.0000
	<i>TEAUD_i</i>	52	3.2692	1.5607	2.0000	3.0000	5.0000
2009	<i>ABSAD_i</i>	52	0.0642	0.0639	0.0226	0.0448	0.0769
	<i>INDCONS_i</i>	52	0.0507	0.0906	0.0000	0.0000	0.0583
	<i>BFOUR_i</i>	52	0.9038	0.2977	1.0000	1.0000	1.0000
	<i>TEAUD_i</i>	52	3.6346	1.8474	2.0000	3.0000	5.0000

Fonte: Resultados da pesquisa

As variáveis que integram os modelos de Jones Modificado, KS e de cálculo das acumulações totais podem ser impactadas pelo processo de convergência das normas brasileiras às normas internacionais, iniciado com a promulgação da Lei 11.638, de 28/12/2007, que culminou na criação do Comitê de Pronunciamentos Contábeis (CPC). Este órgão liberou 14 pronunciamentos que foram aprovados pela CVM para aplicação em 2008. Diante do contexto normativo brasileiro, os períodos de 2008 e 2009 foram marcados pela consolidação das mudanças incorporadas pela Lei 11.638/07 e pronunciamentos técnicos do Comitê de Pronunciamentos Contábeis (CPC). As principais alterações que podem impactar as variáveis em questão estão apontadas no QUADRO 3 e descritas no QUADRO 4.

QUADRO 3
Principais Pronunciamentos Contábeis para aplicação a partir do exercício encerrado em dezembro de 2008

CPC	Norma internacional	Descrição	CVM (Deliberação)	CFC (Resolução)	Data da aprovação
CPC 01	IAS 36	Redução ao Valor Recuperável de Ativos	Nº 527/07	1.110/07 NBC T 19.10	14/09/2007
CPC 04	IAS 38	Ativo Intangível	Nº 553/08	1.139/08 NBC T 19.8 1.140/08 NBC T 19.8 - IT 1	03/10/2008
CPC 07	IAS 20	Subvenção e Assistência Governamentais	Nº 555/08	1.143/08 NBC T 19.4	03/10/2008
CPC 08	IAS 39 (partes)	Custos de Transação e Prêmios na Emissão de Títulos e Valores Mobiliários	Nº 556/08	1.142/08 NBC T 19.14	30/10/2008
CPC 12	-	Ajuste a Valor Presente	Nº 564/08	1.151/09 NBC T 19.17	05/12/2008
CPC 14	IAS 32 e 39 (partes)	Instrumentos Financeiros: Reconhecimento, Mensuração e Evidenciação (Fase I)	Nº 566/08	1.153/09 NBC T 19.19	05/12/2008

Fonte: Deloitte Touche Tohmatsu (2010)¹

Nota: Dados trabalhados pelo autor

As normas aprovadas pelo CPC para aplicação em 2009 impactaram o registro contábil de forma substancial, o que pode gerar efeito sobre as acumulações discricionárias, estimadas por meio do modelo de Jones Modificado e KS, para o período de 2009. O QUADRO 4 sintetiza as principais alterações inseridas por esses pronunciamentos e aponta as possíveis variáveis impactadas por cada um deles.

¹Baseado em material didático preparado pela Deloitte Touche Tohmatsu, para o Seminário “CPC 2010: O NOVO PADRÃO CONTÁBIL BRASILEIRO”, realizado em 17/11 2010, em Belo Horizonte.

QUADRO 4
Resumo dos principais pronunciamentos aplicados a partir do exercício de 2008

CPC	Principais temas abordados	Variáveis impactadas
CPC 01	- Avaliação prospectiva do ativo de aplicação obrigatória para o exercício social findo em 31 de dezembro de 2008. - Primeira revisão periódica da vida útil para cálculo de depreciação e amortização, permitida para 2009, não se confundindo com a obrigação de efetuar o teste de recuperabilidade (<i>impairment</i>) a todos os ativos desde o exercício de 2008. - Perda por valor recuperável reconhecida imediatamente no resultado ou como redução da reserva de reavaliação, se aplicável. - A perda na recuperabilidade de ágio pode ser revertida.	AP_i
CPC 04	- Para os ativos intangíveis sem vida útil econômica determinada, fica vedada a amortização a partir de 2009, sendo requerido o teste de <i>impairment</i>. - Os ágios pagos por expectativa de rentabilidade futura, classificados em investimentos, que tiverem fundamento econômico que o justifiquem, continuam sendo amortizados somente até 2008.	AP_i
CPC 07	- As sociedades devem reconhecer as subvenções recebidas por meio de recolhimento financiado de tributos com prazo e taxas de juros diferentes das usuais de mercado desde que tenham segurança quanto ao cumprimento das obrigações relativas à obtenção dessa subvenção. - As receitas de subvenção devem ser contabilizadas no resultado, em vez de diretamente no patrimônio líquido. Entretanto, deverão ocorrer em bases sistemáticas e racionais ao longo do período necessário para que se estabeleça um confronto com as despesas ou os custos a compensar.	AC_i PC_i $Desp_i$
CPC 08	As dívidas e as ações emitidas devem ser contabilizadas pelo valor líquido, efetivamente recebido.	PC_i $FinCP_i$
CPC 12	A mensuração contábil a valor presente deve ser aplicada no reconhecimento inicial de ativos e passivos exceto em situações excepcionais, quando o ajuste a valor presente deve ser aplicado como se fosse nova medição de ativos e passivos.	AC_i PC_i
CPC 14	- Os investimentos permanentes (outros que não avaliados pelo método de equivalência patrimonial) devem ser reclassificados conforme a intenção da administração. Se permanentes, continuam a ser reconhecidos pelo custo de aquisição e sujeitos ao teste de recuperabilidade previsto pelo CPC 01. - Como regra geral, não deve haver alteração da classificação estabelecida inicialmente para as quatro categorias de instrumentos financeiros.	AC_i PC_i

Fonte: Deloitte Touche Tohmatsu (2010)²

Nota: Dados trabalhados pelo autor

²Baseado em material didático preparado pela Deloitte Touche Tohmatsu para o Seminário “CPC 2010: O NOVO PADRÃO CONTÁBIL BRASILEIRO”, realizado em 17/11 2010, em Belo Horizonte.

4.2 Análise das regressões para cálculo das acumulações discricionárias

Dechow, Sloan e Sweeney (1995) salientam que a estimação das acumulações discricionárias por modelos que são representados pela equação $PAD = \hat{a} + \hat{b} PART_t + e_t$ (equação 3) podem apresentar os seguintes problemas:

1. Atribuição incorreta do gerenciamento de resultados a *PART*: Se o gerenciamento de resultados, hipoteticamente causado por *PART*, não existir e μ_t for correlacionado com *PART*, o seu coeficiente estimado será enviesado para maior que zero, aumentando a probabilidade de um erro do tipo I. Esse problema ocorrerá se a *proxy* para as acumulações discricionárias contiver medidas de erro que são correlacionadas com *PART* e/ou se outras variáveis que causam o gerenciamento de resultados, omitidas da análise, forem correlacionadas com *PART*. Nesse caso, o gerenciamento de resultados será corretamente detectado pelo modelo, mas a causalidade será incorretamente atribuída a *PART*.
2. Extração, não intencionalmente, do gerenciamento de resultados causado por *PART*: Se o gerenciamento de resultados hipoteticamente causado por *PART* existir, a correlação entre μ_t e *PART* apresentará sinal oposto ao verdadeiro coeficiente de *PART* e será enviesado para próximo a zero, aumentando a probabilidade do erro do tipo II. Esse problema ocorre quando o modelo remover, de forma não intencional, alguma ou toda acumulação discricionária. Nessas condições, a mensuração do erro na *proxy* para acumulações discricionárias será negativamente correlacionada a essa *proxy*, causando um viés no coeficiente de *PART*, próximo a zero.
3. Baixo poder do teste: Se μ_t não é correlacionado com *PART*, a estimação do coeficiente não será enviesada. Entretanto, a exclusão de variáveis relevantes (não correlacionadas) leva a um aumento do erro padrão para o coeficiente estimado de *PART*, aumentando a probabilidade de um erro do tipo II.

O estudo desenvolvido por Dechow, Sloan e Sweeney (1995) analisaram cinco modelos utilizados para estimação de acumulações discricionárias, dentre eles o Modelo de Jones

Modificado, concluindo que, independente do modelo utilizado, o poder dos testes é relativamente baixo para gerenciamento de resultados de magnitude economicamente plausíveis. Apesar das limitações dos modelos de estimação das acumulações discricionárias, esses ainda são amplamente utilizados em pesquisas acadêmicas, internacionais e nacionais.

Paulo (2007) analisou a validade teórica e empírica dos modelos operacionais para mensuração das acumulações discricionárias, utilizados para detecção do gerenciamento de resultados, e identificou que esses modelos, de modo geral, não apresentam fundamentação teórica adequada, sendo alguns fracamente especificados, com baixo poder preditivo, além de serem afetados pelo ambiente econômico. Segundo esse autor (2007, p.105):

“Apesar de certas tentativas de generalizações metodológicas, acredita-se que cada empresa tenha um padrão próprio de comportamento dos *accruals* esperados, consequentemente, os modelos propostos que buscam mensurar da melhor maneira os *accruals* anormais, estão sujeitos a idiosincrasias das empresas.”

4.2.1 Estimação das acumulações discricionárias pelo Modelo de Jones Modificado

Neste tópico serão apresentados os resultados das estimações das acumulações discricionárias por meio do Modelo de Jones Modificado, que explica as acumulações pela variação das contas a receber, subtraído das receitas, e o ativo permanente.

Para dar início ao estudo, foram estimadas quatro regressões em conformidade com a equação 6, baseadas no Modelo de Jones Modificado, uma para cada período analisado, de 2006 a 2009, conforme TAB. 7.

Com o objetivo de ser fiel ao modelo teórico, optou-se por conservar todos os coeficientes, em linha com Martinez (2001), apesar da possível incorporação de erros de mensuração em função da não significância de alguns coeficientes. Os coeficientes não significativos foram ligados à diferença entre a variação da receita e contas a receber, conforme pode ser verificado nos resultados apresentados para as regressões.

TABELA 7
Acumulações discricionárias por meio do Modelo de Jones – Período 2006 a 2009

Variável dependente: Acumulações totais estimadas pela equação $ACT_{i,t} = (\Delta AC_{i,t} - \Delta Disp_{i,t}) - (\Delta PC_{i,t} - \Delta FinCP_{i,t}) - (Depr_{it} + Amort_{it})$					
Variáveis	2006	2007	2008	2009	S. E.
					+/-
$\Delta REC_t - \Delta CR_i$	-0.1121 (-1.38) P>t : 0.175	0.0894 (4.46) P>t : 0	-0.0044 (-0.05) P>t : 0.961	0.0551 (1.05) P>t: 0.298	
AP_i	-0.2196 (-4.33) P>t : 0	-0.1777 (-4.49) P>t : 0	-0.2659 (-4.22) P>t: 0	-0.1163 (-3.6) P>t: 0.001	-
Constante	0.0589 (2.33) P>t: 0.024	0.0456 (1.87) P>t : 0.067	0.1353 (3.18) P>t: 0.003	0.0034 (0.17) P>t: 0.867	
<i>OBS</i>	52	52	52	52	
<i>Prob. F</i>	0.0001	0.0000	0.0005	0.0000	
R^2	0.309	0.4284	0.2669	0.8252	
R^2_{Adj}	0.2808	0.405	0.237	0.818	
<i>Breusch-Pagan</i>	0.2487 ¹	0.4466	0.8985	0.4764	
<i>Reset</i>	0.9907	0.2554	0.1604	0.6549	

Fonte: Resultados da pesquisa

Valor absoluto da estatística *t* entre parêntese; S.E. = Sinal esperado

Nota1: A heterocedasticidade relativa ao período de 2006 foi corrigida dividindo-se as acumulações totais pelos ativos totais do período corrente.

Nota 2: O VIF calculado pelo sistema relativo ao período de 2009 é superior a 10, indicando a ocorrência de multicolinearidade entre as variáveis, conforme pode ser verificado no APÊNDICE A.4. Outro indício de multicolinearidade é o alto valor do R^2 , associado a não significância dos coeficientes angular e linear.

Modelo de Jones Modificado: $ACT = \alpha + \beta_{1,t}(\Delta REC_{i,t} / AT_{i,t-1}) + \beta_{2,t}(AP_{i,t} / AT_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t}$

Em que: ACT = Acumulações totais; ΔREC = variação da receita da empresa *i* no período *t*, $AT_{i,t-1}$ = Ativo total da empresa *i* no período *t-1*; $AP_{i,t}$ = Ativo permanente da empresa *i* no período *t*; α, β_1, β_2 = coeficientes estimados pela regressão.

O coeficiente estimado para a variável “Ativo Permanente” é negativo e significativo para todas as regressões. O sinal negativo para essa variável, segundo Jones (1991), é esperado, tendo em vista que o ativo permanente é relacionado a uma acumulação que representa queda do resultado, por meio da despesa de depreciação.

Segundo Jones (1991) o sinal esperado para a variação das receitas, por sua vez, não é tão óbvio, uma vez que uma mudança nas receitas pode causar um aumento no resultado em algumas contas do capital de giro e queda no resultado em outras, como em contas a pagar. Observou-se um sinal positivo para o coeficiente da variável que representa a diferença entre a variação das receitas e contas a receber no período de 2007, sendo este significativo, no nível de significância

adotado. Contudo, para os demais períodos, este coeficiente apresentou valor negativo e não significativo, no nível de significância adotado.

Observou-se em todas as regressões que os testes de heterocedasticidade e erro de especificação foram não significativos no nível de significância de 0,01, indicando ausência desses problemas em todas as regressões estimadas. Contudo, foi necessário ajuste no cálculo das acumulações totais do período de 2006, uma vez que o problema da heterocedasticidade foi observado quando essa foi medida em termos de ativos totais do período anterior. Para correção do problema, as acumulações totais foram divididas pelos ativos totais do período corrente.

A multicolinearidade foi observada apenas para a estimação do período de 2009, que além de VIF superior a 10, apresentou alto R^2 ajustado e dois coeficientes não significativos. Apesar da identificação do problema, as variáveis foram mantidas, visando à conservação do modelo teórico.

Apurou-se, assim, as acumulações discricionárias, que serão utilizadas no modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson, para teste das hipóteses de pesquisa, pela diferença entre as acumulações totais observadas e as acumulações estimadas pelos parâmetros da regressão baseada no Modelo de Jones Modificado. Os GRAF. 1 a 4 apresentam estas acumulações discricionárias, dos períodos de 2006 a 2009, respectivamente, estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado. Nestes, o eixo horizontal representa as empresas e o eixo vertical as acumulações discricionárias de cada empresa.

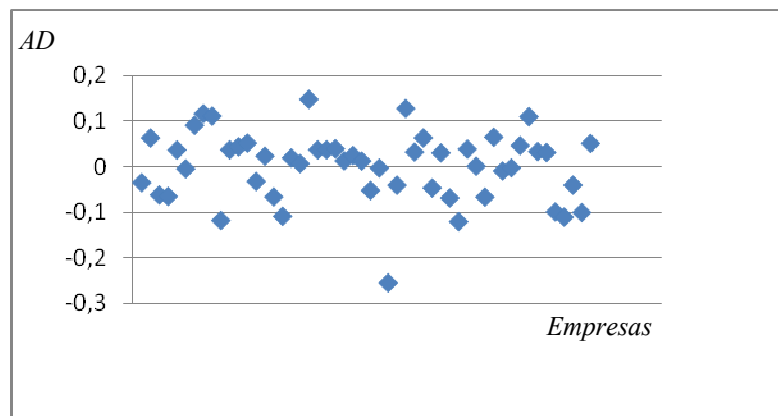


GRÁFICO 1 - Acumulações discricionárias por meio do Modelo de Jones Modificado - 2006
Fonte: Resultados da pesquisa

Destaca-se, em 2006, conforme GRAF. 1, uma observação de elevado valor negativo, para acumulações discricionárias, inferior a -0,25. A empresa em questão não contratou outros serviços que não de auditoria da empresa de auditoria independente no período de análise. A

extensão do compromisso de prestação de serviço de auditoria era de 3 anos no período. Essa empresa não negociava ADR em 2006, não estando, assim, sujeita a Lei *Sarbanes-Oxley*, além de não ter apresentado resultado negativo no período anterior e corrente. Contudo, o seu índice de alavancagem (75,5) é superior à média (58,5596). Observou-se, também, que a empresa apresenta um risco sistêmico (1,27) substancialmente superior à média das outras empresas da amostra (0,8421). Entretanto, as empresas arriscadas são mais propensas a gerenciar seus resultados contábeis para elevar o seu patamar, ao contrário do que a observação do gráfico sugere, já que as acumulações discricionárias dessa empresa são inferiores a zero.

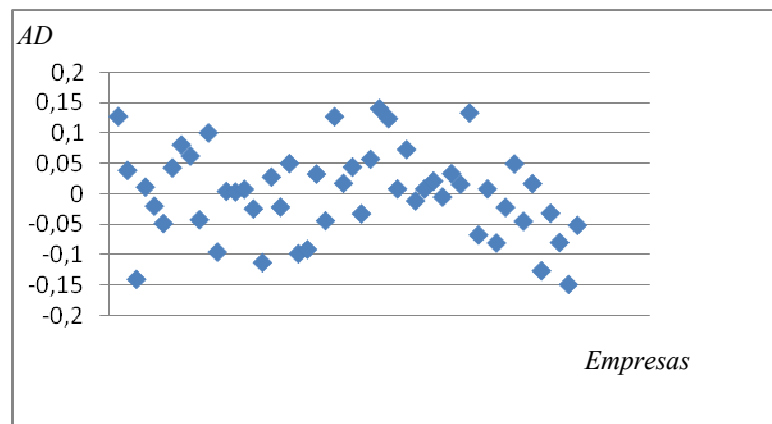


GRÁFICO 2 - Acumulações discricionárias por meio do Modelo de Jones Modificado - 2007
Fonte: Resultados da pesquisa

A análise gráfica dos resíduos da regressão estimada por meio do Modelo de Jones Modificado do período de 2007, conforme GRAF. 2, não sugere grandes discrepâncias, estando estes valores compreendidos entre -0,15 a +0,15.

Por outro lado, o GRAF. 3, referente aos resíduos da regressão relativa ao período de 2008, indicou que a maioria dos valores está entre os limites de -0,2 e +0,2, com destaque para quatro observações. As empresas que se destacaram negociavam ADR no período de análise e apresentaram índice de alavancagem (70,9, 95,3, 81 e 78,8) superior à média das empresas da amostra (62,598). Entretanto, as duas empresas que se destacaram por apresentar elevado valor negativo das acumulações discricionárias não contrataram outros serviços que não de auditoria no período de análise. Uma dessas empresas não era auditada por *Big Four*, sendo 5 anos o tempo do compromisso de prestação de serviços.

Essa empresa apresenta risco sistêmico de 0,88, bem como a alavancagem de 95,3, que é superior à média das empresas analisadas (0,8421 e 62,6, respectivamente). Ressalta-se que a

empresa em questão apresentou prejuízo no período de análise, representando uma queda de 119% no ROA, o que pode justificar o baixo valor das acumulações. As empresas que se destacaram das demais por apresentar valor superior para acumulações discricionárias contrataram outros serviços que não de auditoria no montante de 0,0378 e 0,2877 em relação ao total dos honorários pagos à empresa de auditoria. Além disso, ambas são auditadas por uma das empresas de auditoria conhecidas como *Big Four*, sendo de 2 anos a extensão da prestação do serviço. A alavancagem e o risco sistêmico dessas empresas são superiores à média, no período de análise.

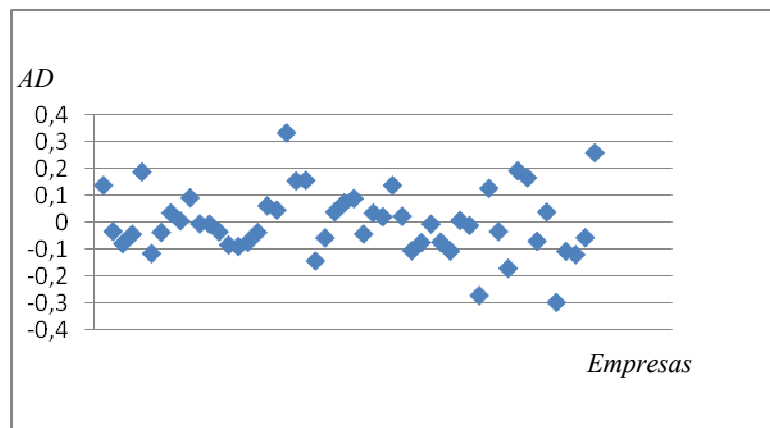


GRÁFICO 3 - Acumulações discricionárias por meio do Modelo de Jones Modificado - 2008
Fonte: Resultados da pesquisa

Similarmente ao período de 2008, o GRAF. 4, relativo aos resíduos da regressão do ano de 2009, indicou que a maioria dos valores está entre os limites de -0,2 e +0,2, com destaque para duas observações. A empresa que se destacou por apresentar um elevado valor positivo de acumulações discricionárias não contratou outros serviços que não de auditoria no período de análise e foi auditada por uma *Big Four*.

A alavancagem apresentada por essa empresa (32) é bastante inferior à média das empresas da amostra para o período (57,7207), apesar do risco sistêmico (1,06) ser superior à média. O lucro líquido foi positivo, tanto no período anterior quanto no corrente. O mesmo foi observado para a empresa que se destacou por apresentar um elevado valor negativo de acumulações discricionárias. Ressalta-se que essa empresa também apresentou um valor muito baixo para as acumulações discricionárias no período de 2006 ($<-0,25$), apesar de não ter apresentado prejuízo em nenhum período analisado. No exercício de 2009 contratou outros serviços que não de auditoria, no montante de 0,1667, em relação ao total pago à empresa de auditoria.

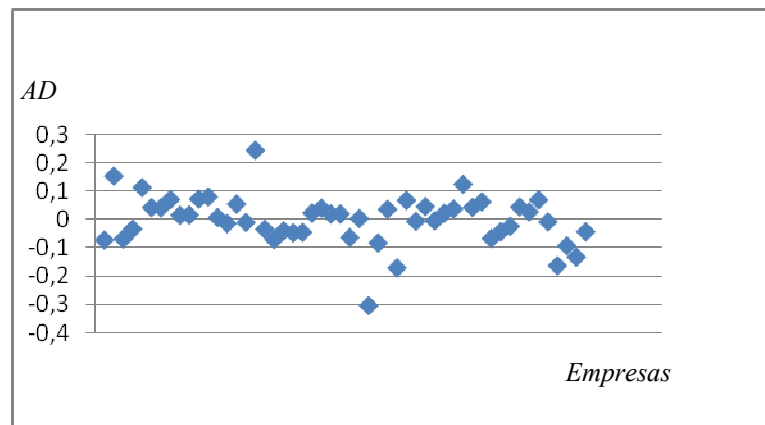


GRÁFICO 4 - Acumulações discricionárias por meio do Modelo de Jones Modificado - 2009
Fonte: Resultados da pesquisa

4.2.2 Estimação das acumulações discricionárias pelo modelo de Kang e Sivaramakrishnan (1995)

Este tópico apresenta os resultados das regressões para estimação das acumulações discricionárias por meio do modelo de Kang e Sivaramakrishnan (KS). Esse modelo explica as acumulações discricionárias considerando contas de resultado e patrimoniais, sendo, por esta razão, mais robusto. O Modelo KS, apesar de tentar corrigir os problemas de omissão de variáveis e o viés resultante, ao utilizar como regressores não apenas as vendas, mas também o custo de mercadorias vendidas e outras despesas operacionais, exige um grande número de variáveis e é menos encontrado em pesquisas acadêmicas do que o Modelo de Jones Modificado.

Assim, as acumulações discricionárias foram estimadas por meio do Modelo KS pelo método de MQO, alternativamente ao Modelo de Jones Modificado. Os resultados estão apresentados nas TAB. 8.

Também neste caso as variáveis consideradas não significativas, a partir da aplicação do teste *t* de significância foram mantidas no modelo, com o objetivo de ser fiel ao modelo teórico, em linha com Martinez (2001), apesar do risco de incorporação de problemas de mensuração. Nessas estimações, os coeficientes não significativos estão ligados às acumulações realizadas por meio das receitas, em conformidade com as observações obtidas para o Modelo de Jones Modificado.

TABELA 8
Acumulações discricionárias por meio do Modelo KS – Período 2006

Variável dependente: Acumulações totais estimadas pela equação $ACT_{i,t} = (\Delta AC_{i,t} - \Delta Disp_{i,t}) - (\Delta PC_{i,t} - \Delta FinCP_{i,t}) - (Depr_{it} + Amort_{it})$					
Variáveis	2006	2007	2008	2009	S.E.
					+
$Rec_i * \delta_{1i}$	0.1760 (1.01) P>t: 0.317	0.4807 (4.25) P>t: 0	0.1930 (1.1) P>t: 0.275	-0.0537 (-0.34) P>t: 0.737	
$Desp_i * \delta_{2i}$	0.0974 (1.95) P>t: 0.056	-0.1252 (-1.97) P>t: 0.055	0.3064 (2.34) P>t: 0.023	-0.1571 (-1.89) P>t: 0.065	-
$AP_i * \delta_{3i}$	-2.1992 (-5.61) P>t: 0	-1.4223 (-5.69) P>t: 0	-1.642 (-4.05) P>t: 0	-3.3647 (-3.81) P>t: 0	-
Constante	0.0560 (1.59) P>t: 0.118	-0.0304 (-1.35) P>t: 0.182	0.0650 (1.78) P>t: 0.082	0.1062 (2.14) P>t: 0.038	
<i>OBS</i>	52	52	52	52	
<i>Prob. F</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
R^2	0.593	0.5311	0.4258	0.6993	
R^2_{Adj}	0.5675	0.5018	0.3899	ND	
<i>Breusch-Pagan</i>	0.2382	0.6043	0.2374	ND	
<i>Reset</i>	0.4458	0.6668	0.004	ND	

Fonte: Resultados da pesquisa

Valor da Estatística *t* entre parêntese. S.E = Sinal Esperado

Nota: O teste de *Breusch-Pagan* indicou a existência de heterocedasticidade, sendo este corrigido com variâncias e erros padrão robustos de White.

Modelo KS: $ACT = \Phi_0 + \Phi_1(\delta_1 Rec_{i,t}) + \Phi_2(\delta_2 Desp_{i,t}) + \Phi_3(\delta_3 A.Perm_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$

Em que ACT= Acumulações totais; $Rec_{i,t}$ = receitas da empresa *i* no período *t*; $Desp_{i,t}$ = despesas da empresa *i* no período *t* e $APerm_{i,t}$ = ativo permanente da empresa *i* no período *t*; $\delta_1 = (CR_{t-1} / Rec_{t-1})$; $\delta_2 = (CPD_{t-1} / Desp_{t-1})$; $\delta_3 = (Depr_{t-1} / PPEQ_{t-1})$; CR_{t-1} = Contas a receber no período *t-1*; $Depr_{t-1}$ = Despesas de Depreciação e Amortização no período *t-1*; $PPEQ_{t-1}$ = Ativo permanente no período *t-1*; CPD_{t-1} a soma das contas patrimoniais relacionadas com as despesas (estoque, despesas antecipadas e contas a pagar). As variáveis são medidas em termos de ativos totais. $\Phi_0, \Phi_1, \Phi_2, \Phi_3$ = coeficientes estimados pela regressão.

O indicador de rotatividade de número 3 (δ_{3i}), representa a razão entre as despesas de depreciação e o ativo permanente, ambos referentes ao período anterior ao de análise. Em linha com Jones (1991), o coeficiente de $AP_i * \delta_{3i}$ apresentou sinal negativo em todas as regressões, uma vez que, como relatado anteriormente, o ativo permanente é relacionado a uma acumulação que representa queda do resultado, por meio da despesa de depreciação. A partir da análise do teste t,

observa-se que o coeficiente dessa variável é significativo em todas as regressões, similarmente ao resultado obtido pela estimação por meio do modelo de Jones Modificado.

De forma similar ao modelo de Jones Modificado, o coeficiente da variável relacionada à receita, no Modelo KS representada por $Rec_i * \delta_{li}$, é significativo, no nível adotado, apenas para o período de 2007. O indicador de rotatividade de número 1 (δ_{li}) representa a razão entre as contas a receber e a receita líquida, ambos do período anterior ao de análise. Em linha com o resultado encontrado para o Modelo de Jones Modificado, essa variável apresentou valor positivo para o período de 2007. Contudo, para os demais períodos, os coeficientes, embora não significativos no nível de significância adotado, se mostraram substancialmente diversos daqueles observados para o modelo de Jones Modificado, uma vez que nos períodos de 2006 e 2008 apresentaram valores positivos.

A variável $Desp_i * \delta_{2i}$, representa a multiplicação entre as despesas do período corrente e o coeficiente de rotatividade de número 2, que, por sua vez, é definido pela razão entre o capital de giro líquido, subtraído das despesas de depreciação e amortização, e as despesas, ambos do período anterior. Observou-se que o sinal do coeficiente dessa variável é positivo para os períodos de 2006 e 2008 e negativo para 2007 e 2009, indicando que a relação dessa variável com as acumulações totais intercalou-se de proporcional para inversamente proporcional ao longo dos períodos analisados. Isso implica que nos anos de 2006 e 2008 a média do capital de giro do período anterior foi significativamente superior a zero e que em 2007 e 2009 inferior a zero.

O teste para identificação da multicolinearidade, a partir do cálculo do VIF, demonstrou a ausência desse problema em todas as regressões estimadas. O teste de heterocedasticidade mostrou-se não significativo para as regressões referentes aos períodos de 2006 a 2008, indicando ausência desse problema nessas regressões. Entretanto, o teste de *Breusch Pagan* aplicado para a regressão do período de 2009 indicou a existência de heterocedasticidade, uma vez que o multiplicador de Lagrange é significativo no nível adotado, rejeitando-se a hipótese nula de homocedasticidade.

Para correção da heterocedasticidade, variâncias e erros padrão robustos foram utilizados, por meio do processo desenvolvido por White, disponível no software STATA. Contudo, ressalta-se que a solução dada ao problema apresenta limitações, uma vez que na presença de

heterocedasticidade os estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários não são mais eficientes, já que existirão outros estimadores de menor variância.

O teste para identificação de erro de especificação foi significativo para os períodos de 2008 e 2009, indicando a existência do problema, nos níveis de significância estabelecidos. Não foi adotada nenhuma medida corretiva, tendo em vista que a especificação do modelo é dada pela literatura sobre o tema, para explicação das acumulações discricionárias e, assim, optou-se pela conservação do modelo teórico.

Visando à conservação do modelo teórico, em linha com os critérios adotados para estimação das acumulações discricionárias por meio do Modelo de Jones Modificado, todos os coeficientes foram mantidos no modelo, apesar de alguns se mostrarem não significativos no nível de significância adotado.

Similarmente, as acumulações discricionárias foram apuradas por meio do Modelo KS, pela diferença entre as acumulações totais observadas e as acumulações estimadas pelos parâmetros da regressão. O valor das acumulações discricionárias foram, também, utilizados no modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson, para teste das hipóteses de pesquisa. Os GRAF. 5 a 8 apresentam as acumulações discricionárias dos períodos de 2006 a 2009, respectivamente, estimadas por meio do Modelo KS, por MQO. Nestes, o eixo horizontal representa as empresas e o eixo vertical as acumulações discricionárias de cada empresa.

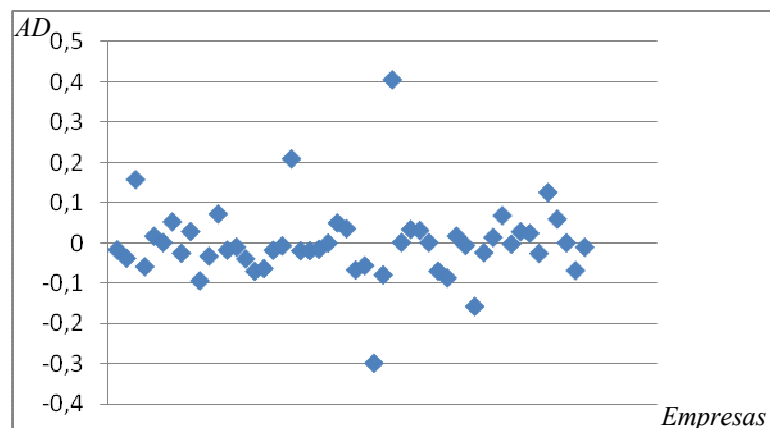


GRÁFICO 5 - Acumulações discricionárias por meio do Modelo KS - 2006
Fonte: Resultados da pesquisa

A análise gráfica das acumulações discricionárias observadas para o período de 2006, conforme se verifica no GRAF. 5, sugere o destaque de duas empresas. A empresa que apresentou elevado valor negativo das acumulações discricionárias, estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado, se manteve no mesmo patamar, a partir da análise por meio do

Modelo KS. Entretanto, uma empresa da amostra apresentou elevado valor positivo, sendo este superior a 0,4.

Essa observação não se confirmou por meio da estimação do Modelo de Jones Modificado, em que as acumulações discricionárias dessa companhia atingiram o montante de 0,1270. Observa-se que, no período de 2006, o coeficiente observado para a variável vinculada ao ativo permanente apresentou elevado valor negativo para a estimação por meio do Modelo KS, substancialmente inferior àquele observado na estimação por meio do Modelo de Jones Modificado. Este pode ser o principal motivo para as discrepâncias observadas entre os resultados dos dois modelos.

A empresa em questão não contratou outros serviços que não de auditoria de seu auditor independente em 2006 e foi auditada por uma *Big Four*, com a qual mantinha compromisso de prestação de serviços por 3 anos. Além disso, a empresa não apresentou perdas no período anterior e não negociava ADR no período de análise. A empresa não divulgou prejuízo no período e a sua alavancagem (56,9) foi inferior à média. Já o seu risco sistêmico apresenta valor superior à média das empresas da amostra (1,38).

A análise do GRAF.6, das acumulações discricionárias estimadas por meio do Modelo KS referentes a 2007, demonstrou similaridade aos resultados obtidos na estimação pelo modelo de Jones Modificado, exceto a observação superior a 0,25. O valor das acumulações discricionárias obtidas para essa empresa, por meio do Modelo de Jones Modificado, foi de 0,0078, ou seja, substancialmente inferior àquele observado na estimação por meio do Modelo KS. Essa discrepância pode ser devida às diferenças essenciais entre os dois modelos, considerando que o Modelo KS requer um número maior de dados contábeis, o que pode afetar sobremaneira o resultado da análise.

A companhia em questão não contratou outros serviços que não de auditoria de seu auditor independente, que, por sua vez, compõe o grupo *Big Four*. A extensão do compromisso de prestação de serviços atingiu 4 anos no período de análise. O resultado líquido no período de análise foi negativo, diminuindo o seu ROA em 193%, se comparado ao período anterior. A empresa não negociava ADR no período de análise, além de apresentar alavancagem elevada, se comparada à média das demais empresas (76,8). O risco sistêmico observado para essa empresa também foi superior à média (1,38).

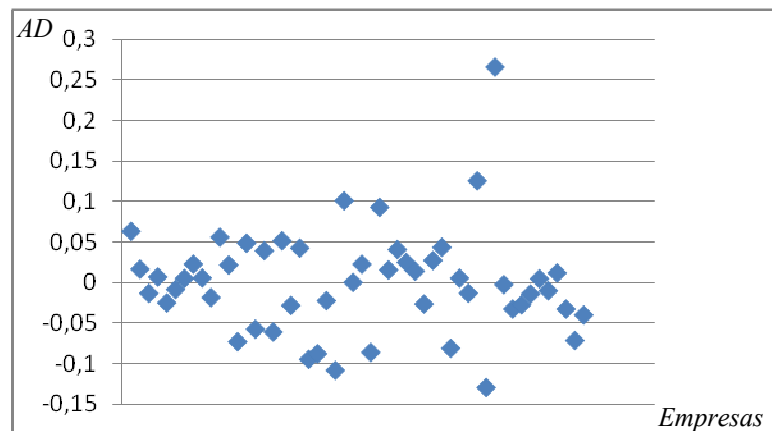


GRÁFICO 6 - Acumulações discricionárias por meio do Modelo KS - 2007
Fonte: Resultados da pesquisa

Para o ano de 2008, conforme GRAF. 7, também destacam-se 4 observações, que apresentaram valor das acumulações discricionárias elevado, negativo ou positivo, se comparado às demais empresas da amostra. As empresas que apresentaram elevado valor positivo das acumulações discricionárias confirmaram o resultado obtido para a estimação por meio do Modelo de Jones Modificado.

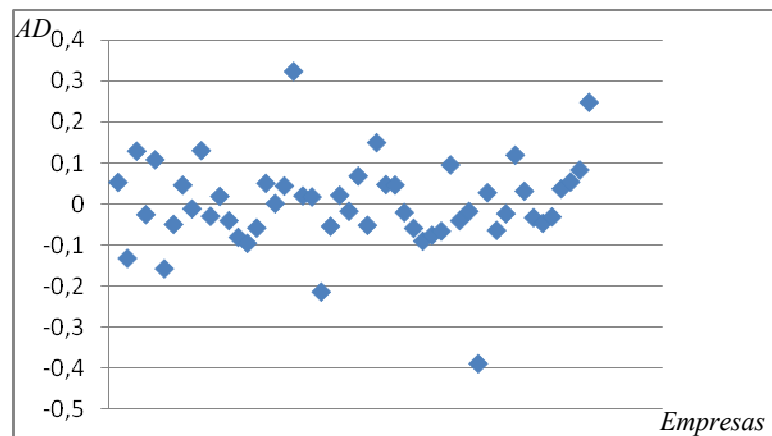


GRÁFICO 7 - Acumulações discricionárias por meio do Modelo KS - 2008
Fonte: Resultados da pesquisa

Uma das empresas que apresentou elevado valor negativo para as acumulações discricionárias manteve o patamar da estimação por meio do modelo de Jones Modificado. Contudo, para a empresa que apresenta o valor de -0,2131 para as acumulações discricionárias estimadas por meio do Modelo KS, obtém-se o montante de -0,1442, a partir da estimação pelo Modelo de Jones Modificado. Essa companhia contratou outros serviços que não de auditoria da empresa de auditoria externa no montante de 0,1091, em termos do total de honorários. Não

houve apresentação de prejuízos no período anterior, embora no período corrente o seu resultado tenha sido negativo, resultando em uma redução do ROA em 126%. Essa redução pode ser o motivo da queda nas acumulações discricionárias no período. A empresa negociava ADR, o que requer um nível elevado de práticas de governança corporativa. Contudo, a empresa apresentou um valor elevado para alavancagem (80,6) e risco sistêmico (1,01), se comparado à média das empresas da amostra. É interessante destacar que as empresas que apresentaram elevado valor das acumulações discricionárias pertencem ao mesmo setor de atuação.

A análise do GRAF. 8 indica que a estimação por meio do Modelo KS, para o período de 2009, identificou um elevado valor negativo das acumulações discricionárias, no montante de -0,4027. Foi observado um valor de -0,0075 para as acumulações discricionárias estimadas por meio do modelo de Jones Modificado para a mesma empresa. Essa empresa não apresentou prejuízo no período corrente e anterior, nem tampouco apresenta alavancagem (33,9) e risco sistêmico (0,7) superior à média. Não houve contratação de outros serviços que não de auditoria do seu auditor independente, que compõe o grupo *Big Four*. O período analisado foi o primeiro de prestação de serviço pela auditoria independente e há negociação de ADR pela companhia.

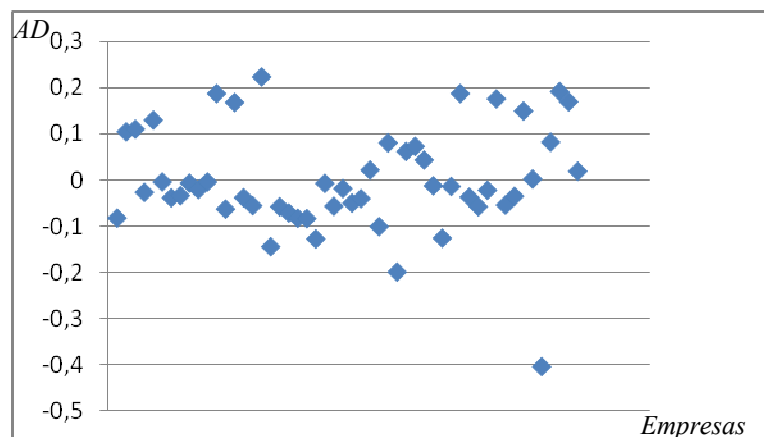


GRÁFICO 8 - Acumulações discricionárias por meio do Modelo KS - 2009
Fonte: Resultados da pesquisa

Apesar de a análise gráfica identificar diferenças consideráveis entre os dois modelos, ambas as estimações foram consideradas para teste das hipóteses de pesquisa. Ressalta-se que, conforme detalhado anteriormente, o Modelo KS, estimado por MQO, corrige alguns problemas identificados no Modelo de Jones Modificado, como a omissão de variáveis e o viés resultante. Exige, assim, um maior número de variáveis, restringindo, inclusive, o tamanho da amostra. Os

resultados das regressões revelou um R^2 ajustado superior para algumas estimações por meio do Modelo KS, indicando maior ajuste da regressão aos dados para estas estimações, como pode ser observado nas tabelas 7 (Modelo de Jones Modificado) e 8 (Modelo KS).

A análise gráfica também revelou o comportamento de algumas empresas que apresentaram níveis mais elevados de acumulações discricionárias. Essas observações atípicas foram mantidas, uma vez que o tamanho da amostra não é considerado pequeno (>30), apesar de reconhecer o potencial prejuízo na estimação, em função de possíveis alterações nos estimadores de MQO.

4.3 Análise das regressões para teste das hipóteses de pesquisa

Para teste das hipóteses de pesquisa foram aplicados modelos econométricos que possibilitam a estimação da relação entre o gerenciamento de resultados e os honorários pagos pela prestação de outros serviços concomitantemente a serviços de auditoria, além da expertise, porte e reputação da auditoria externa, tempo da prestação do serviço de auditoria e a aderência às regras de governança corporativas requeridas pela Lei *Sarbanes-Oxley*.

4.3.1 Mensuração da relação entre os honorários pagos por outros serviços que não de auditoria prestados pela firma de auditoria independente e as acumulações discricionárias

Para mensuração da relação entre os honorários de outros serviços que não de auditoria pagos às empresas de auditoria e as acumulações discricionárias, foram estimadas regressões múltiplas para cada período analisado, pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários. Buscou-se verificar se as acumulações discricionárias estão associadas também à relação entre os honorários de serviços que não de auditoria pagos à firma de auditores e o total pago, bem como pela extensão do compromisso de prestação de serviço entre o auditor e a companhia, pelo grupo a que pertence a empresa de auditoria, pela negociação de ADR e pelas demais variáveis controle

que, segundo a literatura analisada sobre o gerenciamento de resultados, afetam as acumulações discricionárias.

Para tanto, foi utilizada uma adaptação do modelo de Frankel, Johnson e Nelson, sintetizada no QUADRO 1. Algumas variáveis foram omitidas nas regressões, em função de sua não significância, buscando uma melhor especificação, considerando os testes aplicados para identificar e corrigir problemas econométricos que podem comprometer a validação do modelo estimado por Mínimos Quadrados Ordinários. Também foram excluídas as variáveis não significativas, quando observados os problemas de heterocedasticidade e erros de especificação. Ao persistir o problema da heterocedasticidade, foram utilizados variâncias e erros padrão robustos, com o auxílio do software STATA.

As variáveis que apresentaram VIF superior a 10 foram excluídas da regressão, por implicarem o problema da multicolinearidade, como explicado no tópico dedicado à metodologia. Os resultados dos cálculos do VIF das variáveis da adaptação do modelo de Frankel, Johnson e Nelson estão nos APÊNDICES B.1 a B.13 e C.1 a C.13.

Como alternativa para identificar o problema da multicolinearidade, a matriz de correlação das variáveis do modelo foi elaborada, conforme TAB. 9, 12, 15 e 18. O coeficiente de correlação identifica a força de associação linear entre duas variáveis e se situa entre +1 e -1, indicando a associação positiva e negativa perfeitas, respectivamente. Segundo Gujarati (2006), a prática sugere que um elevado coeficiente de correlação entre dois regressores, em valor superior a 0,8, indica que o problema da multicolinearidade impacta significativamente as estimações. Não foi observada forte associação entre as variáveis explicativas do modelo, em nenhum dos períodos analisados.

Por meio do teste *Jarque-Bera*, rejeitou-se a hipótese da normalidade dos resíduos para as regressões que tiveram como variáveis dependentes: acumulações discricionárias positivas e absolutas estimadas para o período de 2009 por meio do Modelo de Jones Modificado e acumulações discricionárias absolutas e positivas, para o período de 2006, e acumulações discricionárias positivas para o período de 2007, estimadas por meio do Modelo KS, além das combinações de séries temporais e cortes transversais.

Nesses casos, as inferências sobre as hipóteses estatísticas estão relativamente comprometidas, sendo necessária cautela quando da análise da validade das hipóteses. Embora,

conforme explicado no tópico dedicado à metodologia, as propriedades de estimação não tenham sido afetadas.

TABELA 9
Matriz de correlação das variáveis do Modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson – Período de 2006

	<i>INDHON</i>	<i>BFOUR</i>	<i>AUDTEM</i>	<i>ACT</i>	<i>BETA</i>	<i>ENDV</i>	<i>M/P</i>	<i>PERDA</i>	<i>ROA</i>	<i>ADR</i>	<i>LOGVM</i>
INDHON	1.00										
BFOUR	0.11	1.00									
AUDTEM	0.14	0.13	1.00								
ACT	0.08	0.10	0.15	1.00							
BETA	0.04	0.16	0.08	0.21	1.00						
ENDV	0.10	0.04	0.19	-0.10	-0.06	1.00					
M/P	-0.04	-0.01	-0.02	-0.13	-0.03	0.12	1.00				
							-				
PERDA	-0.09	-0.12	-0.07	-0.17	-0.24	0.27	0.09	1.00			
ROA	-0.04	0.23	-0.03	0.21	0.05	-0.48	0.37	-0.51	1.00		
							-				
ADR	0.06	-0.04	0.24	-0.23	-0.28	0.06	0.22	0.06	-0.14	1.00	
LOGVM	0.02	0.07	-0.09	-0.17	0.06	-0.08	0.03	-0.16	0.28	0.54	1.00

Fonte: Resultados da pesquisa

A matriz de correlação das variáveis do modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson, relativa ao período de 2006, descrita na TAB 9, não indica forte associação linear entre os pares de variáveis, uma vez que nenhum dos coeficientes é superior a 0,8 ou inferior à -0,8. Assim, a partir da análise da matriz de correlação não é possível afirmar a existência de multicolinearidade entre pares de variáveis. O cálculo do VIF também indicou ausência de multicolinearidade, pois o seu valor foi inferior a 10 para todas as variáveis do modelo, conforme APÊNDICES B.1, B.2, B.3, C.1, C.2 e C.3.

Para cada período foram estimadas três regressões, uma delas com o valor absoluto das acumulações discricionárias, calculadas por meio do Modelo de Jones Modificado e KS, e as demais considerando os valores positivos e negativos dessas acumulações, separadamente. A segregação entre as acumulações discricionárias positivas e negativas tem como objetivo identificar se a prestação de outros serviços concomitantemente pela empresa de auditoria pode resultar em uma maior propensão para aumentar o resultado ao invés de reduzi-lo, e vice versa.

A formação de acumulações discricionárias negativas visa à redução do resultado, enquanto à formação de acumulações discricionárias positivas teria como objetivo aumentar os resultados. A redução e diminuição de resultados por meio do gerenciamento de resultados são incentivadas por diferentes fatores, como por exemplo, a preferência por apresentar um resultado

negativo no período corrente, visando divulgar ganhos no período seguinte, formando, assim, acumulações negativas. O aumento do resultado por meio da formação de acumulações discricionárias positivas pode ser incentivado por metas de desempenho pré-estabelecidas para a administração.

Conforme TAB. 10, o coeficiente angular para a variável INDHON, que representa a razão entre os honorários de outros serviços que não de auditoria e o total pago à empresa de auditoria, não foi significativo em nenhuma das regressões estimadas para o período de 2006, considerando acumulações discricionárias absolutas, calculadas por meio do Modelo de Jones Modificado e KS. Os resultados obtidos para as variáveis BFOUR e AUDTEM também demonstram não significância para explicação das acumulações discricionárias absolutas. Tendo isto em vista, conclui-se, a partir da análise de dados, que no período de 2006, a independência da auditoria, mensurada a partir da prestação de outros serviços que não de auditoria, expertise, porte e reputação, bem como pela extensão de tempo da prestação do serviço de auditoria, não impacta a formação de acumulações discricionárias, considerando-as absolutamente, em empresas de capital aberto, listadas no Nível I, II e Novo Mercado.

TABELA 10
Resultado das regressões referentes ao Modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson –
Período de 2006 – Acumulações Absolutas

Variável dependente: AD absolutas estimadas pelo MJM				Variável dependente: AD absolutas estimadas pelo MKS			
Variáveis	Coeficientes	Estatística t	P> t	Variáveis	Coeficientes	Estatística t	P> t
INDHON	0.0183	0.52	0.609	INDHON	0.0270	1	0.324
BFOUR	-0.0020	-0.1	0.925	BFOUR	0.0266	0.5	0.619
AUDTEM	0.0021	0.48	0.632	AUDTEM	-0.0052	-0.91	0.366
ACT	0.0854	1.04	0.305	ACT	OMITIDA		
ABSACT	0.5460	4.83	0	ABSACT	0.3899	2.48	0.018
BETA	0.0306	1.9	0.065	BETA	0.0337	1.46	0.151
ENDV	0.0006	1.51	0.14	ENDV	0.0008	1.42	0.164
M/P	0.0003	0.15	0.884	M/P	0.0024	0.99	0.328
LOGVM	0.0035	0.31	0.757	LOGVM	-0.0247	-1.64	0.109
PERDA	0.0309	1.68	0.101	PERDA	0.0317	1.1	0.277
ROA	0.0013	1.04	0.303	ROA	0.0015	0.82	0.416
ADR	0.0026	0.17	0.866	ADR	0.0176	0.95	0.349
Constante	-0.0944	-0.89	0.377	Constante	0.1387	1.29	0.206
<i>OBS</i>	<i>R²</i>	<i>B. Pagan</i>	<i>Prob F</i>	<i>OBS</i>	<i>R²</i>	<i>B. Pagan</i>	<i>Prob F</i>
52	0.5885	0.6937	0.0001	52	0.4644	ND	0.0038
	<i>R² Adj</i>	<i>Reset</i>	<i>JB</i>		<i>R² Adj</i>	<i>Reset</i>	<i>JB</i>
	0.4619	0.366	0.1323		ND	ND	4.8e-14

Fonte: Resultados da pesquisa

Modelo: $ABSAD_{it} = \alpha + \beta_1 INDHON_{it} + \beta_2 BFOUR_{it} + \beta_3 AUDTEM_{it} + \beta_4 ADR_{it} + \sum_j \beta_j Controlex_{it} + \varepsilon_{it}$

Em que: $ABSAD_{it}$ = Acumulações discricionárias absolutas; $INDHON$ = relação entre os honorários pagos por outros serviços que não de auditoria sobre o total pago à empresa de auditoria. $BFOUR_{it}$ = variável *dummy* que assume valor 1 se a companhia é auditada por Big Four e 0 caso contrário; $AUDTEM_{it}$ = tempo de prestação do serviço de auditoria; ADR = variável *dummy* que assume valor 1 caso a empresa negocie ADR_{it} no mercado americano e 0 caso contrário; $Controlex_{it}$ = representa as variáveis que supostamente impactam o gerenciamento, sendo elas: ACT_{it} = Acumulações totais; $ABSACT_{it}$ = Acumulações totais absolutas; $BETA_{it}$ = Beta de mercado; $ALAV_{it}$ = Índice de endividamento; M/P_{it} = Índice de valor de mercado sobre valor patrimonial; $LOGVM_{it}$ = Logaritmo do valor de mercado; $PERDA_{it}$ = variável *dummy* que assume valor 1 se a empresa divulgou prejuízo no período anterior; e ROA_{it} = Retorno sobre o ativo; $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \sum_j \beta_j$ = parâmetros da regressão.

Além da variável ACT a qual tem como objetivo controlar o efeito do desempenho da firma sobre o gerenciamento de resultados, observou-se que apenas a variável $BETA$ foi significativa para o modelo que explica as acumulações discricionárias calculadas por meio do Modelo de Jones Modificado. Por outro lado, Nardi et al (2008) não identificaram relação significativa entre o gerenciamento de resultados e o custo de capital próprio, ou seja, o resultado encontrado por esses autores não foram comprovados nesta pesquisa. O coeficiente angular positivo da variável $BETA$ indica que o maior gerenciamento de resultados é acompanhado por maior custo de capital próprio, mensurado a partir do risco não diversificável. Este resultado é convergente com as observações de Francis et al (2002). Contudo a variável $ENDV$, que representa o índice de endividamento, não foi significativa para explicar as acumulações discricionárias, sugerindo que o endividamento não influencia a manipulação do resultado por meio de escolhas contábeis.

Entretanto, observou-se que nenhuma variável, exceto $ABSACT$, foi significativa para explicação das acumulações discricionárias calculadas por meio do Modelo KS. A regressão para estimação das acumulações discricionárias por meio deste modelo demonstrou significância da variável $Desp_i * \delta_{2i}$, que acrescenta custo de mercadorias vendidas ou outras despesas do período que são refletidos no saldo final de diversas contas patrimoniais. O R^2 ajustado obtido para esta estimação foi de 0,5675, 102% superior ao observado para a estimação das acumulações discricionárias por meio do Modelo de Jones Modificado, de 0,2808, sugerindo que o acréscimo desta variável pode ter melhorado o ajuste dos dados à regressão.

Assim, os resultados encontrados sugerem que há necessidade de se retirar das acumulações discricionárias o componente não gerenciável relativo às contas de despesas, com reflexo em contas patrimoniais, que não é considerado pelo Modelo de Jones Modificado. A desconsideração da manipulação dos resultados por meio de despesas pode ter induzido a um viés

na estimação do modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson, que sugere significância da variável BETA.

De acordo com os dados, a variável PERDA também não foi significativa, indicando que a divulgação de prejuízo no período anterior não representou incentivos para a manipulação de resultados contábeis.

Apesar da emissão de títulos no mercado americano significar aumento das exigências sobre a governança corporativa, o resultado das regressões também não demonstra relação significativa entre as acumulações discricionárias e a existência de ADR.

Similarmente ao resultado obtido para a regressão que explica as acumulações discricionárias absolutas, o coeficiente angular para a variável INDHON não foi significativo nas estimações para explicar as acumulações positivas e negativas, como se verifica na TAB. 11. Por outro lado, o coeficiente angular da variável BFOUR foi significativo para a regressão que explica as acumulações discricionárias positivas, estimadas por meio do Modelo KS.

Contudo, utilizou-se nesta regressão de variâncias e erros padrões robustos em relação à heterocedasticidade, tendo em vista que o teste *Breusch-Pagan* foi significativo no nível adotado. Conforme explicado no tópico dedicado à metodologia, na presença de heterocedasticidade os estimadores de MQO deixam de ser de variância mínima, embora as propriedades de inexistência de viés e consistência desses estimadores não sejam eliminadas. Assim, tendo em vista que os estimadores da regressão que utiliza como acumulações discricionárias aquelas obtidas por meio da aplicação do Modelo KS não são de variância mínima, e, portanto, não são eficientes e deixam, também, de serem os melhores estimadores lineares não viesados, os parâmetros obtidos por meio do Modelo de Jones Modificado, cuja estimação não apresentou o problema de heterocedasticidade, devem ser considerados. Assim, a significância da variável BFOUR na explicação das acumulações discricionárias positivas deve ser analisada com cautela.

TABELA 11
Resultado das regressões referentes ao Modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson –
Período de 2006 – Acumulações Negativas e Positivas

Variável dependente: AD ⁻ (negativas) estimadas pelo MJM				Variável dependente: AD ⁻ (negativas) estimadas pelo MKS			
Variáveis	Coeficientes	Estatística t	P> t	Variáveis	Coeficientes	Estatística t	P> t
INDHON	-0.0305	-0.24	0.813	INDHON	-0.0186	-0.18	0.857
BFOUR	-0.0280	-0.64	0.538	BFOUR	-0.0099	-0.27	0.791
AUDTEM	-0.0008	-0.1	0.925	AUDTEM	0.0111	2.28	0.036
ACT	0.6529	5.54	0	ACT	0.4169	5.64	0
ABSACT	OMITIDA			ABSACT	OMITIDA		
BETA	-0.0381	-1.04	0.319	BETA	-0.0127	-0.67	0.514
ENDV	-0.0006	-0.72	0.486	ENDV	-0.0013	-2.4	0.028
M/P	0.0055	1.08	0.304	M/P	-0.0026	-0.69	0.497
LOGVM	0.0380	1.88	0.087	LOGVM	0.01823	1.21	0.243
PERDA	-0.0016	-0.06	0.954	PERDA	0.0010	0.05	0.96
ROA	-0.0020	-0.81	0.433	ROA	-0.0023	-1.29	0.215
ADR	-0.0186	-0.6	0.56	ADR	-0.0225	-1.28	0.218
Constante	-0.2760	-1.52	0.157	Constante	-0.0970	-0.67	0.511
<i>OBS</i>	<i>R²</i>	<i>B. Pagan</i>	<i>Prob F</i>	<i>OBS</i>	<i>R²</i>	<i>B. Pagan</i>	<i>Prob F</i>
23	0.8278	0.5647	0.0075	29	0.8631	0.7649	0.0000
	<i>R² Adj</i>	<i>Reset</i>	<i>JB</i>		<i>R² Adj</i>	<i>Reset</i>	<i>JB</i>
	0.6556	0.7109	0.0441		0.7745	0.4379	0.7836
Variável dependente: AD ⁺ (positivas) estimadas pelo MJM				Variável dependente: AD ⁺ (positivas) estimadas pelo MKS			
Variáveis	Coeficientes	Estatística t	P> t	Variáveis	Coeficientes	Estatística t	P> t
INDHON	0.0013	0.04	0.971	INDHON	0.0069	0.23	0.819
BFOUR	-0.0492	-1.71	0.105	BFOUR	-0.0857	-2.43	0.027
AUDTEM	-0.0040	-0.71	0.488	AUDTEM	-0.0242	-1.58	0.133
ACT	0.2778	2.09	0.052	ACT	0.4606	2.37	0.031
ABSACT	OMITIDA			ABSACT	OMITIDA		
BETA	0.0196	0.91	0.378	BETA	OMITIDA		
ENDV	0.0004	0.83	0.419	ENDV	OMITIDA		
M/P	0.0037	1.36	0.191	M/P	0.0030	1.05	0.311
LOGVM	0.0047	0.3	0.771	LOGVM	OMITIDA		
PERDA	0.0309	1.1	0.287	PERDA	OMITIDA		
ROA	-0.0014	-0.85	0.406	ROA	OMITIDA		
ADR	0.0173	0.79	0.441	ADR	0.0586	1.44	0.17
Constante	0.0102	0.07	0.948	Constante	0.1771	3.84	0.001
<i>OBS</i>	<i>R²</i>	<i>B. Pagan</i>	<i>Prob F</i>	<i>OBS</i>	<i>R²</i>	<i>B. Pagan</i>	<i>Prob F</i>
29	0.5701	0.3841	0.0890	23	0.5649	ND	0.0610
	<i>R² Adj</i>	<i>Reset</i>	<i>JB</i>		<i>R² Adj</i>	<i>Reset</i>	<i>JB</i>
	0.292	0.1041	0.4695		ND	ND	0.14

Fonte: Resultados da pesquisa

Modelo: $AD^-_{it} = \alpha + \beta_1 INDHON_{it} + \beta_2 BFOUR_{it} + \beta_3 AUDTEM_{it} + \beta_4 ADR_{it} + \sum_j^n \beta_j Controle_{jit} + \varepsilon_{it}$

$$AD^+_{it} = \alpha + \beta_1 INDHON_{it} + \beta_2 BFOUR_{it} + \beta_3 AUDTEM_{it} + \beta_4 ADR_{it} + \sum_j^n \beta_j Controle_{jit} + \varepsilon_{it}$$

Em que: AD_{it}^- = Acumulações discricionárias negativas; AD_{it}^+ = Acumulações discricionárias positivas; $INDHON$ = Relação entre os honorários pagos por outros serviços que não de auditoria e o total pago à empresa de auditoria; $BFOUR_{it}$ = variável *dummy* que assume valor 1 se a companhia é auditada por Big Four e 0 caso contrário; $AUDTEM_{it}$ = tempo de prestação do serviço de auditoria; ADR = variável *dummy* que assume valor 1 caso a empresa negocie ADR_{it} no mercado americano e 0 caso contrário; $Controle_{it}$ = representa as variáveis que supostamente impactam o gerenciamento, sendo elas: ACT_{it} = Acumulações totais; $ABSACT_{it}$ = Acumulações totais absolutas; $BETA_{it}$ = Beta de mercado; $ALAV_{it}$ = Índice de endividamento; M/P_{it} = Índice de valor de mercado sobre valor patrimonial; $LOGVM_{it}$ = Logaritmo do valor de mercado; $PERDA_{it}$ = variável *dummy* que assume valor 1 se a empresa divulgou prejuízo no período anterior; e ROA_{it} = Retorno sobre o ativo; $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \sum_j^n \beta_j$ = parâmetros da regressão.

Apesar do elevado valor do R^2 das regressões que explicam as acumulações discricionárias negativas, calculadas por meio do Modelo de Jones Modificado e KS, e do baixo número de coeficientes angulares significativos, os testes aplicados não identificaram a presença da multicolinearidade. A matriz de correlação não demonstra forte associação linear entre as variáveis, conforme TAB. 9, e o valor do VIF, calculado através do STATA, foi inferior a 10 para todas as variáveis, como verifica-se nos APÊNDICES B.2 e C.2.

Diante do indício de multicolinearidade (alto R^2 e poucas razão t significativas), estimou-se outra regressão, que considera como variáveis explicativas aquelas ligadas ao problema de pesquisa ($INDHON$, $BFOUR$, $AUDTEM$ e ADR) e aquelas que apresentaram coeficiente angular significativo na primeira estimação. Os resultados não foram alterados, conforme saídas do sistema STATA, apresentadas nos APÊNDICES B.2 e C.2.

Observou-se que o coeficiente angular da variável $AUDTEM$ foi significativo para a regressão estimada para explicar as acumulações discricionárias negativas, calculadas por meio do Modelo KS. O R^2 ajustado para essa regressão é superior àquele calculado para a regressão que considera como variável explicada acumulações discricionárias menores que zero, estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado. Além disso, como explicado anteriormente, o Modelo de Jones Modificado não considera a manipulação dos resultados por meio de despesas, que impacta diversas contas patrimoniais. Tendo isto em vista, parece ser razoável considerar a existência de relação entre o gerenciamento de resultados e essa variável, no exercício de 2006.

Uma vez que o coeficiente angular da variável $AUDTEM$ é positivo, a relação entre o gerenciamento de resultados e a extensão do compromisso de prestação de serviço de auditoria é inversa e linear, uma vez que, à medida que o tempo do compromisso de prestação de serviço de auditoria aumenta, as acumulações discricionárias negativas aumentam, ou seja, o valor absoluto diminui porque se aproximam de zero, indicando que quanto maior a extensão desse compromisso, menor a propensão para o gerenciamento de resultados. Este resultado sugere que

à medida que auditor adquire conhecimento sobre o cliente, no decorrer do tempo, a restrição a essa prática, quando é executada para reduzir o resultado, torna-se mais forte.

As variáveis PERDA e BETA não foram significativas, indicando a inexistência de relação entre as acumulações maiores e menores que zero e o custo de capital próprio bem como a divulgação de prejuízos contábeis no período anterior. Contudo, os resultados sugerem a existência de relação negativa entre o índice de endividamento e as acumulações discricionárias negativas calculadas por meio do Modelo KS, sugerindo que empresas mais endividadas tendem a gerenciar seus resultados, buscando reduzi-lo. Entretanto, este resultado não é coerente com a literatura sobre o tema, uma vez que empresas mais alavancadas, por serem mais arriscadas, possuem, por hipótese, mais incentivos para manipular seus resultados visando aumentá-los. Considerando que, de modo geral, risco e retorno apresentam uma correlação positiva entre si, melhores resultados contábeis podem levar à valorização da companhia junto ao mercado, oferecendo, conseqüentemente, maiores retornos.

O coeficiente da variável de controle do desempenho LOGVM, que representa o logaritmo do valor de mercado, foi significativo e positivo na regressão para explicar as acumulações discricionárias negativas, estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado. Isso significa que quanto maior o valor de mercado, mais próximas a zero serão as acumulações discricionárias. Assim, a manipulação de resultados contábeis, visando a sua redução, é mais forte à medida que o valor de mercado da companhia diminui.

TABELA 12
Matriz de correlação das variáveis explicativas do Modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson – Período de 2007

	<i>INDCONS</i>	<i>BFOUR</i>	<i>AUDTEM</i>	<i>ACT</i>	<i>BETA</i>	<i>ENDV</i>	<i>M/P</i>	<i>PERDA</i>	<i>ROA</i>	<i>ADR</i>	<i>LOGVM</i>
INDHON	1.00										
BFOUR	-0.07	1.00									
TEMAUD	-0.17	0.14	1.00								
ACT	-0.18	0.30	0.12	1.00							
BETA	0.03	0.17	-0.02	0.12	1.00						
ENDV	0.05	-0.03	-0.11	-0.12	-0.02	1.00					
M/P	-0.13	0.02	0.30	0.04	0.07	0.46	1.00				
PERDA	0.00	-0.35	0.08	-0.22	-0.11	0.27	0.20	1.00			
ROA	-0.04	0.07	0.07	0.02	-0.04	-0.38	-0.17	-0.36	1.00		
ADR	0.27	-0.19	-0.54	-0.10	-0.25	0.05	-0.26	-0.07	-0.27	1.00	
LOGVM	0.18	0.04	-0.50	-0.25	0.13	-0.02	-0.16	-0.17	0.22	0.40	1.00

Fonte: Resultados da Pesquisa

Repetiu-se a análise da correlação das variáveis que compõem a adaptação do modelo de Frankel, Johnson e Nelson para o período de 2007, conforme TAB.12. A partir desta análise, também não foi possível identificar forte associação linear entre os pares de variáveis do modelo, pois todos os coeficientes de correlação foram inferiores a 0,8 e superiores a -0,8.

O fator de inflação da variância (VIF) não demonstrou, também, a ocorrência do problema da multicolinearidade, conforme verifica-se nos APÊNDICES B.4, B.5, B.6, C.4, C.5 e C.6. O valor observado para esse fator é inferior a 10 para todas as variáveis.

A TAB. 13 demonstra que o teste *t-student* indicou a não significância das variáveis INDHON, BFOUR e AUDTEM nas regressões estimadas para explicar as acumulações discricionárias absolutas referentes a 2007. Similarmente aos resultados obtidos para o período de 2006, a análise dos dados demonstra a inexistência de relação entre o gerenciamento de resultados e a prestação de outros serviços concomitantemente a serviços de auditoria, bem como a extensão de tempo da prestação dos serviços e a expertise, porte e reputação da empresa de auditoria.

TABELA 13
Resultado das regressões referentes ao Modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson (2002) – Período de 2007

Variável dependente: AD absolutas estimadas pelo MJM				Variável dependente: AD absolutas estimadas pelo MKS			
Variáveis	Coefficientes	Estatística t	P> t	Variáveis	Coefficientes	Estatística t	P> t
INDHON	-0.0924	-0.9	0.373	INDHON	-0.0658	-1.53	0.135
BFOUR	-0.001	-0.04	0.969	BFOUR	-0.0119	-0.45	0.658
AUDTEM	-0.0008	-0.14	0.892	AUDTEM	-0.0044	-0.86	0.396
ACT	OMITIDA			ACT	0.1834	1.69	0.099
ABSACT	0.3053	2.81	0.008	ABSACT	0.3827	2.54	0.015
BETA	0.0295	1.61	0.115	BETA	-0.0099	-0.5	0.622
ENDV	-0.0003	-0.56	0.579	ENDV	-0.0001	-0.12	0.903
M/P	0.0008	0.36	0.721	M/P	-0.0006	-0.27	0.785
LOGVM	-0.0127	-1.03	0.308	LOGVM	0.0033	0.28	0.782
PERDA	0.0170	0.76	0.449	PERDA	-0.0107	-0.49	0.624
ROA	0.0005	0.37	0.71	ROA	-0.0019	-1.44	0.159
ADR	0.0116	0.65	0.522	ADR	-0.0150	-0.86	0.394
Constante	0.1386	1.15	0.257	Constante	0.0485	0.43	0.673
OBS	R ²	B. Pagan	Prob F	OBS	R ²	B. Pagan	Prob F
52	0.2693	0.0102	0.2391	52	0.4198	ND	0.220
	R ² Adj	Reset	JB		R ² Adj	Reset	JB
	0.0683	0.1205	0.9176		ND	ND	0.3993

Fonte: Resultados da pesquisa

Modelo: $ABSAD_{it} = \alpha + \beta_1 INDHON_{it} + \beta_2 BFOUR_{it} + \beta_3 AUDTEM_{it} + \beta_4 ADR_{it} + \sum_j \beta_j Controle_{jit} + \varepsilon_{it}$

Em que: $ABSAD_{it}$ = Acumulações discricionárias absolutas; $INDHON$ = relação entre os honorários pagos por outros serviços que não de auditoria sobre o total pago à empresa de auditoria. $BFOUR_{it}$ = variável *dummy* que assume valor 1 se a companhia é auditada por Big Four e 0 caso contrário; $AUDTEM_{it}$ = tempo de prestação do serviço de auditoria; ADR = variável *dummy* que assume valor 1 caso a empresa negocie ADR_{it} no mercado americano e 0 caso contrário; $Controle_{it}$ = representa as variáveis que supostamente impactam o gerenciamento, sendo elas: ACT_{it} = Acumulações totais; $ABSACT_{it}$ = Acumulações totais absolutas; $BETA_{it}$ = Beta de mercado; $ALAV_{it}$ = Índice de endividamento; M/P_{it} = Índice de valor de mercado sobre valor patrimonial; $LOGVM_{it}$ = Logaritmo do valor de mercado; $PERDA_{it}$ = variável *dummy* que assume valor 1 se a empresa divulgou prejuízo no período anterior; e ROA_{it} = Retorno sobre o ativo; $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \sum_j^n \beta_j$ = parâmetros da regressão.

Verificou-se, novamente, a necessidade de se utilizar variâncias e erros padrão robustos em relação à heterocedasticidade para a regressão que considera como variável explicada as acumulações absolutas calculadas por meio do Modelo KS.

As regressões para estimação das acumulações discricionárias, tanto por meio do Modelo KS quanto Modelo de Jones Modificado, indicaram que houve formação de acumulações por meio do ativo permanente e receitas. O Modelo KS também demonstrou significância da variável relacionada às despesas na explicação das acumulações, o que resultou em uma melhora de 24% no R^2 ajustado. Apesar disso, de acordo com os resultados das análises estatísticas, as manipulações contábeis não ocorreram em função do endividamento e do custo de capital próprio nem tampouco em função da divulgação de prejuízos contábeis no período anterior. Assim, esses fatores não favorecem o gerenciamento de resultados, quando se utiliza como *proxy* para essa prática as acumulações discricionárias estimadas por meio dos modelos de Jones Modificado e KS, por MQO. A adoção de boas práticas de governança corporativa, requeridas pela Lei *Sabanes-Oxley*, também não parece estar relacionada à manipulação por meio de escolhas contábeis.

A estimação do modelo de Frankel, Johnson e Nelson utilizando as acumulações estimadas por meio de ambos os modelos demonstraram que nenhuma variável, exceto variáveis de controle de desempenho, são significativas para explicar as acumulações discricionárias. O baixo valor do R^2 ajustado, que indica o quanto da variância da variável dependente é explicada pela variância das variáveis explicativas, demonstrou pouco ajuste de todas as estimações aos dados. Isso sugere que as variáveis utilizadas para explicar as acumulações discricionárias, com base na literatura analisada, não foram suficientes, sendo necessária a análise dos fatores que podem ter influenciado o gerenciamento de resultados nesse período. O período de 2007 foi marcado pelas alterações na Lei Societária brasileira, visando ao alinhamento às normas internacionais, o que pode ter influenciado o gerenciamento de resultados.

A regressão que tem como variável explicada as acumulações discricionárias negativas estimadas por meio do modelo de Jones Modificado, apresentou um elevado R^2 ajustado e um reduzido número de estatísticas t significativas, como demonstrado na TAB. 14. Apesar disso, os testes para detecção da multicolinearidade não apontaram existência do problema. A TAB. 12 demonstrou a inexistência de forte associação linear entre os pares de variáveis e o VIF, apresentado no APÊNDICE B.5, é inferior a 10 para todas as variáveis. Assim, para confirmar os resultados observados, estimou-se uma regressão que considera como variáveis explicativas aquelas ligadas aos objetivos de pesquisas INDHON, BFOUR, AUDTEM e ADR e as variáveis controle que foram significativas na primeira estimação. A partir desta análise, os resultados não se alteraram significativamente, como apresentado no APÊNDICE B.5.

O resultado obtido para as regressões que explicaram as acumulações discricionárias negativas, referentes a 2007, apresentado na TAB. 14, não apontam significância das variáveis, exceto a variável relacionada ao desempenho (ACT e LOGVM). O teste t da regressão estimada para explicar as acumulações discricionárias negativas calculadas por meio do Modelo KS não demonstrou significância apenas da variável AUDTEM e ainda um R^2 ajustado negativo, de -0,1846, conforme pode ser verificado na saída do sistema STATA descrita no APÊNDICE C.5.

A TAB. 14 demonstra que a regressão que explica as acumulações discricionárias negativas estimadas por meio do modelo KS e considera como variáveis explicativas apenas aquelas relacionadas ao problema de pesquisa (INDHON, BFOUR, AUDTEM e ADR), apontou uma melhora no R^2 ajustado, de -0,1846 para 0,0625 e ainda significância da variável AUDTEM.

Assim, a segregação das acumulações discricionárias positivas e negativas não implicou em melhora dos resultados estatísticos, nem tampouco modificaram a conclusão para o período observado, de que os fatores que influenciam o gerenciamento de resultados, segundo a literatura analisada, não favoreceram nem atenuaram a manipulação de resultados contábeis, exceto para o gerenciamento que tem como objetivo a redução dos resultados. Neste caso, observou-se uma pequena relação inversa entre as acumulações discricionárias negativas estimadas por meio do Modelo KS e a extensão de tempo da prestação de serviços de auditoria. Isto indica que ao longo do tempo da prestação de serviços de auditoria, há diminuição da propensão para questionamento pelo auditor das escolhas contábeis da administração que visam à redução dos resultados.

TABELA 14
Resultado das regressões referentes ao Modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson –
Período de 2007 – Acumulações discricionárias negativas e positivas

Acumulações Discricionárias Negativas							
Variável dependente: AD ⁻ (negativas) estimadas pelo MJM				Variável dependente: AD ⁻ (negativas) estimadas pelo MKS			
Variáveis	Coefficientes	Estatística t	P> t	Variáveis	Coefficientes	Estatística t	P> t
INDHON	0.1549	1.02	0.331	INDHON	0.0255	0.15	0.883
BFOUR	-0.0193	-0.68	0.509	BFOUR	0.0163	0.73	0.476
AUDTEM	0.0103	1.03	0.323	AUDTEM	0.0107	1.96	0.063
ACT	0.5824	3.78	0.003	ACT	OMITIDA		
ABSACT	OMITIDA			ABSACT	OMITIDA		
BETA	-0.0005	-0.02	0.984	BETA	OMITIDA		
ENDV	0.0004	0.6	0.562	ENDV	OMITIDA		
M/P	0.0046	1.62	0.133	M/P	OMITIDA		
LOGVM	0.0375	1.94	0.078	LOGVM	OMITIDA		
PERDA	-0.0144	-0.53	0.609	PERDA	OMITIDA		
ROA	0.0010	0.5	0.629	ROA	OMITIDA		
ADR	-0.00434	-0.19	0.852	ADR	0.0264	1.6	0.125
Constante	-0.42477	-2.22	0.049	Constante	-0.1001	-3.52	0.002
<i>OBS</i>	<i>R²</i>	<i>B. Pagan</i>	<i>Prob F</i>	<i>OBS</i>	<i>R²</i>	<i>B. Pagan</i>	<i>Prob F</i>
23	0.7103	0.6673	0.0762	26	0.2125	0.81	0.7642
	<i>R² Adj</i>	<i>Reset</i>	<i>JB</i>		<i>R² Adj</i>	<i>Reset</i>	<i>JB</i>
	0.4205	0.079	0.7594		0.0625	0.3396	0.5003

Variável dependente: AD ⁺ (positivas) estimadas pelo MJM				Variável dependente: AD ⁺ (positivas) estimadas pelo MKS			
Variáveis	Coefficientes	Estatística t	P> t	Variáveis	Coefficientes	Estatística t	P> t
INDHON	-0.0121	-0.09	0.932	INDHON	-0.0371	-0.22	0.826
BFOUR	-0.0182	-0.39	0.7	BFOUR	-0.0756	-1.16	0.267
AUDTEM	-0.0003	-0.05	0.964	AUDTEM	0.0114	0.88	0.394
ACT	0.2846	2.79	0.01	ACT	0.4546	3.11	0.008
ABSACT	OMITIDA			ABSACT	OMITIDA		
BETA	OMITIDA			BETA	-0.0231	-0.52	0.614
ENDV	OMITIDA			ENDV	0.0000	0.01	0.99
M/P	OMITIDA			M/P	-0.0027	-0.4	0.694
LOGVM	OMITIDA			LOGVM	0.0130	0.54	0.6
PERDA	OMITIDA			PERDA	0.0140	0.32	0.756
ROA	OMITIDA			ROA	-0.0033	-1.28	0.221
ADR	-0.0179	-0.86	0.398	ADR	0.0109	0.28	0.781
Constante	0.0719	1.37	0.183	Constante	0.0014	0	0.996
<i>OBS</i>	<i>R²</i>	<i>B. Pagan</i>	<i>Prob F</i>	<i>OBS</i>	<i>R²</i>	<i>B. Pagan</i>	<i>Prob F</i>
29	0.2944	0.0202	0.1798	26	0.5574	0.7196	0.2008
	<i>R² Adj</i>	<i>Reset</i>	<i>JB</i>		<i>R² Adj</i>	<i>Reset</i>	<i>JB</i>
	0.141	0.1176	0.8413		0.2097	0.0005	0.0106

Fonte: Resultados da pesquisa

Modelo:
$$AD^-_{it} = \alpha + \beta_1 INDHON_{it} + \beta_2 BFOUR_{it} + \beta_3 AUDTEM_{it} + \beta_4 ADR_{it} + \sum_j \beta_j Controle_{jt} + \varepsilon_{it}$$

$$AD^+_{it} = \alpha + \beta_1 INDHON_{it} + \beta_2 BFOUR_{it} + \beta_3 AUDTEM_{it} + \beta_4 ADR_{it} + \sum_j \beta_j Controle_{jt} + \varepsilon_{it}$$

Em que: AD_{it}^- = Acumulações discricionárias negativas; AD_{it}^+ = Acumulações discricionárias positivas; $INDHON$ = Relação entre os honorários pagos por outros serviços que não de auditoria e o total pago à empresa de auditoria; $BFOUR_{it}$ = variável *dummy* que assume valor 1 se a companhia é auditada por Big Four e 0 caso contrário; $AUDTEM_{it}$ = tempo de prestação do serviço de auditoria; ADR = variável *dummy* que assume valor 1 caso a empresa negocie ADR_{it} no mercado americano e 0 caso contrário; $Controle_{it}$ = representa as variáveis que supostamente impactam o gerenciamento, sendo elas: ACT_{it} = Acumulações totais; $ABSACT_{it}$ = Acumulações totais absolutas; $BETA_{it}$ = Beta de mercado; $ALAV_{it}$ = Índice de endividamento; M/P_{it} = Índice de valor de mercado sobre valor patrimonial; $LOGVM_{it}$ = Logaritmo do valor de mercado; $PERDA_{it}$ = variável *dummy* que assume valor 1 se a empresa divulgou prejuízo no período anterior; e ROA_{it} = Retorno sobre o ativo; $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \sum_j^n \beta_j$ = parâmetros da regressão.

A matriz de correlação elaborada para as variáveis da adaptação do modelo de Frankel, Johnson e Nelson, referente ao período de 2008, demonstrou inexistência de forte correlação entre os pares de variáveis explicativas, uma vez que todos os coeficientes foram inferiores a 0,8 e superiores a -0,8, conforme TAB.15. O cálculo do VIF corroborou essa observação, uma vez que seu valor não foi superior a 10 para nenhuma das variáveis, como pode ser verificado nos APÊNDICES B.7, B.8, B.9 e C.7, C.8 e C.9. Contudo, como apresentado na TAB.16, observou-se um elevado valor do R^2 e poucas estatísticas t significativas. Estimou-se, então, regressões contendo apenas as variáveis explicativas ligadas aos objetivos de pesquisa, desconsiderando as variáveis controle, apresentadas nos APÊNDICES B.7 e C.7, mas não houve alterações significativas nos resultados.

TABELA 15
Matriz de correlação das variáveis explicativas do Modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson – Período de 2008

	<i>INDCONS</i>	<i>BFOUR</i>	<i>AUDTEM</i>	<i>ACT</i>	<i>BETA</i>	<i>ENDV</i>	<i>M/P</i>	<i>PERDA</i>	<i>ROA</i>	<i>ADR</i>	<i>LOGVM</i>
INDHON	1,00										
BFOUR	-0,03	1,00									
AUDTEM	0,15	0,14	1,00								
ACT	0,04	0,13	-0,14	1,00							
BETA	0,00	0,13	-0,14	0,43	1,00						
ENDV	-0,07	-0,04	-0,22	-0,20	0,05	1,00					
M/P	-0,06	0,05	-0,16	-0,15	-0,12	0,41	1,00				
PERDA	-0,14	0,08	-0,31	-0,02	0,11	0,34	0,57	1,00			
ROA	0,04	-0,02	0,11	0,30	-0,14	-0,48	0,03	-0,22	1,00		
ADR	0,00	-0,09	-0,34	-0,18	-0,20	0,09	0,15	-0,06	-0,31	1,00	
LOGVM	-0,19	-0,30	-0,11	-0,26	-0,29	0,08	0,14	-0,15	0,09	0,53	1,00

Fonte: Resultados da pesquisa

TABELA 16
Resultado das regressões referentes ao Modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson –
Período de 2008 – Acumulações Absolutas

Variável dependente: AD absolutas estimadas pelo MJM				Variável dependente: AD absolutas estimadas pelo MKS			
Variáveis	Coefficientes	Estatística t	P> t	Variáveis	Coefficientes	Estatística t	P> t
INDHON	-0.0234	-0.36	0.721	INDHON	-0.04009	-0.63	0.536
BFOUR	-0.0260	-0.97	0.336	BFOUR	0.056246	2.12	0.04
AUDTEM	-0.0053	-0.91	0.366	AUDTEM	-0.00253	-0.43	0.672
ACT	OMITIDA			ACT	-0.07147	-1.09	0.282
ABSACT	0.5505	5.99	0	ABSACT	0.763508	5.58	0
BETA	0.0215	0.92	0.363	BETA	0.039896	1.61	0.116
ENDV	-0.0003	-0.49	0.625	ENDV	0.000901	1.36	0.182
M/P	0.0024	1.14	0.263	M/P	0.001402	0.66	0.514
LOGVM	0.0273	2.45	0.019	LOGVM	-0.05362	-1.31	0.199
PERDA	-0.0038	-0.09	0.928	PERDA	0.001063	0.87	0.388
ROA	-0.0000	-0.01	0.995	ROA	0.042791	1.93	0.061
ADR	-0.0070	-0.31	0.757	ADR	-0.02903	-2.57	0.014
Constante	-0.1870	-1.65	0.107	Constante	0.134	1.17	0.251
<i>OBS</i>	<i>R</i> ²	<i>B. Pagan</i>	<i>Prob F</i>	<i>OBS</i>	<i>R</i> ²	<i>B. Pagan</i>	<i>Prob F</i>
52	0.6414	0.615	0.0000	52	0.644	0.1851	0.0000
	<i>R</i> ² <i>Adj</i>	<i>Reset</i>	<i>JB</i>		<i>R</i> ² <i>Adj</i>	<i>Reset</i>	<i>JB</i>
	0.5427	0.3919	0.9572		0.5345	0.0001	0.8422

Fonte: Resultados da pesquisa

Modelo: $ABSAD_{it} = \alpha + \beta_1 INDHON_{it} + \beta_2 BFOUR_{it} + \beta_3 AUDTEM_{it} + \beta_4 ADR_{it} + \sum_j \beta_j Controle_{itj} + \varepsilon_{it}$

Em que: $ABSAD_{it}$ = Acumulações discricionárias absolutas; $INDHON$ = relação entre os honorários pagos por outros serviços que não de auditoria sobre o total pago à empresa de auditoria. $BFOUR_{it}$ = variável *dummy* que assume valor 1 se a companhia é auditada por Big Four e 0 caso contrário; $AUDTEM_{it}$ = tempo de prestação do serviço de auditoria; ADR = variável *dummy* que assume valor 1 caso a empresa negocie ADR_{it} no mercado americano e 0 caso contrário; $Controle_{it}$ = representa as variáveis que supostamente impactam o gerenciamento, sendo elas: ACT_{it} = Acumulações totais; $ABSACT_{it}$ = Acumulações totais absolutas; $BETA_{it}$ = Beta de mercado; $ALAV_{it}$ = Índice de endividamento; M/P_{it} = Índice de valor de mercado sobre valor patrimonial; $LOGVM_{it}$ = Logaritmo do valor de mercado; $PERDA_{it}$ = variável *dummy* que assume valor 1 se a empresa divulgou prejuízo no período anterior; e ROA_{it} = Retorno sobre o ativo; $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \sum_j \beta_j$ = parâmetros da regressão.

Também se observou no período de 2008 que a variável $INDHON$ não explica significativamente as acumulações discricionárias absolutas estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado e Modelo KS. A variável que relaciona a expertise, porte, reputação e extensão de tempo da prestação de serviços de auditoria foi significativa para explicar o gerenciamento de resultados apenas quando as acumulações discricionárias absolutas estimadas pelo modelo KS foram consideradas como *proxy* para essa prática. Nesse caso, observou-se uma relação positiva entre essas variáveis, sugerindo que a expertise, porte e reputação das empresas de auditoria favorecem o gerenciamento, em vez de inibi-lo. Tal resultado não contraria os estudos sobre o tema.

As variáveis relacionadas ao custo de capital também não foram significativas, em nenhuma das regressões, contrariando o resultado de Francis et al (2002), que observou relevância desse fator para explicar o gerenciamento de resultados contábeis. O coeficiente angular vinculado à variável ENDV, que representa o índice de endividamento dado pela razão entre o exigível e os ativos totais, não foi significativo para explicar as acumulações discricionárias absolutas, em ambos os modelos, sugerindo que a alavancagem da empresa e o risco associado não induzem à manipulação dos resultados por meio de escolhas contábeis em empresas brasileiras. Esse resultado pode ser devido às particularidades do mercado brasileiro, como o estágio de desenvolvimento dos investimentos e os aspectos tributários.

Observou-se, contudo, que a variável LOGVM, que controla o fator desempenho relacionado ao valor de mercado da empresa e conseqüentemente ao retorno esperado, foi significativo para a regressão que considera como variável dependente as acumulações discricionárias absolutas estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado. O coeficiente angular positivo indica uma relação direta, sugerindo que companhias com maior valor de mercado tendem a gerenciar mais resultados contábeis, não sendo possível, neste caso, distinguir o gerenciamento para reduzi-lo daquele para aumentá-lo.

A variável LOGVM controla o efeito do desempenho da companhia sobre o gerenciamento de resultados, sendo esse desempenho medido pelo valor de mercado da companhia. Empresas com maior valor de mercado poderiam ter maior incentivo para gerenciar os seus resultados visando, com isso, adquirir a posição desejada perante os investidores. Este resultado difere daquele encontrado quando se buscou explicar as acumulações discricionárias negativas, no período de 2006. Neste período, houve indícios de formação de acumulações discricionárias negativas quando o valor da firma decresce.

Outro fator que não parece ter implicado na prática de gerenciamento de resultados no período de 2008 diz respeito à divulgação de prejuízos contábeis no período anterior. Os resultados sugerem que a ocorrência de perda no mesmo trimestre do período anterior não representa incentivo para o gerenciamento de resultados contábeis.

O teste *t* demonstrou a significância da variável ADR quando se utiliza como *proxy* para o gerenciamento de resultados as acumulações discricionárias absolutas estimadas por meio do modelo KS. A relação entre essas variáveis foi negativa, indicando que a adesão às práticas de governança requeridas por aquela Lei restringem a prática de gerenciamento de resultados.

Contudo, esse resultado não foi confirmado pela utilização das acumulações discricionárias estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado como variável dependente.

Tendo em vista o elevado valor do R^2 ajustado e as poucas estatísticas t significativas nas estimações para o período de 2008, que explicam as acumulações discricionárias negativas calculadas por meio do Modelo KS e as acumulações discricionárias positivas calculadas por meio do Modelo KS e Jones Modificado, estimou-se uma regressão considerando como variáveis explicativas aquelas ligadas ao problema de pesquisa e as variáveis de controle significativas. Os resultados não são significativamente diversos daqueles apresentados na TAB. 17, conforme pode ser observado nos APÊNDICES C.8, B.9 e C.9, exceto pela não significância da variável ADR para explicar as acumulações discricionárias estimadas por meio do modelo KS.

Conforme apresentado na TAB. 17, a segregação entre as acumulações discricionárias negativas e positivas, ou seja, acumulações que reduzem e aumentam os resultados, respectivamente, demonstrou que a expertise, porte e reputação da auditoria influenciam o gerenciamento de resultados, quando o objetivo é reduzi-lo.

O sinal positivo do coeficiente angular da variável BFOUR indica relação direta entre as acumulações discricionárias negativas, calculadas por meio do Modelo de Jones Modificado, e a variável *dummy* que assume valor 1 quando a empresa é auditada por uma *Big Four*. Desta forma, quanto maiores as acumulações discricionárias com sinal negativo, maior o efeito causado pela expertise, porte e reputação da auditoria. Devido ao sinal negativo das acumulações discricionárias, quanto menores essas acumulações, maior o gerenciamento de resultados, pois medidos em termos absolutos, a relação seria inversa. Assim, essa variável parece desfavorecer a prática de gerenciamento de resultados, como preceitua a literatura analisada.

Esta observação é válida para as acumulações discricionárias estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado, ou seja, quando não se considera o efeito não discricionário sobre as acumulações totais das contas patrimoniais e de resultado relacionadas ao custo de mercadoria ou produtos vendidos e demais despesas operacionais. Ressalta-se que a inclusão dessa variável aumentou o R^2 ajustado, quando se compara o Modelo KS ao Modelo de Jones Modificado.

TABELA 17
Resultado das regressões referentes ao Modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson –
Período de 2008 – Acumulações Negativas e Positivas

Variável dependente: AD ⁻ (negativas) estimadas pelo MJM				Variável dependente: AD ⁻ (negativas) estimadas pelo MKS			
Variáveis	Coeficientes	Estatística t	P> t	Variáveis	Coeficientes	Estatística t	P> t
INDHON	0.0038	0.06	0.954	INDHON	0.0683	0.97	0.346
BFOUR	0.0617	1.76	0.092	BFOUR	0.0064	0.16	0.875
AUDTEM	-0.0036	-0.65	0.522	AUDTEM	-0.0034	-0.52	0.612
ACT	0.4855	5.41	0	ACT	0.4930	4.32	0.001
ABSACT	OMITIDA			ABSACT	OMITIDA		
BETA	0.0892	2.83	0.01	BETA	-0.0607	-1.7	0.108
ENDV	OMITIDA			ENDV	-0.0006	-0.73	0.479
M/P	OMITIDA			M/P	-0.0059	-0.93	0.364
LOGVM	OMITIDA			LOGVM	0.0304	1.88	0.078
PERDA	OMITIDA			PERDA	OMITIDA		
ROA	OMITIDA			ROA	-0.0005	-0.18	0.858
ADR	0.01453	0.76	0.454	ADR	-0.0401	-1.12	0.281
Constante	-0.1445	-2.9	0.008	Constante	-0.2146	-1.43	0.171
<i>OBS</i>	<i>R²</i>	<i>B. Pagan</i>	<i>Prob F</i>	<i>OBS</i>	<i>R²</i>	<i>B. Pagan</i>	<i>Prob F</i>
29	0.7087	0.1492	0.0017	27	0.8218	0.0643	0.0003
	<i>R² Adj</i>	<i>Reset</i>	<i>JB</i>		<i>R² Adj</i>	<i>Reset</i>	<i>JB</i>
	0.6292	0.1285	0.6581		0.7104	0.0617	0.154
Variável dependente: AD ⁺ (positivas) estimadas pelo MJM				Variável dependente: AD ⁺ (positivas) estimadas pelo MKS			
Variáveis	Coeficientes	Estatística t	P> t	Variáveis	Coeficientes	Estatística t	P> t
INDHON	0.1139	0.98	0.347	INDHON	-0.0707	-0.49	0.63
BFOUR	-0.0253	-0.58	0.576	BFOUR	0.0117	0.21	0.838
AUDTEM	-0.0072	-0.6	0.558	AUDTEM	0.0049	0.22	0.829
ACT	0.6928	4.78	0.001	ACT	0.3421	1.88	0.082
ABSACT	OMITIDA			ABSACT	OMITIDA		
BETA	0.0112	0.26	0.801	BETA	-0.015	-0.31	0.76
ENDV	0.0005	0.38	0.709	ENDV	0.0011	0.75	0.466
M/P	0.0021	0.13	0.902	M/P	0.0018	0.45	0.662
LOGVM	0.0645	2.36	0.038	LOGVM	-0.0088	-0.11	0.912
PERDA	0.0024	0.02	0.982	PERDA	0.0015	0.75	0.466
ROA	-0.0013	-0.79	0.444	ROA	0.0574	1.54	0.148
ADR	-0.0244	-0.63	0.542	ADR	-0.0129	-0.29	0.778
Constante	-0.5615	-2.01	0.07	Constante	0.0736	0.15	0.88
<i>OBS</i>	<i>R²</i>	<i>B. Pagan</i>	<i>Prob F</i>	<i>OBS</i>	<i>R²</i>	<i>B. Pagan</i>	<i>Prob F</i>
23	0.8398	0.6064	0.0053	25	0.5655	0.7175	0.0012
	<i>R² Adj</i>	<i>Reset</i>	<i>JB</i>		<i>R² Adj</i>	<i>Reset</i>	<i>JB</i>
	0.6796	0.2059	0.5072		0.1978	0.0288	0.5541

Fonte: Resultados da pesquisa

Modelo: $AD^-_{it} = \alpha + \beta_1 INDHON_{it} + \beta_2 BFOUR_{it} + \beta_3 AUDTEM_{it} + \beta_4 ADR_{it} + \sum_j^n \beta_j Controle_{jt} + \varepsilon_{it}$

$$AD^+_{it} = \alpha + \beta_1 INDHON_{it} + \beta_2 BFOUR_{it} + \beta_3 AUDTEM_{it} + \beta_4 ADR_{it} + \sum_j^n \beta_j Controle_{jt} + \varepsilon_{it}$$

Em que: AD_{it}^- = Acumulações discricionárias negativas; AD_{it}^+ = Acumulações discricionárias positivas; $INDHON$ = Relação entre os honorários pagos por outros serviços que não de auditoria e o total pago à empresa de auditoria; $BFOUR_{it}$ = variável *dummy* que assume valor 1 se a companhia é auditada por Big Four e 0 caso contrário; $AUDTEM_{it}$ = tempo de prestação do serviço de auditoria; ADR = variável *dummy* que assume valor 1 caso a empresa negocie ADR_{it} no mercado americano e 0 caso contrário; $Controle_{it}$ = representa as variáveis que supostamente impactam o gerenciamento, sendo elas: ACT_{it} = Acumulações totais; $ABSACT_{it}$ = Acumulações totais absolutas; $BETA_{it}$ = Beta de mercado; $ALAV_{it}$ = Índice de endividamento; M/P_{it} = Índice de valor de mercado sobre valor patrimonial; $LOGVM_{it}$ = Logaritmo do valor de mercado; $PERDA_{it}$ = variável *dummy* que assume valor 1 se a empresa divulgou prejuízo no período anterior; e ROA_{it} = Retorno sobre o ativo; $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \sum_j^n \beta_j$ = parâmetros da regressão.

As empresas que compõem o grupo *Big Four* são reconhecidas no mercado internacional pela qualidade da prestação de seus serviços, o que sugere uma maior confiança dos usuários das demonstrações contábeis em pareceres de auditoria emitidos por uma dessas empresas. Assim, a manutenção desse reconhecimento, traduzido na reputação dessas empresas perante o mercado, seria mais vantajosa do que qualquer outro benefício econômico obtido junto ao cliente. Além disso, devido à diversificada carteira de clientes dessas empresas, o descontentamento de algum deles com a emissão da opinião do auditor não traria malefícios econômicos significativos, como poderia ocorrer com empresas de auditorias de menor porte.

Contudo, tendo em vista a não significância das variáveis $INDHON$ e $AUDTEM$, a prestação concomitante de outros serviços pelo auditor independente e a extensão de tempo da prestação de serviços de auditoria parecem não impactar essa prática, no período de 2008, mesmo quando analisados os efeitos sobre os resultados positivos e negativos, separadamente. Assim, os resultados não sugerem o atrelamento econômico do auditor aos seus clientes mediante a prestação concomitante de outros serviços, nem tampouco ao longo do tempo da prestação do serviço de auditoria.

Novamente, não se observou significância do índice de endividamento sobre a prática de gerenciamento de resultados. Assim, o risco associado à alavancagem não parece incentivar a manipulação dos resultados tanto para reduzi-lo quanto para aumentá-lo. Contudo, o custo de capital próprio, mensurado a partir do risco de mercado ou não diversificável, foi significativamente positivo para explicar as acumulações discricionárias negativas calculadas por meio do Modelo de Jones Modificado. Isso quer dizer que as acumulações discricionárias negativas se aproximam de zero à medida que o custo de capital próprio aumenta. Ou seja, as companhias com maior custo de capital próprio tendem a gerenciar menos seus resultados contábeis, quando o objetivo é reduzi-lo.

A regressão que utiliza como variável dependente as acumulações discricionárias negativas calculadas por meio do Modelo KS não demonstrou significância da variável BETA, mas indicou que empresas de maior valor de mercado tendem a gerenciar menos os resultados contábeis para sua redução. Por outro lado, a relação positiva e significativa da variável LOGVM na regressão que explica as acumulações discricionárias positivas calculadas por meio do Modelo de Jones Modificado sugere que empresas de maior valor de mercado manipulam mais seus resultados contábeis, quando o objetivo é divulgar uma melhor posição lucrativa.

A segregação entre acumulações discricionárias positivas e negativas não modificou a conclusão de que a adesão às práticas de governança exigidas pelo mercado americano não influenciaram o gerenciamento de resultados em empresas brasileiras de capital aberto, se comparadas àquelas listadas no nível I, II e Novo Mercado da Bovespa, no período de 2008.

A TAB. 18 apresenta a matriz de correlação das variáveis explicativas do modelo adaptado de Frankel, Nelson e Johnson, referentes ao período de 2009.

TABELA 18
Matriz de correlação das variáveis do Modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson –
Período de 2009

	<i>INDCONS</i>	<i>BFOUR</i>	<i>AUDTEM</i>	<i>ACT</i>	<i>BETA</i>	<i>ENDV</i>	<i>M/P</i>	<i>PERDA</i>	<i>ROA</i>	<i>ADR</i>	<i>LOGVM</i>
INDHON	1,00										
BFOUR	0,10	1,00									
AUDTEM	0,10	0,33	1,00								
ACT	0,09	0,45	0,21	1,00							
BETA	-0,03	0,06	-0,11	0,23	1,00						
ENDV	0,00	0,05	-0,14	0,09	0,18	1,00					
M/P	0,36	0,10	0,20	0,11	-0,01	0,32	1,00				
PERDA	0,10	0,01	-0,03	0,05	0,16	0,39	0,05	1,00			
ROA	0,21	0,14	0,21	0,20	-0,23	-0,32	0,46	-0,21	1,00		
ADR	-0,08	-0,22	-0,34	-0,21	-0,20	0,03	-0,23	0,09	-0,26	1,00	
LOGVM	-0,05	-0,10	-0,16	-0,07	0,00	-0,07	0,02	-0,14	-0,02	0,61	1,00

Fonte: Resultados da pesquisa

Conforme TAB. 18, também para o ano de 2009, a análise da matriz de correlação indicou a inexistência de forte associação linear entre os pares de variáveis explicativas, uma vez que o coeficiente de correlação se manteve em patamar inferior a 0,8 e superior a -0,8. O problema da multicolinearidade também não foi detectado a partir do cálculo do VIF, que se manteve inferior a 10, como apresentado nos APÊNDICES B.10, B.11, B.12, C.10, C.11 e C.12.

A análise comparativa dos resultados obtidos para as regressões que consideram como variável dependente as acumulações discricionárias estimadas por meio do Modelo KS para o período de 2009, apresentados na TAB. 19, deve levar em consideração que para essa estimação

foram utilizados variâncias e erros padrão robustos em relação à heterocedasticidade, uma vez que o teste *Breusch-Pagan* foi significativo no nível adotado. Esse procedimento, desenvolvido por White e disponível no software STATA, apresenta limitações, uma vez que na presença de heterocedasticidade os estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários não são mais eficientes.

TABELA 19
Resultado das regressões referentes ao Modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson –
Período de 2009 – Acumulações Discricionárias Absolutas

Variável dependente: AD absolutas estimadas pelo MJM				Variável dependente: AD absolutas estimadas pelo MKS			
Variáveis	Coefficientes	Estatística t	P> t	Variáveis	Coefficientes	Estatística t	P> t
INDHON	0.1118	1.47	0.149	INDHON	-0.0023	-0.02	0.981
BFOUR	0.0104	0.34	0.736	BFOUR	-0.0362	-1.12	0.268
AUDTEM	0.0138	2.28	0.028	AUDTEM	0.0021	0.41	0.684
ACT	OMITIDA			ACT	0.1995	4.06	0
ABSACT	0.1075	1.25	0.219	ABSACT	OMITIDA		
BETA	0.0593	2.04	0.048	BETA	-0.0047	-0.18	0.856
ENDV	0.0003	0.51	0.611	ENDV	-0.0012	-1.72	0.094
M/P	-0.0009	-0.24	0.814	M/P	0.0045	0.83	0.411
LOGVM	-0.0117	-0.73	0.469	LOGVM	-0.0281	-1.56	0.126
PERDA	-0.0394	-2.03	0.049	PERDA	0.0274	1.2	0.237
ROA	0.0003	0.14	0.892	ROA	-0.0029	-1.26	0.215
ADR	0.0155	0.7	0.485	ADR	0.0222	0.87	0.39
Constante	0.0324	0.21	0.838	Constante	0.4321	2.4	0.021
<i>OBS</i>	R^2	<i>B. Pagan</i>	<i>Prob F</i>	<i>OBS</i>	R^2	<i>B. Pagan</i>	<i>Prob F</i>
52	0.3203	ND	0.1054	52	0.532	0.7218	0.0004
	$R^2 Adj$	<i>Reset</i>	<i>JB</i>		$R^2 Adj$	<i>Reset</i>	<i>JB</i>
	ND	ND	0.0109		0.4033	0.7806	0.4767

Fonte: Resultados da pesquisa

Modelo: $ABSAD_{it} = \alpha + \beta_1 INDHON_{it} + \beta_2 BFOUR_{it} + \beta_3 AUDTEM_{it} + \beta_4 ADR_{it} + \sum_j \beta_j Controle_{itj} + \varepsilon_{it}$

Em que: $ABSAD_{it}$ = Acumulações discricionárias absolutas; $INDHON_{it}$ = relação entre os honorários pagos por outros serviços que não de auditoria sobre o total pago à empresa de auditoria. $BFOUR_{it}$ = variável *dummy* que assume valor 1 se a companhia é auditada por Big Four e 0 caso contrário; $AUDTEM_{it}$ = tempo de prestação do serviço de auditoria; ADR_{it} = variável *dummy* que assume valor 1 caso a empresa negocie ADR_{it} no mercado americano e 0 caso contrário; $Controle_{it}$ = representa as variáveis que supostamente impactam o gerenciamento, sendo elas: ACT_{it} = Acumulações totais; $ABSACT_{it}$ = Acumulações totais absolutas; $BETA_{it}$ = Beta de mercado; $ALAV_{it}$ = Índice de endividamento; M/P_{it} = Índice de valor de mercado sobre valor patrimonial; $LOGVM_{it}$ = Logaritmo do valor de mercado; $PERDA_{it}$ = variável *dummy* que assume valor 1 se a empresa divulgou prejuízo no período anterior; e ROA_{it} = Retorno sobre o ativo; $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \sum_j \beta_j$ = parâmetros da regressão.

Novamente, os resultados estatísticos sugerem não existir relações entre as acumulações discricionárias, estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado e Modelo KS, e a prestação concomitante de outros serviços pela auditoria, a expertise, porte e reputação da empresa de auditoria bem como a extensão de tempo da prestação de serviços. Assim, considerando serem esses fatores sucedâneos para a independência da auditoria, há indícios de que a perda da

independência da auditoria externa não favorece e nem atenua a prática de gerenciamento de resultados contábeis.

Por outro lado, verificou-se uma relação positiva entre o custo de capital próprio e as acumulações discricionárias absolutas calculadas por meio do Modelo de Jones Modificado, indicando que empresas com maior custo de capital são mais propensas a gerenciar seus resultados contábeis. Já o coeficiente angular da variável endividamento foi significativo e negativo para explicar as acumulações discricionárias absolutas calculadas por meio do Modelo KS. Isso indica que quanto menos endividada a firma, mais propensa à manipulação dos resultados por meio de escolhas contábeis.

Outra variável que explica significativamente as acumulações discricionárias estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado é a divulgação de prejuízos contábeis no período anterior. O coeficiente vinculado a essa variável é negativo, indicando relação inversa, ou seja, empresas que divulgam perdas no período anterior são menos propensas a gerenciar resultados. Esta observação contraria a literatura sobre o tema, que pressupõe que a divulgação de perdas incentiva a prática de manipulação de lucros, visando uma melhora no posicionamento e não o contrário. Contudo, as empresas que apresentaram prejuízos podem se sentir incentivadas a “limpar” as suas demonstrações, buscando antecipar prejuízos para divulgação de melhores resultados no período seguinte. Novamente, a relação entre as práticas de governança corporativas exigidas pelo mercado americano e o gerenciamento de resultados se mostrou não significativa, no nível de significância adotado.

A TAB. 20 apresenta os resultados obtidos para explicação das acumulações discricionárias negativas e positivas, referentes a 2009. Tendo em vista o elevado valor para o R^2 e poucas estatísticas t significativas, e ainda que os testes utilizados para detecção da multicolinearidade não identificaram o problema, estimou-se uma regressão que considera como variáveis explicativas aquelas ligadas aos objetivos de pesquisa e as variáveis controle significativas. Não houve alterações significativas nos resultados observados, conforme pode ser verificado nos APÊNDICES B.11, B.12 e C.11 e C.12.

A segregação das acumulações discricionárias em negativas e positivas apresentada na TAB. 20 demonstrou significância da prestação concomitante de outros serviços pelo auditor independente na explicação das acumulações discricionárias negativas, calculadas por meio do Modelo de Jones Modificado. O sinal negativo do coeficiente angular dessa variável implica em

relação inversa entre as variáveis. Assim, quanto maior a relação entre os honorários de outros serviços que não auditoria e o total pago à empresa de auditoria, menores as acumulações discricionárias negativas, ou seja, maiores os valores absolutos das acumulações para redução do resultado, indicando relação direta entre o gerenciamento de resultados que tem como objetivo a diminuição dos lucros e os honorários pagos por outros serviços que não de auditoria. Isto foi observado apenas para acumulações discricionárias formadas para diminuição do lucro contábil. Tal resultado confirma os estudos anteriores sobre o tema, como o de Frankel, Johnson e Nelson (2002), que identificou que o atrelamento econômico entre a empresa de auditoria e a administração da companhia favorece a prática de gerenciamento de resultados, já que prejudica a independência da auditoria externa, criando um conflito de agência.

A variável AUDTEM também foi significativa para explicar as acumulações discricionárias negativas, calculadas com base no modelo de Jones Modificado. Entretanto, o coeficiente angular dessa variável é bastante próximo de zero e negativo, sugerindo pequena relação inversa entre a extensão do compromisso de prestação de serviço de auditoria e as acumulações discricionárias negativas.

O coeficiente angular vinculado ao índice de endividamento foi significativo e negativo na explicação das acumulações discricionárias estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado. Este resultado sugere que empresas mais endividadas estão mais propensas a gerenciar seus resultados, quando o objetivo é reduzi-lo. Por outro lado, identificou-se uma relação significativamente negativa entre o custo de capital próprio, medido pelo beta de mercado, e as acumulações discricionárias negativas estimadas por meio do Modelo KS. Essa observação pode significar que quanto maior o custo de capital próprio da firma, maior a propensão ao gerenciamento de resultados para reduzi-lo. Empresas com elevado custo de capital tendem a proporcionar maiores retornos, o que poderia implicar em manipulação dos resultados contábeis, visando a maiores lucros. Entretanto, os resultados sugerem que existe maior propensão ao aumento das acumulações discricionárias negativas, ou seja, a uma busca por redução do resultado.

TABELA 20
Resultado das regressões referentes ao Modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson –
Período de 2009 – Acumulações Discricionárias Negativas e Positivas

Variável dependente: AD ⁻ (negativas) estimadas pelo MJM				Variável dependente: AD ⁻ (negativas) estimadas pelo MKS			
Variáveis	Coefficientes	Estatística t	P> t	Variáveis	Coefficientes	Estatística t	P> t
INDHON	-0.5510	-2.52	0.027	INDHON	0.0512	0.43	0.671
BFOUR	0.0689	1.15	0.274	BFOUR	0.0201	0.9	0.377
AUDTEM	-0.0348	-3.08	0.01	AUDTEM	-0.0035	-0.77	0.452
ACT	0.0459	0.68	0.508	ACT	0.3044	8.15	0
ABSACT	OMITIDA			ABSACT	OMITIDA		
BETA	0.0283	0.51	0.622	BETA	-0.0504	-2.41	0.025
ENDV	-0.0031	-2.19	0.049	ENDV	-0.0009	-1.52	0.143
M/P	0.0126	1.19	0.256	M/P	-0.0008	-0.17	0.869
LOGVM	-0.0293	-0.63	0.544	LOGVM	0.0195	1.49	0.151
PERDA	0.1484	3.07	0.01	PERDA	0.0017	0.1	0.921
ROA	-0.0005	-0.1	0.92	ROA	-0.0015	-0.66	0.515
ADR	0.0142	0.26	0.803	ADR	-0.0141	-0.8	0.432
Constante	0.4024	0.96	0.357	Constante	-0.1218	-0.84	0.408
<i>OBS</i>	<i>R²</i>	<i>B. Pagan</i>	<i>Prob F</i>	<i>OBS</i>	<i>R²</i>	<i>B. Pagan</i>	<i>Prob F</i>
24	0.5981	0.9477	0.2088	33	0.8591	0.1633	0.0000
	<i>R² Adj</i>	<i>Reset</i>	<i>JB</i>		<i>R² Adj</i>	<i>Reset</i>	<i>JB</i>
	0.2296	0.076	0.7943		0.7853	0.1858	0.1764

Variável dependente: AD ⁺ (positivas) estimadas pelo MJM				Variável dependente: AD ⁺ (positivas) estimadas pelo MKS			
Variáveis	Coefficientes	Estatística t	P> t	Variáveis	Coefficientes	Estatística t	P> t
INDHON	-0.0248	-0.66	0.52	INDHON	-0.0662	-0.44	0.675
BFOUR	-0.0210	-1.06	0.301	BFOUR	-0.0763	-1.1	0.306
AUDTEM	0,0000	0	0.998	AUDTEM	0.0042	0.43	0.68
ACT	0.9616	13.08	0	ACT	0.1463	1.19	0.273
ABSACT	OMITIDA			ABSACT	OMITIDA		
BETA	OMITIDA			BETA	-0.0058	-0.1	0.922
ENDV	OMITIDA			ENDV	-0.0032	-1.55	0.164
M/P	OMITIDA			M/P	0.0063	0.64	0.54
LOGVM	0.0084	1.27	0.217	LOGVM	-0.0447	-1.17	0.281
PERDA	OMITIDA			PERDA	0.0344	0.82	0.439
ROA	OMITIDA			ROA	-0.003	-0.95	0.372
ADR	0.0100	1.02	0.321	ADR	0.0381	0.66	0.53
Constante	-0.0092	-0.13	0.896	Constante	0.7866	2.28	0.057
<i>OBS</i>	<i>R²</i>	<i>B. Pagan</i>	<i>Prob F</i>	<i>OBS</i>	<i>R²</i>	<i>B. Pagan</i>	<i>Prob F</i>
28	0.9069	0.1896	0.0000	19	0.7321	0.947	0.2371
	<i>R² Adj</i>	<i>Reset</i>	<i>JB</i>		<i>R² Adj</i>	<i>Reset</i>	<i>JB</i>
	0.8803	0.071	0.04		0.3112	0.3354	0.6247

Fonte: Resultados da pesquisa

Modelo: $AD^-_{it} = \alpha + \beta_1 INDHON_{it} + \beta_2 BFOUR_{it} + \beta_3 AUDTEM_{it} + \beta_4 ADR_{it} + \sum_j^n \beta_j Controle_{jit} + \varepsilon_{it}$

$AD^+_{it} = \alpha + \beta_1 INDHON_{it} + \beta_2 BFOUR_{it} + \beta_3 AUDTEM_{it} + \beta_4 ADR_{it} + \sum_j^n \beta_j Controle_{jit} + \varepsilon_{it}$

Em que: AD⁻_{it} = Acumulações discricionárias negativas; AD⁺_{it} = Acumulações discricionárias positivas; INDHON= Relação entre os honorários pagos por outros serviços que não de auditoria e o total pago à empresa de auditoria;

BFOUR_{it} = variável *dummy* que assume valor 1 se a companhia é auditada por Big Four e 0 caso contrário; AUDTEM_{it} = tempo de prestação do serviço de auditoria; ADR = variável *dummy* que assume valor 1 caso a empresa negocie ADR_{it} no mercado americano e 0 caso contrário; Controle_{it} = representa as variáveis que supostamente impactam o gerenciamento, sendo elas: ACT_{it} = Acumulações totais; ABSACT_{it} = Acumulações totais absolutas; BETA_{it} = Beta de mercado; ALAV_{it} = Índice de endividamento; M/P_{it} = Índice de valor de mercado sobre valor patrimonial; LOGVM_{it} = Logaritmo do valor de mercado; PERDA_{it} = variável *dummy* que assume valor 1 se a empresa divulgou prejuízo no período anterior; e ROA_{it} = Retorno sobre o ativo; $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \sum_j^n \beta_j$ = parâmetros da

regressão.

As acumulações discricionárias positivas, ou seja, para elevação dos resultados, não demonstraram relação significativa com nenhuma das variáveis consideradas no modelo, exceto com aquela que controla o desempenho por meio das acumulações totais. Assim, faz-se necessária a consideração de outros fatores que não estão presentes no modelo e que por ventura podem incentivar o gerenciamento de resultados, como por exemplo, a classificação setorial da empresa, conforme sugere Almeida et al (2005).

Novamente o coeficiente angular da variável ADR foi não significativo para o nível considerado. Esta observação se estendeu em todas as regressões, com acumulações discricionárias absolutas, negativas e positivas, estimadas por meio do modelo de Jones Modificado e KS, em todos os períodos analisados. O fato da companhia emitir ADR e estar, então, subordinada às regras americanas sobre governança corporativa não impacta o gerenciamento de resultados em empresas brasileiras. Tal resultado é coerente com o estudo realizado por Mendonça *et al* (2008), que não encontraram indícios de aumento do conservadorismo, ocasionado pelo efeito SOX, em empresas brasileiras que emitiram ADR no período de 2002. Contudo, a certificação SOX passou a ser obrigatória para empresas estrangeiras que negociam ADR apenas em 2006, o que poderia significar aumento do efeito das práticas de governança corporativa requeridas por esse regulamento. Essa hipótese não foi confirmada pelo resultado deste estudo.

4.3.2 Análise a partir da adaptação do modelo de Frankel, Nelson e Johnson (2002) com séries temporais e cortes transversais

Tendo em vista as divergências nos resultados encontrados para os períodos analisados, estimou-se uma única regressão com as 208 observações obtidas para os períodos de 2006 a

2009, buscando aumentar os graus de liberdade por meio da combinação de séries temporais e cortes transversais. Para tanto, aplicou-se o Modelo para Dados Empilhados (*Pooled*), no qual se assume que os interceptos e os coeficientes angulares são iguais para todos os indivíduos e não variam no tempo. Os resultados da regressão estão apresentados na TAB. 22.

Todavia, é importante destacar que a metodologia usada possui limitações, uma vez que o modelo para dados empilhados pode comprometer a análise das relações entre as variáveis por não considerar a natureza distinta dos diferentes indivíduos e dos diferentes períodos de tempo analisados.

Primeiramente, para verificação do problema da multicolinearidade, elaborou-se a matriz de correlação das variáveis do modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson (2002), considerando todas as observações, do período de 2006 a 2009, apresentada na TAB. 21.

A análise da matriz de correlação, indica ausência de forte associação linear entre os pares de variáveis, uma vez que, em todos os casos, o coeficiente foi inferior a 0,8 e superior a -0,8. O problema da multicolinearidade também não foi observado a partir do cálculo do VIF, que apresentou valores inferiores a 10 para todas as variáveis, como detalhado nos APÊNDICES B.13 e C.13.

TABELA 21
Matriz de correlação das variáveis explicativas do Modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson – Período de 2006 a 2009

	<i>INDCONS</i>	<i>BFOUR</i>	<i>AUDTEM</i>	<i>ACT</i>	<i>BETA</i>	<i>ENDV</i>	<i>M/P</i>	<i>PERDA</i>	<i>ROA</i>	<i>ADR</i>	<i>LOGVM</i>
INDHON	1,00										
BFOUR	0,03	1,00									
AUDTEM	0,10	0,19	1,00								
ACT	0,05	0,25	0,07	1,00							
BETA	0,01	0,13	-0,06	0,25	1,00						
ENDV	0,03	0,00	-0,07	-0,05	0,04	1,00					
M/P	-0,02	0,04	0,01	-0,04	-0,03	0,31	1,00				
PERDA	-0,04	-0,09	-0,04	-0,09	-0,02	0,30	0,17	1,00			
ROA	0,02	0,09	0,08	0,19	-0,08	-0,42	0,10	-0,29	1,00		
ADR	0,05	-0,14	-0,25	-0,18	-0,23	0,06	-	0,01	-0,24	1,00	
LOGVM	-0,06	-0,10	-0,19	-0,17	-0,05	-0,02	-	-0,13	0,14	0,51	1,00

Fonte: Resultados da pesquisa

A TAB. 22 apresenta os resultados das regressões com dados empilhados, dos períodos de 2006 a 2009. Verificou-se que aumento do número de observações não resultou em melhora substancial do coeficiente de determinação, sugerindo que não houve progressos em termos de

ajuste geral dos dados à regressão. O teste *Breusch-Pagan* foi significativo no nível adotado, o que apontou a existência de heterocedasticidade no modelo, resultando na utilização de variâncias e erros padrão robustos, desenvolvidos por White e disponível no software STATA. Como explicado anteriormente, esse procedimento deve ser utilizado cautelosamente, uma vez que na presença de heterocedasticidade os estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários não são mais eficientes.

TABELA 22
Resultado das regressões para dados empilhados referente ao Modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson – Período de 2006 a 2009

Acumulações Discrecionárias Absolutas							
Variável dependente: AD absolutas estimadas pelo MJM				Variável dependente: AD absolutas estimadas pelo MKS			
Variáveis	Coeficientes	Estatística t	P> t	Variáveis	Coeficientes	Estatística t	P> t
INDHON	-0,0186	-0,71	0,476	INDHON	-0,0139	-0,58	0,559
BFOUR	-0,0085	-0,62	0,539	BFOUR	0,0194	1,12	0,263
AUDTEM	0,0053	1,93	0,055	AUDTEM	0,0015	0,56	0,579
ABSACT	0,2077	1,51	0,132	ABSACT	0,3397	6,03	0
BETA	0,0308	2,27	0,024	BETA	0,0190	1,58	0,117
ENDV	0,0005	1,36	0,177	ENDV	0,0004	1,09	0,277
M/P	0,0010	1,05	0,297	M/P	0,0002	0,28	0,781
LOGVM	-0,0070	-0,78	0,434	LOGVM	0,0074	0,54	0,592
PERDA	0,0000	-0,01	0,988	PERDA	-0,0002	-0,25	0,801
ROA	0,0021	0,17	0,865	ROA	0,0188	1,86	0,064
ADR	0,0093	0,88	0,382	ADR	-0,0156	-2,7	0,007
Constante	-0,1085	-1,12	0,265	Constante	0,1171	2,14	0,034
<i>OBS</i>	<i>R</i> ²	<i>B. Pagan</i>	<i>Prob F</i>	<i>OBS</i>	<i>R</i> ²	<i>B. Pagan</i>	<i>Prob F</i>
208	0,2315	ND	0.0000	208	0,3723	ND	0.0000
	<i>R</i> ² <i>Adj</i>	<i>Reset</i>	<i>JB</i>		<i>R</i> ² <i>Adj</i>	<i>Reset</i>	<i>JB</i>
	ND	ND	8.3E-32		ND	ND	3.6E-32

Fonte: Resultados da pesquisa

Modelo: $ABSAD_{it} = \alpha + \beta_1 INDHON_{it} + \beta_2 BFOUR_{it} + \beta_3 AUDTEM_{it} + \beta_4 ADR_{it} + \sum_j \beta_j Controlo_{it} + \varepsilon_{it}$

Em que: $ABSAD_{it}$ = Acumulações discrecionárias absolutas; $INDHON$ = relação entre os honorários pagos por outros serviços que não de auditoria sobre o total pago à empresa de auditoria. $BFOUR_{it}$ = variável *dummy* que assume valor 1 se a companhia é auditada por Big Four e 0 caso contrário; $AUDTEM_{it}$ = tempo de prestação do serviço de auditoria; ADR = variável *dummy* que assume valor 1 caso a empresa negocie ADR_{it} no mercado americano e 0 caso contrário; $Controlo_{it}$ = representa as variáveis que supostamente impactam o gerenciamento, sendo elas: ACT_{it} = Acumulações totais; $ABSACT_{it}$ = Acumulações totais absolutas; $BETA_{it}$ = Beta de mercado; $ALAV_{it}$ = Índice de endividamento; M/P_{it} = Índice de valor de mercado sobre valor patrimonial; $LOGVM_{it}$ = Logaritmo do valor de mercado; $PERDA_{it}$ = variável *dummy* que assume valor 1 se a empresa divulgou prejuízo no período anterior; e ROA_{it} = Retorno sobre o ativo; $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \sum_j \beta_j$ = parâmetros da regressão.

Conforme TAB. 22, as variáveis $INDHON$ e $BFOUR$ não foram significativas para explicar as acumulações discrecionárias absolutas, indicando que a prestação concomitante de outros serviços pelo auditor independente, bem como a expertise, porte e reputação da auditoria

externa não favoreceram nem atenuaram a manipulação de resultados através de escolhas contábeis. Já a variável AUDTEM foi significativa para explicar as acumulações discricionárias absolutas estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado. A relação entre essa variável e as acumulações discricionárias foi positiva, sugerindo que à medida que a empresa de auditoria permanece prestando o serviço para um cliente, a propensão para o gerenciamento de resultados contábeis da companhia auditada aumenta. Isso aponta para a perda da capacidade de monitoramento da auditoria ao longo dos anos em que o serviço é prestado, a partir da diminuição dos questionamentos a respeito das escolhas contábeis do cliente de auditoria.

Os resultados apontaram significância do custo de capital próprio para explicar as acumulações discricionárias absolutas, estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado, nos períodos de 2006 a 2009. O sinal positivo desta variável indica que um maior custo de capital leva a um maior gerenciamento de resultados contábeis. Isso significa que empresas que possuem um custo de capital elevado, exigindo, portando, maiores retornos, são mais propensas a manipular os resultados contábeis. Por outro lado, o índice de endividamento não foi significativo para explicar as acumulações discricionárias absolutas estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado e Modelo KS, sugerindo que o risco resultante da alavancagem da companhia não representa incentivo para a manipulação de resultados contábeis.

A regressão que utiliza como variável dependente as acumulações discricionárias absolutas estimadas pelo Modelo KS apontou que não há nenhuma relação significativa entre a prestação concomitante de outros serviços pela auditoria externa, a expertise, reputação e porte do auditor, bem como a extensão de tempo em que houve a prestação do serviço de auditoria. Assim, a perda da independência da auditoria, mensurada pela relação entre os honorários de outros serviços que não auditoria e o total pago aos auditores, não impacta o gerenciamento de resultados. Também não há perda de capacidade de monitoramento da auditoria a partir da extensão de tempo da prestação do serviço e expertise, porte e reputação da auditoria.

Por outro lado, o coeficiente angular vinculado à variável ADR foi significativo para explicar as acumulações discricionárias absolutas estimadas por meio do Modelo KS. O sinal negativo desse coeficiente aponta para uma relação inversa entre as variáveis, sugerindo que a adoção das práticas de governança corporativa exigidas pelo mercado americano diminui a propensão à prática de gerenciamento de resultados. Este resultado está de acordo com a

suposição de que boas práticas de governança corporativa inibem a manipulação de resultados, além de proporcionar maior transparência aos demonstrativos contábeis.

O coeficiente angular da variável ROA foi significativo e positivo para explicar as acumulações discricionárias calculadas por meio do Modelo KS, indicando que quanto maior a razão entre o lucro líquido e os ativos totais, maior a formação de acumulações discricionárias. Isso significa que empresas que apresentam maior retorno sobre seus investimentos, mensurado por meio de variáveis contábeis, são mais propensas a manipular seus resultados mediante escolhas contábeis.

Não houve segregação das acumulações discricionárias positivas e negativas devido ao número reduzido de empresas que apresentaram acumulações discricionárias de mesmo sinal em todos os períodos analisados.

4.3.3 Análise por meio de variáveis qualitativas da relação entre os honorários pagos por outros serviços que não de auditoria prestados pela firma de auditores independentes e as acumulações discricionárias

O parágrafo 2º do artigo 2º da Instrução CVM 381/2003, desobriga as entidades auditadas a divulgar o valor total dos honorários contratados e o seu percentual em relação aos honorários relativos aos de serviços de auditoria externa “(...)quando a remuneração global ali referida representar menos de 5% (cinco por cento) da remuneração pelos serviços de auditoria externa.”

Assim, para verificar o efeito sobre o gerenciamento de resultados da prestação concomitante de outros serviços pela auditoria independente por honorários inferiores a 5% em relação ao total global pago à empresa de auditoria, incluiu-se no modelo para estimação das acumulações discricionárias duas variáveis *dummy*, conforme equações 23 e 24. A significância das variáveis *dummy* identifica o efeito sobre as acumulações discricionárias da prestação concomitante de outros serviços pela auditoria externa, na proporção superior a 5% e inferior a 5%, em relação aos honorários pagos à empresa de auditoria.

A variável *DI* representa os honorários de outros serviços que não de auditoria inferiores a 5% e a variável *D2*, superiores a 5%. Caso a empresa não tenha contratado outros serviços que não de auditoria de seu auditor externo, as duas variáveis *dummy* assumem valor zero. Assim, se o coeficiente angular das variáveis *dummy* for negativo, quer dizer que a prestação concomitante de outros serviços pela auditoria externa reduz as acumulações totais.

Uma vez que não é possível a inserção do valor absoluto das acumulações discricionárias nesse modelo, a partir de sua análise foi possível verificar se existe relação entre acumulações discricionárias e a prestação concomitante de outros serviços pela auditoria independente, mas não se essas acumulações visam ao aumento ou à redução dos resultados.

Os resultados das regressões para o período de 2006, apresentados na TAB. 23, sugerem que não há relação entre o gerenciamento de resultados e a prestação concomitante de outros serviços pela auditoria externa, em nenhum dos patamares analisados (superior e inferior a 5% dos honorários pagos à auditoria).

Estes resultados são coerentes com aqueles obtidos a partir da análise por meio da adaptação do modelo de Frankel, Johnson e Nelson (2002), que não identificou relação significativa entre as acumulações discricionárias absolutas, positivas e negativas, estimadas por meio do modelo de Jones Modificado e KS, e a relação entre os honorários pagos por outros serviços que não de auditoria e o total pago à empresa de auditoria, no período de 2006.

TABELA 23
Resultado das regressões do Modelo de Jones Modificado e KS incluindo variáveis *dummy* – Período de 2006

Variável dependente: Acumulações totais estimadas pela equação $ACT_{i,t} = (\Delta AC_{i,t} - \Delta Disp_{i,t}) - (\Delta PC_{i,t} - \Delta FinCP_{i,t}) - (Depr_{it} + Amort_{it})$							
Variáveis	Coefficientes	Estatística t	P> t	Variáveis	Coefficientes	Estatística t	P> t
$\Delta REC_t - \Delta CR_t$	-0.1186	-1.43	0.16	$Rec_i * \delta_{1i}$	0.1619	0.89	0.377
AP_i	-0.2237	-4.32	0	$Desp_i * \delta_{2i}$	0.0932	1.8	0.079
				$AP_i * \delta_{3i}$	-2.2447	-5.4	0
<i>DI</i>	-0.0203	-0.75	0.459	<i>DI</i>	0.0130	0.37	0.714
<i>D2</i>	0.0095	0.27	0.786	<i>D2</i>	-0.0051	-0.12	0.907
Constante	0.0642	2.39	0.021	Constante	0.0578	1.55	0.128
<i>OBS</i>	R^2	<i>B. Pagan</i>		<i>OBS</i>	R^2	<i>B. Pagan</i>	
52	0.3196	0.1865		52	0.5945	0.0777	
	$R^2 Adj$	<i>Reset</i>			$R^2 Adj$	<i>Reset</i>	
	0.2617	0.3824			0.5504	0.5029	

Fonte: Resultados da pesquisa

Modelo de Jones Modificado: $ACT = \alpha + \beta_{1,t}(\Delta REC_{i,t} / AT_{i,t-1}) + \beta_{2,t}(AP_{i,t} / AT_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} + \beta_3 DI_{i,t} + \beta_4 D2_{i,t}$. Em que: ACT = Acumulações totais; ΔREC = variação da receita da empresa *i* no período *t*; $AT_{i,t-1}$ = Ativo total da empresa *i* no período *t-1*; $AP_{i,t}$ = Ativo permanente da empresa *i* no período *t*; α, β_1, β_3 = coeficientes estimados pela regressão. Modelo KS:

$ACT = \Phi_0 + \Phi_1(\delta_1 Rec_{i,t}) + \Phi_2(\delta_2 Desp_{i,t}) + \Phi_3(\delta_3 A.Perm_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} + \Phi_4 D1_{i,t} + \Phi_5 D2_{i,t}$. Em que ACT = Acumulações totais; $Rec_{i,t}$ = receitas da empresa i no período t ; $Desp_{i,t}$ = despesas da empresa i no período t e $APerm_{i,t}$ = ativo permanente da empresa i no período t ; $\delta_1 = (CR_{t-1} / Rec_{t-1})$; $\delta_2 = (CPD_{t-1} / Desp_{t-1})$; $\delta_3 = (Depr_{t-1} / PPEQ_{t-1})$; $CR_{i,t-1}$ = Contas a receber no período $t-1$; $Depr_{i,t-1}$ = Despesas de Depreciação e Amortização no período $t-1$; $PPEQ_{t-1}$ = Ativo Permanente em $t-1$; $CPD_{i,t-1}$ a soma das contas patrimoniais relacionadas com as despesas (estoque, despesas antecipadas e contas a pagar). As variáveis são medidas em termos de ativos totais. $\Phi_0, \Phi_1, \Phi_2, \Phi_3$ = coeficientes estimados pela regressão. As variáveis *dummy* $D1$ e $D2$ diferenciam, respectivamente, as empresas que contrataram outros serviços que não de auditoria por valor inferior a 5% e superior a 5%.

Observou-se, também, que a inclusão das variáveis *dummy* nos modelos de Jones modificado e KS causou uma pequena diminuição do R^2 ajustado, de 0,2808 para 0,2617 e de 0,5675 para 0,5504, respectivamente. Essa diminuição indica que a regressão estava mais ajustada aos dados quando as variáveis *dummy* estavam ocultas. Assim, não houve melhora na explicação das variáveis dependentes a partir da inclusão dessas variáveis.

TABELA 24
Resultado das regressões do Modelo de Jones modificado e KS incluindo variáveis *dummy* – Período de 2007

Variável dependente: Acumulações totais estimadas pela equação $ACT_{i,t} = (\Delta AC_{i,t} - \Delta Disp_{i,t}) - (\Delta PC_{i,t} - \Delta FinCP_{i,t}) - (Depr_{it} + Amort_{it})$							
Variáveis	Coeficientes	Estatística t	P> t	Variáveis	Coeficientes	Estatística t	P> t
$\Delta REC_{i,t} - \Delta CR_{i,t}$	0.0856	4.51	0	$Rec_{i,t} * \delta_{1i}$	0.4444	3.77	0
$AP_{i,t}$	-0.1683	-4.38	0	$Desp_{i,t} * \delta_{2i}$	-0.1035	-1.59	0.118
				$AP_{i,t} * \delta_{3i}$	-1.3564	-5.37	0
D1	-0.0726	-2.81	0.007	D1	-0.0431	-1.64	0.108
D2	-0.0168	-0.63	0.529	D2	-0.0039	-0.15	0.882
Constante	0.0565	2.42	0.02	Constante	-0.0198	-0.8	0.425
<i>OBS</i>	R^2	<i>B. Pagan</i>		<i>OBS</i>	R^2	<i>B. Pagan</i>	
52	0.5104	0.4116		52	0.5582	0.1181	
	$R^2 Adj$	<i>Reset</i>			$R^2 Adj$	<i>Reset</i>	
	0.4687	0.5586			0.5101	0.9848	

Fonte: Resultados da pesquisa

Modelo de Jones Modificado: $ACT = \alpha + \beta_{1,t}(\Delta REC_{i,t} / AT_{i,t-1}) + \beta_{2,t}(AP_{i,t} / AT_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} + \beta_3 D1_{i,t} + \beta_4 D2_{i,t}$. Em que: ACT = Acumulações totais; ΔREC = variação da receita da empresa i no período t , $AT_{i,t-1}$ = Ativo total da empresa i no período $t-1$; $AP_{i,t}$ = Ativo permanente da empresa i no período t ; α, β_1, β_3 = coeficientes estimados pela regressão. Modelo KS:

$ACT = \Phi_0 + \Phi_1(\delta_1 Rec_{i,t}) + \Phi_2(\delta_2 Desp_{i,t}) + \Phi_3(\delta_3 A.Perm_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} + \Phi_4 D1_{i,t} + \Phi_5 D2_{i,t}$. Em que ACT = Acumulações totais; $Rec_{i,t}$ = receitas da empresa i no período t ; $Desp_{i,t}$ = despesas da empresa i no período t e $APerm_{i,t}$ = ativo permanente da empresa i no período t ; $\delta_1 = (CR_{t-1} / Rec_{t-1})$; $\delta_2 = (CPD_{t-1} / Desp_{t-1})$; $\delta_3 = (Depr_{t-1} / PPEQ_{t-1})$; $CR_{i,t-1}$ = Contas a receber no período $t-1$; $Depr_{i,t-1}$ = Despesas de Depreciação e Amortização no período $t-1$; $PPEQ_{t-1}$ = *Propriedades, plantas e equipamentos* no período $t-1$; $CPD_{i,t-1}$ a soma das contas patrimoniais relacionadas com as despesas (estoque, despesas antecipadas e contas a pagar). As variáveis são medidas em termos de ativos totais. $\Phi_0, \Phi_1, \Phi_2, \Phi_3$ = coeficientes estimados pela regressão. A variáveis *dummy* $D1$ e $D2$ diferenciam as empresas que contrataram outros serviços que não de auditoria do auditor externo por valor inferior a 5% e superior a 5%, respectivamente.

Os resultados da análise para o ano de 2007 apontam uma melhora do R^2 ajustado de 0,4050 para 0,4687 e 0,5018 para 0,5101, nas estimações para o Modelo de Jones Modificado e KS, respectivamente. Além disso, a estimação para o Modelo de Jones Modificado demonstrou significância, no nível adotado, da variável *dummy* que assume valor 1 caso a relação entre prestação concomitante de outros serviços pelos auditores independentes e o total de honorários pagos à firma de auditoria seja inferior a 5%. Este resultado indica que há relação entre o gerenciamento de resultados e a prestação concomitante de outros serviços pelos auditores externos, no período de 2007. Ressalta-se que este resultado não foi confirmado para a estimação por meio do Modelo KS.

As regressões estimadas por meio do modelo de Frankel, Johnson e Nelson para o período de 2007 apresentaram resultados não satisfatórios, uma vez que os valores do R^2 foram baixos e as variáveis não se mostraram significativas, no nível adotado, para explicar as acumulações discricionárias absolutas, negativas e positivas, estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado e KS. Tendo isto em vista, e considerando a melhora do ajuste aos dados nos dois modelos a partir da inclusão das variáveis *dummy*, supõe-se que existiu relação entre as acumulações discricionárias e a prestação de concomitante de outros serviços pela auditoria externa em 2007.

O sinal do coeficiente angular da variável *dummy* de valor 1 é negativo, indicando que a relação entre os honorários pagos à empresa de auditoria por outros serviços que não de auditoria e as acumulações totais é inversa. Este resultado vai de encontro às observações de Frankel, Johnson e Nelson, que identificaram um maior gerenciamento de resultados à medida que se aumenta a relação entre os honorários de outros serviços que não de auditoria e o total pago ao auditor externo. A partir do patamar de 5% não parece haver relação entre a prestação de outros serviços que não de auditoria e o gerenciamento de resultados uma vez que a variável *dummy* 2 não se mostrou significativa para explicar as acumulações.

Já para os dados de 2008, apresentados na TAB. 25, os resultados apontam para a existência de relação entre a prestação concomitante de outros serviços pela firma de auditoria e as acumulações discricionárias estimadas com base no Modelo de Jones Modificado e KS, superiores a 5% em relação aos honorários pagos à auditoria. Observa-se que houve melhora do R^2 ajustado para estas estimações, que passou de 0,237 para 0,3406 e de 0,3899 para 0,436.

Este resultado não está de acordo com aquele observado a partir da aplicação do modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson, para o mesmo período. Aquele modelo aponta a explicação das acumulações discricionárias por meio de outras variáveis, que não a relação entre a administração e a auditoria externa, como o desempenho e o risco sistêmico. Contudo, embora não pareça ser determinante relevante, em termos de valores absolutos, os resultados sugerem existir relação entre as acumulações discricionárias e a prestação concomitante de outros serviços pela firma de auditoria independente no período de 2008. O coeficiente angular positivo das variáveis indica que a prestação concomitante de outros serviços pelo auditor externo leva a uma elevação das acumulações totais.

TABELA 25
Resultado da regressão do Modelo de Jones Modificado e KS incluindo variáveis *dummy* – Período de 2008

Variável dependente: Acumulações totais estimadas pela equação $ACT_{i,t} = (\Delta AC_{i,t} - \Delta Disp_{i,t}) - (\Delta PC_{i,t} - \Delta FinCP_{i,t}) - (Depr_{it} + Amort_{it})$							
Variáveis	Coefficientes	Estatística t	P> t	Variáveis	Coefficientes	Estatística t	P> t
$\Delta REC_{i,t} - \Delta CR_{i,t}$	0.0019	0.02	0.982	$Rec_{i,t} * \delta_{1i}$	0.3284	1.85	0.07
$AP_{i,t}$	-0.2778	-4.74	0	$Desp_{i,t} * \delta_{2i}$	0.2541	1.98	0.054
				$AP_{i,t} * \delta_{3i}$	-1.5349	-3.91	0
D1	0.0166	0.43	0.667	D1	0.0018	0.05	0.96
D2	0.1265	3.07	0.004	D2	0.0955	2.32	0.025
Constante	0.1100	2.64	0.011	Constante	0.0171	0.4	0.688
<i>OBS</i>	R^2	<i>B. Pagan</i>		<i>OBS</i>	R^2	<i>B. Pagan</i>	
52	0.3923	0.2359		52	0.4913	0.5888	
	$R^2 Adj$	<i>Reset</i>			$R^2 Adj$	<i>Reset</i>	
	0.3406	0.2219			0.436	0.0023	

Fonte: Resultados da pesquisa

Modelo de Jones Modificado: $ACT = \alpha + \beta_1(\Delta REC_{i,t} / AT_{i,t-1}) + \beta_2(AP_{i,t} / AT_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} + \beta_3 D1_{i,t} + \beta_4 D2_{i,t}$. Em que: ACT = Acumulações totais; ΔREC = variação da receita da empresa *i* no período *t*, $AT_{i,t-1}$ = Ativo total da empresa *i* no período *t-1*; $AP_{i,t}$ = Ativo permanente da empresa *i* no período *t*; α, β_1, β_2 = coeficientes estimados pela regressão. Modelo KS: $ACT = \Phi_0 + \Phi_1(\delta_1 Rec_{i,t}) + \Phi_2(\delta_2 Desp_{i,t}) + \Phi_3(\delta_3 A.Perm_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} + \Phi_4 D1_{i,t} + \Phi_5 D2_{i,t}$. Em que ACT = Acumulações totais; $Rec_{i,t}$ = receitas da empresa *i* no período *t*; $Desp_{i,t}$ = despesas da empresa *i* no período *t* e $A.Perm_{i,t}$ = ativo permanente da empresa *i* no período *t*; $\delta_1 = (CR_{i,t-1} / Rec_{i,t-1})$; $\delta_2 = (CPD_{i,t-1} / Desp_{i,t-1})$; $\delta_3 = (Depr_{i,t-1} / PPEQ_{i,t-1})$; $CR_{i,t-1}$ = Contas a receber no período *t-1*; $Depr_{i,t-1}$ = Despesas de Depreciação e Amortização no período *t-1*; $PPEQ_{i,t-1}$ = Ativo permanente no período *t-1*; $CPD_{i,t-1}$ a soma das contas patrimoniais relacionadas com as despesas (estoque, despesas antecipadas e contas a pagar). As variáveis são medidas em termos de ativos totais. $\Phi_0, \Phi_1, \Phi_2, \Phi_3$ = coeficientes estimados pela regressão. As variáveis *dummy* D1 e D2 diferenciam, respectivamente, as empresas que contrataram outros serviços que não de auditoria de seu auditor externo por valor inferior a 5% e superior a 5%.

Já os resultados das regressões com variáveis *dummy* apontam não haver significância entre a prestação concomitante de outros serviços pelo auditor externo e as acumulações, no período de 2009, de acordo com a TAB. 26. Observou-se uma piora do R^2 ajustado, na estimação

por meio do Modelo de Jones Modificado, de 0,818 para 0,8145. Isto sugere que não houve melhora do ajuste dos dados à regressão a partir da inclusão das variáveis. Contudo, observou-se significância da variável INDHON, por meio da aplicação da adaptação do modelo de Frankel, Johnson e Nelson, para as acumulações discricionárias menores que zero, estimadas através do Modelo de Jones Modificado. Nesta estimação, outras variáveis que explicaram significativamente o gerenciamento de resultados foram a divulgação de prejuízo no período anterior e o índice de endividamento.

TABELA 26
Resultado da regressão do Modelo de Jones Modificado e KS incluindo variáveis dummy – Período de 2009

Variável dependente: Acumulações totais estimadas pela equação $ACT_{i,t} = (\Delta AC_{i,t} - \Delta Disp_{i,t}) - (\Delta PC_{i,t} - \Delta FinCP_{i,t}) - (Depr_{it} + Amort_{it})$							
Variáveis	Coefficientes	Estatística t	P> t	Variáveis	Coefficientes	Estatística t	P> t
$\Delta REC_{it} - \Delta CR_{it}$	0.0470	0.88	0.384	$Rec_{it} * \delta_{1i}$	-0.0253	-0.17	0.865
AP_{it}	-0.1120	-3.4	0.001	$Desp_{it} * \delta_{2i}$	-0.1896	-2.04	0.047
				$AP_{it} * \delta_{3i}$	-3.3940	-3.99	0
D1	-0.0062	-0.21	0.838	D1	0.0618	1.47	0.148
D2	-0.0319	-1.02	0.313	D2	0.0287	0.74	0.462
Constante	0.0104	0.45	0.655	Constante	0.0813	1.89	0.065
<i>OBS</i>	R^2	<i>B. Pagan</i>		<i>OBS</i>	R^2	<i>B. Pagan</i>	
52	0.829	0.2929		52	0.7141	ND	
	$R^2 Adj$	<i>Reset</i>			$R^2 Adj$	<i>Reset</i>	
	0.8145	0.805			ND	ND	

Fonte: Resultados da pesquisa

Modelo de Jones Modificado: $ACT = \alpha + \beta_{1,t}(\Delta REC_{i,t} / AT_{i,t-1}) + \beta_{2,t}(AP_{i,t} / AT_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} + \beta_3 D1_{i,t} + \beta_4 D2_{i,t}$. Em que: ACT = Acumulações totais; ΔREC = variação da receita da empresa *i* no período *t*, $AT_{i,t-1}$ = Ativo total da empresa *i* no período *t-1*; $AP_{i,t}$ = Ativo permanente da empresa *i* no período *t*; α, β_1, β_2 = coeficientes estimados pela regressão. Modelo KS: $ACT = \Phi_0 + \Phi_1(\delta_1 Rec_{i,t}) + \Phi_2(\delta_2 Desp_{i,t}) + \Phi_3(\delta_3 APerm_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} + \Phi_4 D1_{i,t} + \Phi_5 D2_{i,t}$. Em que ACT = Acumulações totais; $Rec_{i,t}$ = receitas da empresa *i* no período *t*; $Desp_{i,t}$ = despesas da empresa *i* no período *t* e $APerm_{i,t}$ = ativo permanente da empresa *i* no período *t*; $\delta_1 = (CR_{i,t-1} / Rec_{i,t-1})$; $\delta_2 = (CPD_{i,t-1} / Desp_{i,t-1})$; $\delta_3 = (Depr_{i,t-1} / PPEQ_{i,t-1})$; $CR_{i,t-1}$ = Contas a receber no período *t-1*; $Depr_{i,t-1}$ = Despesas de Depreciação e Amortização no período *t-1*; $PPEQ_{i,t-1}$ = Ativo permanentet-1; $CPD_{i,t-1}$ a soma das contas patrimoniais relacionadas com as despesas (estoque, despesas antecipadas e contas a pagar). As variáveis são medidas em termos de ativos totais. $\Phi_0, \Phi_1, \Phi_2, \Phi_3$ = coeficientes estimados pela regressão. As variáveis *dummy* D1 e D2 diferenciam, respectivamente, as empresas que contrataram outros serviços que não de auditoria de seu auditor externo por valor inferior a 5% e superior a 5%.

Contudo, considerando a piora do R^2 ajustado com a inserção das variáveis *dummy* que representam a prestação concomitante de outros serviços pela auditoria externa, e ainda insignificância dos parâmetros ligados a essas variáveis, os resultados sugerem não haver nenhuma relação entre o gerenciamento de resultados e a prestação de serviços que não de auditoria concomitantemente pelos auditores externos, no período de 2009. Ressalta-se,

entretanto, que foi observado o problema da multicolinearidade para o Modelo de Jones Modificado para o período, o que pode elevar o R^2 indevidamente. Quando as acumulações são discricionariamente utilizadas para reduzir os lucros, os resultados da pesquisa sugerem que a prestação concomitante de outros serviços pela auditoria independente favorece a prática do gerenciamento de resultados.

4.3.4 Análise por meio de variáveis qualitativas utilizando séries temporais e cortes transversais

Buscando aumentar os graus de liberdade, estimou-se uma regressão para explicar as acumulações por meio do Modelo de Jones Modificado e Modelo KS somando as observações de todos os períodos analisados. Para tanto, utilizou-se da análise de regressão com o Modelo para Dados Empilhados (*Pooled*), em que se assume que os interceptos e os coeficientes angulares são iguais para todos os indivíduos e não variam no tempo. Como explicado anteriormente, essa abordagem, apesar de ser de fácil aplicação, deve ser tomada com cautela, uma vez que pode enviesar a análise das relações entre as variáveis por não considerar a natureza distinta dos diferentes indivíduos e dos diferentes períodos de tempo analisados. Os resultados dessa regressão podem ser verificados na TAB.27.

TABELA 27
Resultado da regressão do Modelo de Jones Modificado e KS incluindo variáveis *dummy* – Período de 2006 a 2009

Variável dependente: Acumulações totais estimadas pela equação $ACT_{i,t} = (\Delta AC_{i,t} - \Delta Disp_{i,t}) - (\Delta PC_{i,t} - \Delta FinCP_{i,t}) - (Depr_{it} + Amort_{it})$							
Variáveis	Coeficientes	Estatística t	P> t	Variáveis	Coeficientes	Estatística t	P> t
$\Delta REC_t - \Delta CR_t$	0,0956	4,7	0	$Rec_i * \delta_{1i}$	0,2325	2,97	0,003
AP_i	-0,1442	-10,93	0	$Desp_i * \delta_{2i}$	0,0145	0,25	0,804
				$AP_i * \delta_{3i}$	-2,3558	-4,07	0
D1	0,0222	1,25	0,212	D1	0,0047	0,24	0,814
D2	0,0276	2,74	0,007	D2	0,0271	1,36	0,176
Constante	-0,0159	-0,97	0,331	Constante	0,04745	1,75	0,082
<i>OBS</i>	R^2	<i>B. Pagan</i>		<i>OBS</i>	R^2	<i>B. Pagan</i>	
208	0,5628	0,2833		208	0,5071	ND	
	$R^2 Adj$	<i>Reset</i>			$R^2 Adj$	<i>Reset</i>	
	0,5542	0,3277			ND	ND	

Fonte: Resultados da pesquisa

Modelo de Jones Modificado: $ACT = \alpha + \beta_1(\Delta REC_{i,t} / AT_{i,t-1}) + \beta_2(AP_{i,t} / AT_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} + \beta_3 D1_{i,t} + \beta_4 D2_{i,t}$. Em que: ACT = Acumulações totais; ΔREC = variação da receita da empresa i no período t , $AT_{i,t-1}$ = Ativo total da empresa i no período $t-1$; $AP_{i,t}$ = Ativo permanente da empresa i no período t ; α, β_1, β_2 = coeficientes estimados pela regressão. Modelo KS: $ACT = \Phi_0 + \Phi_1(\delta_1 Rec_{i,t}) + \Phi_2(\delta_2 Desp_{i,t}) + \Phi_3(\delta_3 A.Perm_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} + \Phi_4 D1_{i,t} + \Phi_5 D2_{i,t}$. Em que ACT = Acumulações totais; $Rec_{i,t}$ = receitas da empresa i no período t ; $Desp_{i,t}$ = despesas da empresa i no período t e $APerm_{i,t}$ = ativo permanente da empresa i no período t ; $\delta_1 = (CR_{i,t-1} / Rec_{i,t-1})$; $\delta_2 = (CPD_{i,t-1} / Desp_{i,t-1})$; $\delta_3 = (Depr_{i,t-1} / PPEQ_{i,t-1})$; $CR_{i,t-1}$ = Contas a receber no período $t-1$; $Depr_{i,t-1}$ = Despesas de Depreciação e Amortização no período $t-1$; $PPEQ_{i,t-1}$ = Ativo Permanente no período $t-1$; $CPD_{i,t-1}$ a soma das contas patrimoniais relacionadas com as despesas. As variáveis são medidas em termos de ativos totais. $\Phi_0, \Phi_1, \Phi_2, \Phi_3$ = coeficientes estimados pela regressão. As variáveis *dummy* $D1$ e $D2$ diferenciam, respectivamente, as empresas que contrataram outros serviços que não de auditoria de seu auditor externo por valor inferior a 5% e superior a 5%.

Os resultados apontaram a existência de relação entre a prestação concomitante de outros serviços pela auditoria externa, em valor superior a 5% do total pago à empresa de auditoria, quando se utilizou o Modelo de Jones Modificado. Esta regressão não apresentou os problemas de heterocedasticidade, multicolinearidade e erro de especificação, o que limitaria a interpretação dos resultados, como ocorreu com a regressão estimada por meio do Modelo KS. O coeficiente positivo dessa variável indica que a prestação concomitante de outros serviços pelo auditor independente por honorários superiores a 5% do total global pago à empresa de auditoria aumenta as acumulações totais calculadas por meio do Modelo de Jones Modificado.

Como não é possível segregar as acumulações discricionárias positivas das negativas, este resultado sugere que a prestação concomitante de outros serviços pela auditoria externa aumenta as acumulações totais. Assim, há indícios de que o auditor externo, quando presta outros serviços que não de auditoria por honorários superiores a 5% do total global pago à empresa de auditoria, estaria menos propenso a questionar as escolhas contábeis de seus clientes.

Por outro lado, Arruñada (1999), além de afirmar que as evidências empíricas disponíveis não sustentam as argumentações de prejuízo da independência do auditor mediante a prestação concomitante de outros serviços, argumenta que a prestação desses pode aperfeiçoar a capacidade de monitoramento do auditor, uma vez que proporciona maior conhecimento dos negócios do cliente.

Os resultados observados para a regressão estimada por meio do modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson, para o período de 2009, também apontaram uma maior propensão ao gerenciamento de resultados buscando reduzi-lo, quando se aumenta a relação entre os honorários pagos por outros serviços que não de auditoria e o total global pago à empresa de auditoria. Assim, o resultado que apontou relação significativa entre a prestação concomitante de outros

serviços pelo auditor externo e o gerenciamento de resultados sugerem que esta relação é válida somente quando se tem como objetivo a redução dos resultados contábeis. Os resultados obtidos para a estimação das acumulações discricionárias por meio do Modelo de Jones Modificado com variáveis *dummy* sugerem, inclusive, que a prestação de outros serviços que não de auditoria pelo auditor externo eleva as acumulações totais.

4.3.5 Síntese dos resultados encontrados para as hipóteses de pesquisa

A partir da aplicação dos modelos econométricos explicados no tópico dedicado à metodologia, todas as hipóteses de pesquisa foram testadas, com a utilização de dois modelos para estimação da *proxy* para o gerenciamento de resultados: as acumulações discricionárias calculadas por meio do Modelo de Jones Modificado e Modelo KS, ambos por MQO. O QUADRO 5 contrapõe os resultados obtidos para cada uma das hipóteses, segregando as observações obtidas a partir das estimações por meio do Modelo de Jones Modificado e Modelo KS.

QUADRO 5
Resultados encontrados para as hipóteses de pesquisa

H₁: Quanto maiores os honorários pagos pela prestação concomitante de outros serviços pela empresa de auditoria independente, maior será a propensão à prática de gerenciamento de resultados, em empresas brasileiras de capital aberto.	
<i>Proxy para o gerenciamento de resultados</i>	
Acumulações discricionárias estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado	Acumulações discricionárias estimadas por meio do Modelo KS
Os resultados sugerem a inexistência de relação significativa entre os honorários pela prestação concomitante de outros serviços pela firma de auditoria, nos períodos de 2006, 2007 e 2008. Observou-se em 2009, contudo, a existência de relação significativa negativa entre as acumulações discricionárias negativas e a variável analisada, sugerindo que a prestação concomitante de outros serviços pelo auditor independente aumenta a vulnerabilidade ao gerenciamento de resultados, quando esse é praticado para reduzir os resultados contábeis. A análise que utilizou o Modelo para Dados Empilhados não identificou relação entre a prestação concomitante de outros serviços pela firma de auditoria externa e o gerenciamento de resultados, mensurado a partir das acumulações discricionárias absolutas, nos períodos de 2006 a 2009. Verificou-se, também, a existência de relação positiva entre a prestação de outros serviços que não de auditoria por honorários superiores a 5% em relação ao total pago à auditoria e as acumulações totais, em 2008 e na análise que combinou séries temporais e cortes transversais.	Os resultados sugerem a inexistência de relação significativa entre os honorários pagos às empresas de auditoria pela prestação concomitante de outros serviços, em todos os períodos analisados, tanto para acumulações discricionárias absolutas quanto positivas e negativas. A análise que combinou cortes transversais e séries temporais também sugere a inexistência de relação entre a prestação concomitante de outros serviços pela firma de auditoria de o gerenciamento de resultados, nos períodos de 2006 a 2009. Verificou-se, em 2008, a partir da inclusão de variáveis <i>dummy</i> ao modelo, a existência de relação positiva entre a prestação concomitante de outros serviços pela firma de auditoria independente por honorários superiores a 5% sobre o total pago e as acumulações totais.
H₂: As regras de governança corporativa requeridas pela Lei Sarbanes-Oxley contribuem para a redução das acumulações discricionárias em empresas brasileiras de capital aberto.	
<i>Proxy para gerenciamento de resultados</i>	
Acumulações discricionárias estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado	Acumulações discricionárias estimadas por meio do Modelo KS
Não foi observada relação significativa entre a variável ADR, que diferencia as companhias que negociam ADR das demais, e as acumulações discricionárias, em nenhum dos períodos analisados, nem tampouco na análise que combina séries temporais e cortes transversais. Assim, H₂ foi rejeitada para todos os períodos.	Somente não se rejeita H₂ para a análise que combina séries temporais e cortes transversais. Nesta análise, observou-se uma relação negativa entre a variável ADR e as acumulações discricionárias, sugerindo que a adesão das práticas de governança corporativa requeridas pela Lei <i>Sarbanes-Oxley</i> reduz a propensão ao gerenciamento de resultados. Não foi observada relação significativa entre a variável ADR e as acumulações discricionárias absolutas, negativas e positivas, quando os dados foram segregados por período.

(Continua)

QUADRO 5 (Continuação)
Resultados encontrados para as hipóteses de pesquisa

H₃: A expertise, porte e reputação das empresas de auditoria que compõem o grupo <i>Big Four</i> contribuem para a redução das acumulações discricionárias em empresas brasileiras de capital aberto.	
<i>Proxy para o gerenciamento de resultados</i>	
Acumulações discricionárias estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado	Acumulações discricionárias estimadas por meio do Modelo KS
Os resultados sugerem a existência de relação entre a variável <i>BFour</i> , que distingue as companhias auditadas por uma das empresas de auditoria que compõem o grupo <i>Big Four</i> das demais, apenas para o período de 2008.	Os resultados sugerem a existência de relação entre a variável <i>BFour</i> , que distingue as companhias auditadas por uma das empresas de auditoria que compõem o grupo <i>Big Four</i> das demais, apenas para o período de 2006.
Verificou-se em 2008 uma relação positiva entre as acumulações discricionárias negativas e a variável <i>BFOUR</i> , indicando que a expertise, porte e reputação da auditoria diminuem a propensão ao gerenciamento de resultados, quando o objetivo é a redução dos lucros.	Verificou-se, nesse período, uma relação negativa entre as acumulações discricionárias positivas e a variável <i>BFOUR</i> , sugerindo que a expertise, porte e reputação da empresa de auditoria contribuem para a diminuição do gerenciamento de resultados, quando o objetivo é a elevação dos lucros.
A partir da análise que combina cortes transversais e séries temporais, rejeita-se a hipótese de pesquisa, para os períodos de 2006 a 2009.	A partir da análise que combina cortes transversais e séries temporais, rejeita-se a hipótese de pesquisa, para os períodos de 2006 a 2009.
H₄: A extensão de tempo em que existe compromisso de prestação de serviço de auditoria aumenta a vulnerabilidade ao gerenciamento de resultados.	
<i>Proxy para o gerenciamento de resultados</i>	
Acumulações discricionárias estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado	Acumulações discricionárias estimadas por meio do Modelo KS
Os resultados apontaram para a inexistência de relação entre a extensão de tempo da prestação do serviço de auditoria e as acumulações discricionárias absolutas, negativas e positivas, nos períodos de 2006 a 2008.	Observou-se uma relação significativa entre a extensão do tempo da prestação de serviço de auditoria e as acumulações discricionárias negativas em 2006 e 2007.
A análise que combina cortes transversais e séries temporais também não apontou significância dessa variável.	Essa relação foi positiva, indicando que quanto maior o tempo de compromisso da prestação do serviço de auditoria, menor a propensão à prática de gerenciamento de resultados, quando o objetivo é a sua redução. Esse resultado contraria a literatura analisada, no sentido de que sugere que ao longo do tempo de prestação do serviço de auditoria, o auditor torna-se mais propenso a questionar as escolhas contábeis da administração.
Contudo, observou-se em 2009 uma relação positiva entre essa variável e as acumulações discricionárias absolutas, indicando que ao longo da prestação do serviço, o auditor externo torna-se mais propenso a não questionar as escolhas contábeis de seus clientes.	Não foi observada relação significativa entre a extensão de tempo da prestação de serviço de auditoria e as acumulações discricionárias para os demais períodos, nem tampouco para a análise que combina séries temporais e cortes transversais. Rejeitou-se, então, H ₄ em todos os períodos analisados.
O mesmo foi observado para as acumulações discricionárias negativas, nesse período, indicando que a vulnerabilidade à prática de gerenciamento de resultados é percebida quando o objetivo do gerenciamento é a redução dos resultados. Nesse sentido, não se rejeita H ₄ apenas para o período de 2009.	

(continua)

QUADRO 5 (continuação)
Resultados encontrados para as hipóteses de pesquisa

H5: A prestação de outros serviços que não de auditoria em valor inferior a 5% do total pago à empresa de auditoria não influencia a formação de acumulações discricionárias, o que justificaria a não obrigatoriedade de divulgação deste valor, concedida pela Instrução CVM 381/03.	
<i>Proxy para o gerenciamento de resultados</i>	
Acumulações discricionárias estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado	Acumulações discricionárias estimadas por meio do Modelo KS
A hipótese foi rejeitada apenas para o período de 2007, quando se observou uma relação negativa entre a variável <i>dummy</i> D1, que assume valor 1 caso a companhia tenha contratado outros serviços que não de auditoria em valor inferior a 5% em relação ao total pago à auditoria, e as acumulações totais. Já em 2008, observou-se significância da variável <i>dummy</i> D2, que assume valor 1 caso os honorários pagos por outros serviços que não de auditoria seja superior a 5% em relação ao total pago. A relação foi positiva, sugerindo que a prestação concomitante de outros serviços pela auditoria aumenta as acumulações totais. A variável D1 não foi significativa, não se rejeitando, nesse caso, H₅. O mesmo foi observado para a análise que combina séries temporais e cortes transversais. As variáveis <i>dummy</i> incluídas nos modelos estimados para os períodos de 2006 e 2009 não foram significativas.	Observou-se, em 2008, uma relação positiva entre a variável <i>dummy</i> D2 e as acumulações totais, sugerindo que a prestação concomitante de outros serviços pela firma de auditoria por valor superior a 5% em relação ao total pago aumenta as acumulações totais. A variável <i>dummy</i> D1 não foi significativa, indicando que a prestação de outros serviços que não de auditoria por honorários inferiores a 5% em relação ao total pago não influencia o gerenciamento de resultados. Nesse caso, não se rejeita H₅. Nos demais períodos, inclusive na análise que combina séries temporais e cortes transversais, ambas as variáveis <i>dummy</i> foram não significativas, indicando que a prestação concomitante de outros serviços pela firma de auditoria, independente de seu valor, não influenciou a formação de acumulações discricionárias.

Fonte: Resultados da pesquisa

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Nesta pesquisa, buscou-se identificar se a prestação concomitante de outros serviços pelo auditor independente favorece o gerenciamento de resultados em empresas brasileiras de capital aberto, nos períodos de 2006 a 2009. Especificamente, objetivou-se verificar se o auditor externo, como o agente na relação de agência, pode ser economicamente capturado pela Administração de seu cliente, reduzindo-se, assim, a sua capacidade de monitoramento. Objetivou-se verificar, também, se a reputação, expertise e porte da empresa de auditoria, além do ambiente de governança corporativa requerido pela Lei *Sarbanes-Oxley*, atenuam a prática de gerenciamento de resultados.

Para tanto, obteve-se os valores dos honorários pagos à empresa de auditoria por outros serviços que não de auditoria e o total global pago, nos relatórios de administração das empresas listadas nos Nível I, Nível II e Novo Mercado da Bovespa. Posteriormente, foram estimadas as acumulações discricionárias referentes aos períodos de 2006 a 2009, por meio do Modelo de Jones Modificado e Modelo KS, ambos por MQO, para as companhias que divulgaram os honorários pagos ao auditor independente por outros serviços e que possuem os dados contábeis necessários essa estimação.

Segundo a literatura, o Modelo KS corrige alguns problemas detectados no modelo de Jones e Modelo de Jones Modificado, como a omissão de variáveis e o viés resultante, ao utilizar como regressores não apenas as vendas, mas também o custo de mercadorias vendidas e outras despesas operacionais. De fato, observou-se para as estimações por meio do Modelo KS, utilizando o método de MQO, maior coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajustado) em algumas estimações, indicando maior ajuste da regressão aos dados. Entretanto, observou-se o problema da heterocedasticidade para estimação, por meio do Modelo KS, referente a 2009. Nesse caso, foram utilizados variâncias e erros padrão robustos, mas essa técnica possui limitações, devido à perda da eficiência dos estimadores de MQO na presença de heterocedasticidade.

Após o cálculo das acumulações discricionárias, estimou-se o modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson (2002), buscando identificar os fatores que são significativos para explicá-las. A adaptação do modelo de Frankel, Johnson e Nelson (2002), utilizada nesta

pesquisa, considera como variáveis explicativas a razão entre os honorários pagos por outros serviços que não de auditoria e o total global pago à empresa de auditoria, a extensão de tempo da prestação de serviços de auditoria, uma variável *dummy* que assume valor 1 (um) caso a empresa seja auditada por uma *Big Four* e 0 (zero) caso contrário, e outra variável *dummy*, que diferencia as empresas que possuem ADR das demais. Controlou-se o efeito do desempenho, custo de capital próprio, alavancagem e a divulgação de prejuízo no período anterior, sobre as acumulações discricionárias, a partir da inclusão das seguintes variáveis: acumulações totais, retorno sobre o ativo, valor de mercado, índice do valor de mercado sobre o valor patrimonial, risco sistêmico (beta de mercado), índice de endividamento e *dummy* que diferencia as empresas que divulgaram prejuízo no período anterior das demais.

Tendo em vista que a Instrução CVM 381/03 desobriga a divulgação dos honorários pagos por outros serviços que não de auditoria, prestados pelo auditor externo, quando esses não ultrapassarem 5% em relação ao total global pago, verificou-se, por meio da inclusão de variáveis *dummy* aos modelos de Jones Modificado e KS, se há significância da prestação desses serviços para explicação das acumulações discricionárias.

Os resultados obtidos a partir da estimação da adaptação do modelo de Frankel, Johnson e Nelson (2002) apontaram significância da prestação concomitante de outros serviços pelo auditor independente para explicação das acumulações discricionárias apenas para o período de 2009, quando o objetivo dessas acumulações é a redução dos resultados contábeis. Contudo, verificou-se, em 2008, uma relação positiva significativa entre a variável *dummy* que assume valor 1 caso a companhia tenha contratado outros serviços que não de auditoria por honorários superiores a 5% sobre o total global pago, sugerindo que a prestação desses serviços aumenta as acumulações totais. Esse resultado também foi observado por meio da análise que combina séries temporais e cortes transversais, quando se incluiu a variável *dummy* no Modelo de Jones Modificado.

Nestes casos, não se rejeitou a hipótese de pesquisa H_1 , de que a prestação concomitante de outros serviços pela auditoria independente aumenta a propensão ao gerenciamento de resultados. Assim, os resultados da análise de dados desta pesquisa sugerem que a prestação concomitante de outros serviços que não de auditoria impacta o gerenciamento de resultados apenas quando esse é praticado para a redução dos resultados contábeis. Ressalta-se que H_1 foi rejeitada para as demais análises.

A variável ADR, que distingue as empresas que aderiram às práticas de governança corporativa requeridas pela Lei *Sarbanes-Oxley* das demais, somente se mostrou significativa por meio da análise que considera como *proxy* para o gerenciamento de resultados as acumulações discricionárias estimadas por meio do Modelo KS, quando consideradas todas as observações, pelo modelo de dados empilhados (*Pooled*). Observou-se, nesse caso, que as companhias que negociam ADR são menos propensas a gerenciar seus resultados, conforme preceitua a literatura analisada. Assim, neste caso, não se rejeitou a hipótese de pesquisa H₂, de que as regras de governança corporativa requeridas pela Lei *Sarbanes-Oxley* contribuem para a redução das acumulações discricionárias em empresas brasileiras de capital aberto.

A variável BFOUR foi significativa para explicar as acumulações discricionárias positivas, estimadas por meio do Modelo KS no período de 2006, e das acumulações discricionárias negativas, estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado no período de 2008. A relação entre essa variável e o gerenciamento de resultados é inversa, indicando que a expertise, reputação e porte da empresa de auditoria desfavorece essa prática. Assim, nesses casos, não se rejeitou a hipótese de pesquisa H₃, de que a expertise, porte e reputação das empresas de auditoria que compõem o grupo *Big Four* contribuem para a redução das acumulações discricionárias. Pode-se auferir que essas empresas, por possuírem uma maior carteira de clientes e por zelarem por uma reputação mundialmente conhecida, são detentoras de maior independência em relação a seus clientes.

Os resultados indicaram relação inversa entre o gerenciamento para redução dos resultados e a extensão de tempo da prestação de serviços de auditoria nos períodos de 2006 e 2007. Nesses casos, rejeitou-se a hipótese de pesquisa H₄, de que a extensão de tempo em que existe compromisso de prestação de serviço de auditoria aumenta a vulnerabilidade ao gerenciamento de resultados. Não se rejeitou H₄, contudo, em 2009 e a partir da análise que combina séries temporais e cortes transversais, haja vista que os resultados apontaram relação positiva entre essa variável e as acumulações discricionárias absolutas, estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado.

Também se observou, em 2009, indícios de que quanto maior o tempo de prestação de serviços de auditoria pela mesma empresa, maior a formação de acumulações discricionárias negativas estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado. Não se rejeita H₄ a partir dessas observações, o que sugere que a empresa de auditoria se torna economicamente atrelada ao

cliente ao longo do período de prestação dos serviços, comprometendo a sua independência em relação à administração e diminuindo, assim, a sua capacidade de monitoramento. Esses resultados estão em linha com a regulação brasileira sobre o assunto, que exige o rodízio de auditores a cada 5 (cinco) anos. A Lei SOX, por outro lado, exige apenas a rotatividade do sócio de auditoria.

Os resultados da inclusão de variáveis *dummy* ao Modelo de Jones Modificado e ao Modelo KS sugerem que não há relação entre a prestação de concomitante de outros serviços pelo auditor externo, independente do valor envolvido, nos períodos de 2006 e 2009. Observou-se, inclusive, redução do R^2 ajustado dessas regressões. Contudo, em 2007, apesar do Modelo KS não ter apontado significância das variáveis *dummy* incluídas ao modelo, a estimação por meio do Modelo de Jones Modificado indicou existência de relação inversa entre as acumulações não discricionárias e a prestação concomitante de outros serviços pela empresa de auditoria por valor inferior a 5% sobre o total global pago à empresa de auditoria.

Em 2008, por outro lado, os dois modelos apontaram significância da variável *dummy* que diferencia as empresas que prestaram serviços por montante superior a 5% sobre o total pago. O coeficiente de determinação dessa variável foi positivo, elevando, assim, as acumulações totais. A combinação de cortes transversais e séries temporais também indicaram significância da prestação concomitante de outros serviços pela firma de auditoria por honorários superiores a 5% sobre o total global pago, para a estimação por meio do Modelo de Jones Modificado.

Assim, a hipótese de pesquisa H₅, de que a prestação de outros serviços que não de auditoria em valor inferior a 5% do total pago à empresa de auditoria não influencia a formação de acumulações discricionárias, foi rejeitada apenas para o período de 2007, quando se considera a estimação por meio do Modelo de Jones Modificado. As demais observações indicam a não significância da variável *dummy* que distingue as companhias que contrataram outros serviços que não de auditoria por honorários inferiores a 5% sobre o total global pago.

Nesse sentido, o resultado que apontou relação significativa entre a prestação concomitante de outros serviços pelo auditor externo e o gerenciamento de resultados sugere validade dessa relação somente quando o objetivo é a redução dos resultados. Os resultados obtidos para a estimação por meio da inclusão de variáveis *dummy* ao Modelo de Jones Modificado e Modelo KS, no período de 2008, sugerem, inclusive, que a prestação concomitante de outros serviços pelo auditor externo tem o efeito de elevar as acumulações totais. Uma

possível análise desse resultado considera as particularidades da legislação tributária brasileira, que pode incentivar a prática de gerenciamentos de resultados para sua redução.

Observou-se, contudo, discrepância entre os resultados dos diferentes períodos e da *proxy* utilizadas para o gerenciamento de resultados: acumulações discricionárias estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado e Modelo KS. Diante disso, não foi possível inferir, a partir de uma análise global dos resultados, que há a perda de independência mediante a prestação concomitante de outros serviços pelo auditor, nem tampouco ao longo do tempo de prestação do serviço. Também não foi possível concluir quanto à superioridade do monitoramento de empresas de auditoria que possuem maior expertise, reputação e porte, como é o caso das *Big Four*. Ressalta-se, entretanto, que foram observadas relações inversas entre essa variável e as acumulações discricionárias em alguns períodos analisados, em linha com os trabalhos de Krishnan (2003) e Almeida e Almeida (2009). A adesão às práticas de governança corporativa requeridas pela Lei SOX também não se mostrou significativa para explicar as acumulações discricionárias em todas as observações.

Assim, os resultados não foram conclusivos, uma vez que as observações obtidas para o Modelo de Jones Modificado não foram confirmadas pelo Modelo KS e vice versa, nem tampouco a análise segregada por período foi unânime.

Ressalta-se que esta pesquisa não teve o objetivo de comparar a força de estimação das acumulações discricionárias por meio dos dois modelos utilizados, nem tampouco a sua validade teórica e empírica, mas testar as hipóteses de pesquisas por meio de duas alternativas de mensuração das acumulações discricionárias, como *proxy* para o gerenciamento de resultados.

Merece destaque o fato de que o caso em que houve relação significativa entre a prestação concomitante de outros serviços pelo auditor independente e as acumulações discricionárias, essa relação foi inversa, indicando que ela é válida somente quando o objetivo da manipulação é a redução dos resultados contábeis.

Os resultados da pesquisa, contudo, devem ser analisados com cautela, uma vez que foram encontradas as seguintes limitações no estudo:

(1) número reduzido de empresas que divulgaram no Relatório de Administração o valor dos honorários de outros serviços que não de auditoria e o total pago à empresa de auditoria e ainda que possuíam os dados contábeis para estimação das acumulações discricionárias nos quatro períodos analisados; (2) limitações estatísticas observadas em algumas estimações, no decorrer

do tratamento dos dados, como a medida corretiva adotada para heterocedasticidade e anormalidade dos resíduos (3) limitações inerentes aos modelos Jones Modificado (1995) e Modelo KS (1995), como a possível contaminação das variáveis utilizadas para controle do ambiente econômico pelo gerenciamento de resultados e o fato de não controlarem desempenhos extremos de fluxos de caixa e desempenho (4) omissão de fatores que podem impactar o gerenciamento de resultados no modelo adaptado de Frankel, Johnson e Nelson (2002), como outras práticas de governança corporativa, classificação setorial e a existência de créditos tributários e impostos diferidos.

Sugere-se para futuras pesquisas a utilização de outros modelos para estimação das acumulações discricionárias, como por exemplo, aquele desenvolvido por Paulo (2007) ou outra técnica de detecção do gerenciamento de resultados, como a propensão para atingir *benchmarks*. A utilização de dados em painel também pode levar a resultados divergentes daqueles observados nesta pesquisa. Sugere-se, também, a verificação de outros fatores que podem impactar o gerenciamento de resultados, que não foram considerados na adaptação do modelo de Frankel, Johnson e Nelson (2002), como por exemplo, a existência de créditos tributários e a classificação setorial.

Além disso, seria interessante verificar o efeito dos honorários recebidos pela prestação de outros serviços que não de auditoria sobre o faturamento da empresa de auditoria e essa relação sobre o gerenciamento de resultados. Outro estudo de relevância sobre o tema é a análise do efeito sobre o retorno das ações no mercado de capitais brasileiro sobre a divulgação dos honorários pagos pela prestação concomitante de outros serviços que não de auditoria pela auditor independente, a exemplo do estudo de Frankel, Johnson e Nelson (2002).

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, José Elias Feres; ALMEIDA, Juan Carlos Goes de. Auditoria e *earnings management*: estudo empírico nas empresas abertas auditadas pelas *Big Four* e demais firmas de auditoria. **Revista Contabilidade & Finanças**, São Paulo, v. 20, n. 50, p. 62-74, ago. 2009.

ALMEIDA, José Elias Feres de *et al.*. Earnings management and industry classification in brazil: an exploratory investigation. **Corporate Ownership & Control**, Ucrânia, v. 3, n. 1, p. 144-149, Fall 2005.

ANDRADE, Maria Margarida. **Como preparar trabalhos para cursos de pós graduação**. 6 ed. São Paulo: Atlas, 2004.

ARRUÑADA, Benito. The provision of non-audit services by auditors: let the market involve and decide. **International Review of Law and Economics**, New York: v. 19, n. 4, p. 513-531, Dec.1999.

AZEVEDO, Filipe; COSTA, Fábio Moraes. Efeito da troca da firma de auditoria no gerenciamento de resultados das companhias abertas brasileiras. In: CONGRESSO ANPCONT, 2., 2008, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPCONT, 2008.

BARTOV; E., GUL; F. A; TSUI; J. S. L. Discretionary accruals models and audit qualifications. **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam v. 30, n.3, p. 421-452, Dec.2000.

BOWEN, Robert M., RAJGOPAL; Shivaram, VENKATACHALAM, Mohan. **Accounting discretion, corporate governance and firm performance**. 2005. (14th Annual Conference on Financial Economics and Accounting (FEA); EFA 2003 Annual Conference Paper, 127). Disponível em <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=367940>. Acesso em: 3 jun.2010.

BROWN, L. D. A temporal analysis of earnings surprises: profits versus losses. **Journal of Accounting Research**, Chicago, v. 39, n. 2, p. 221-241, Sept. 2001.

BROWN, James; FALASCHETTI, Dino; ORLANDO, Michael. **Auditor independence and earnings quality: evidence for market discipline vs. Sarbanes-Oxley Proscriptions**. 2008. (FSU College of Law, Public Law Research Paper, 259). Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=940847>. Acesso em: 1 jul. 2009.

BUSHMAN, R. M.; SMITH, A. J. Financial accounting information and corporate governance. **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 32, n.1-3, p. 237-333, Dec. 2001.

BURGSTALER, D.; DICHEV, I. Earnings Management to avoid earnings decrease and losses. **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 24, n. 1, p. 99-126, Dec.1997.

CONSELHO FEDERAL DE CONTABILIDADE (Brasil). **Resolução CFC nº 1311/10**, de 9 de dez. 2010. Aprova a NBC PA 290 - Independência -Trabalhos de auditoria e revisão.Disponível em <http://www.cfc.org.br/sisweb/sre/detalhes_sre.aspx?Codigo=2010/001311> .Acesso em: 12 maio 2011.

CLARK, Charles Robert. **Corporate governance changes in the wake of the sarbanes-oxley act: a morality tale for policymakers**. 2005. (Harvard Law and Economics Discussion Paper, 525). Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=808244###>. Acesso em: 15 jan. 2010.

COHEN, Daniel A.; DEY, Aiyesha; LYS, Thomas Z. **Real and accrual-based earnings management in the pre- and Post-Sarbanes-Oxley periods**. Social Science Research Network, 2005. (Financial Accounting and Reporting Section (FARS) Meeting Paper). Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=813088>. Acesso em: 1 jul. 2009.

COHEN, Jeffrey; KRISHNAMOORTHY, Ganesh; WRIGHT, Arnie. **Auditor experience of corporate governance in the Post Sarbanes-Oxley Era**. [2007?].Disponível em: <http://aaahq.org/audit/midyear/08midyear/papers/19_Cohen_AuditorExperiences.pdf>. Acesso em: 7 maio 2010.

COLLADO, Carlos Fernandez; LUCIO, Rilor Baptista; SAMPIERI, Roberto Hernandez. **Metodologia de pesquisa**. 3.ed. São Paulo: McGrawHill, 2006.

COMISSÃO DE VALORES MOBILIÁRIOS. (Brasil). **Instrução CVM 308**, de 14 de maio de 1999. Dispõe sobre o registro e o exercício da atividade de auditoria independente no âmbito do mercado de valores mobiliários, define os deveres e as responsabilidades dos administradores das entidades auditadas no relacionamento com os auditores independentes, e revoga as Instruções CVM nos. 216, de 29 de junho de 1994, e 275, de 12 de março de 1998. Rio de Janeiro, 1999. Disponível em: <<http://www.cvm.gov.br/asp/cvmwww/atos/exiatio.asp?File=%5Cinst%5Cinst308.htm>> Acesso em: 3 abr. 2010.

COMISSÃO DE VALORES MOBILIÁRIOS. (Brasil). **Instrução CVM 381**, de 14 de janeiro de 2003. Dispõe sobre a divulgação, pelas Entidades Auditadas, de informações sobre a prestação, pelo auditor independente, de outros serviços que não sejam de auditoria externa. Rio de Janeiro,

2003. Disponível em:
<http://www.cvm.gov.br/asp/cvmwww/atos/exiatio.asp?Tipo=I&File=/inst/inst381.htm> Acesso em: 3 abr. 2010.

DAVIS, Larry R. **Auditor tenure, auditor independence and earnings management.** Michigan Tech University, 2000. Disponível em:
<http://aaahq.org/audit/midyear/01midyear/papers/soo.pdf>. Acesso em: 5 fev.2010.

DAVIS, Larry R; RICCHIUTE, David N.; TROMPETER, Greg. Audit effort, audit fees, and the provision of nonaudit services to audit clients. **The Accounting Review**, Sarasota, v. 68, n. 1, p. 135-150, Jan.1993.

DEANGELO, L. Auditor size and audit quality. **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 3, n.3, p. 183-199, Dec. 1981.

DEANGELO, L. Accounting numbers as market valuation substitutes: a study of management buyouts of public stockholders. **The Accounting Review**, Sarasota, v. 41, n.3, p. 400-420, Jul. 1986.

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

DECHOW, P. M; SLOAN, R.G. Executive incentives and the horizon problem: An empirical investigation. **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 14, n.1, p. 51-89, Mar. 1991

DEE, Carol Callaway; LULSEGED, Ayalew A.; NOWLIN ,Tanya S. **Earnings quality and auditor independence: an examination using non-audit fee data.** Social Science Resource Network, 2002. Disponível em: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=304185. Acesso em: 15 abr. 2010.

DEFOND, Mark L.; RAGHUNANDAN, K.; SUBRAMNYAM, K. R. Do non-audit service fees impair auditor independence? Evidence from going concern audit opinions. **Journal of Accounting Research**, Chicago, v. 40, n. 4, p. 1-40, Sept. 2002.

DEMO, Pedro. **Metodologia científica em ciências sociais.** São Paulo: Atlas, 2007.

FRANCIS, Jennifer *et al.* The market pricing of earnings quality. *Draft. Journal of Accounting and Economics*, Amsterdam, v. 39, n. 2, p. 295-327, Oct. 2002.

FRANKEL, Richard M.; JOHNSON, Marilyn F.; NELSON, Karen K. The relation between auditor's fees for non-audit services and earnings quality. **The Accounting Review**, Sarasota, v. 77, p.71-105, 2002. Supplement.

GENDRON, Yves; BÉDARD, Jean. On the constitution of audit committee effectiveness. **Accounting Organizations and Society**, Oxford, v. 31, n.3, p. 211-239, Apr. 2006.

GUJARATI, Damodar. 2006. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 2006.

HEALY, P. M; WAHLEN, J. M. A review of the earnings management literature and its implication for standards setting. **Accounting Horizons**, Sarasota, v. 13, n. 4, p. 365-383, Dec.1999.

HEALY, P. M. The effects of bonus schemes on accounting decisions. **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 7, n.1-3, p. 85-107, Apr. 1985.

HIRST, D. Eric. Auditor sensitivity to earnings management. **Contemporary Accounting Research**, Toronto, v. 11, n. 1, p. 405-422, Summer-Fall 1994.

INTERNATIONAL FEDERATION OF ACCOUNTANTS **200. Overall objectives of the independent auditor and the conduct of an audit in accordance with international standards on auditing**. 2009. Disponível em: <<http://web.ifac.org/download/a008-2010-iaasb-handbook-isa-200.pdf>>. Acesso em: 1 maio 2011.

JENSEN, Michael C.; MECKLING, William H. Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure. **Journal of Financial Economics**, Lausanne, v. 3, n. 4, p. 305-360, Oct. 1976.

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

KANG, Sok-Hyon; SIVARAMAKRISHNAN, K. Issues in testing earnings management and a instrumental variable approach. **Journal of Accounting Research**, Chicago, v. 33, n. 2, p. 353-367, Autumn 1995.

KINNEY, Willian R.; PALMROSE, Zoe-Vonna; SCHOLZ, Susan. Auditor independence and non-audit services: what do restatements suggests? **Journal of Accounting Research**, Chicago, v. 42, n. 3, p. 561-588, Apr.2003.

KOCH, Christopher; WEBER, Martin; WÜSTEMANN, Jens. **Can auditors be independent? Experimental evidence**. Universitat Mannheim, 2007. Disponível em: <http://madoc.bib.uni-mannheim.de/madoc/volltexte/2009/2509/pdf/dp07_59.pdf>. Acesso em: 15 ago. 2010.

KRISHNAN, Gopal V. Does big 6 auditor industry expertise constrain earnings management? **Accounting Horizons**, Sarasota, v. 17, p.1-16, 2003. Supplement.

LACKER, David F. RICHARDSON, Scott A. Fees Paid to audit firms, accruals choices, and corporate governance. **Journal of Accounting Research**, Chicago, v. 42, n. 3, p. 625-658, Apr. 2004.

LELIS, Debora Lage Martins *et al.* A evidenciação de informações financeiras: estudo empírico em empresas brasileiras dos setores de telecomunicações e consumo não cíclico. In: CONGRESSO DE CONTABILIDADE E AUDITORIA, 12., 2008, Aveiro. **Anais...** Aveiro: ISCAC., 2008. 1 CD-ROM.

Levitt, A. **The numbers game**. NYU Center for Law and Business, 1998. Disponível em: <<http://www.sec.gov/news/speech/speecharchive/1998/spch220.txt>>. Acesso em: 15 abr. 2010.

Levitt, A. **Renewing the covenant with investors**. NYU Center for Law and Business, 2000. Disponível em: <<http://www.sec.gov/news/speech/spch370.htm>>. Acesso em: 15 abr.2010.

LOBO, Gerald J.; ZHOU, Jian. Did conservatism in financial reporting increase after the Sarbanes-Oxley act? Initial evidence. **Accounting Horizons**, Sarasota, v. 20, n. 1, p. 57-73, Mar. 2006.

MOREIRA, Luiz Fernando. Multicolinearidade em análise de regressão. In: SEMEAD administração no contexto internacional, 9., 2006, São Paulo. **Anais...** São Paulo: SEMEAD, 2006, 1, CD-ROM.

MARTINEZ, Antônio L. **“Gerenciamento” dos resultados contábeis: estudo empírico das companhias abertas brasileiras**. 2001. 154 f. Tese (Doutorado em Ciências Contábeis) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2001.

MCNICHOLS; M.; WILSON, G. P. Evidence of earnings management from the provision for bad debts. **Journal of Accounting Research**, Chicago, v. 26, p. 1-31, 1988. Supplement .

MENDONÇA, M. M. *et al.*. 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. In: congresso usp de controladoria e contabilidade, 8., 2008, São Paulo. **Anais...** São Paulo: Universidade de São Paulo, 2008.

MOORE, Don A. *et al.* Conflicts of interest and the case of auditor independence: moral seduction and strategic issue cycling. **Academy of Management Review**, Mississippi, v. 31, n. 1, p. 10-29, Jan. 2006.

NARDI, Paula Carolina Ciampaglia; NAKAO, Silvio Hiroshi. Gerenciamento de resultados e a relação com o custo da dívida das empresas brasileiras abertas. **Revista Contabilidade e Finanças**, São Paulo, v. 20, n. 51, p.77-100, set./dez. 2009.

NARDI, Paula Carolina Ciampaglia *et al.*. Gerenciamento de resultados e seu impacto no custo de captação das empresas brasileiras. In: CONGRESSO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS CONTÁBEIS – ANPCONT, 2, 2008, Salvador. **Anais...** Salvador: Associação Nacional dos Programas de Pós-Graduação em Ciências Contábeis, 2008.

PAULO, Edilson. **Manipulação das informações contábeis: uma análise teórica e empírica sobre os modelos operacionais de detecção de gerenciamentos de resultados**. 2007. 258 f. Tese (Doutorado em Ciências Contábeis) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2007.

PETRONI, K. Optimistic reporting in the property-casualty insurance industry. **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 15, n.4, p. 485-508, Dec.1992.

PUBLIC COMPANY ACCOUNTING OVERSIGHT BOARD. **Auditing standard nº 5: an audit of internal control over financial reporting that is integrated with an audit of financial 2007**. Disponível em <http://pcaobus.org/Standards/Auditing/Pages/Auditing_Standard_5.aspx>. Acesso em: 16 jan. 2010.

RAMOS, Gisele Martins; MARTINEZ, Antonio Lopo. Governança corporativa e gerenciamento de resultados contábeis. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO, 30., 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPAD, 2006.

UNITED STATES. Security and Exchange Commission. **Release S7-13-00:** - revision of the Commission's Auditor Independence Requirements. 2001. Disponível em: <<http://www.sec.gov/rules/final/33-7919.htm>>. Acesso em: 5 fev. 2010.

UNITED STATES. Security and Exchange Commission. **Release -02:** strengthening the Commission's Requirements Regarding Auditor Independence, de 2003. Disponível em: <<http://www.sec.gov/news/press/2003-9.htm>>. Acesso em: 5 fev. 2010.

TETLOCK, Philip E.. Accountability: a social check on the fundamental attribution error. **Social Psychology Quarterly**, Washington, v. 48, n. 3, p. 227-236, Sept.1985.

THOMAS, Jacob; ZHANG, Xiao-jun. Identifying unexpected accruals: a comparison of current approaches. **Journal of Accounting and Public Policy**, New York, v. 19, n. 4/5, p. 347-376, Sept. 2000.

WATTS, R. L.; ZIMMERMAN, J. L. **Positive accounting theory**. Englewood Cliffs: Prentice-Hall, 1986.

WATTS, R. L.; ZIMMERMAN, J. L..Agency problems, auditing, and the theory of the firm: some evidence. **The Journal of Law and Economics**, Chicago, v. 26, n. 3, p. 613-633, Oct.1983.

WATTS, R. L. What has the invisible hand achieved? **Social Science Research Network**, 2006. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=879811>>. Acesso em: 15 abr. 2010.

XIE, Biao; DAVIDSON III, Wallace N; DADALT, Peter J. Earnings management and corporate governance: the role of the Board and the Audit Committee. **Journal of Corporate Finance**, Amsterdam, v. 9, n.3, p. 295-316, June 2003.

APÊNDICE A – Resultado das regressões para estimação das acumulações discricionárias

A.1 Modelo de Jones Modificado – Período de 2006

. regress act reccr ap

Source	SS	df	MS	Number of obs = 52		
Model	.129574994	2	.064787497	F(2, 49) = 10.96		
Residual	.2897105	49	.005912459	Prob > F = 0.0001		
Total	.419285494	51	.008221284	R-squared = 0.3090		
				Adj R-squared = 0.2808		
				Root MSE = .07689		

	act	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
reccr		-.1120633	.0813655	-1.38	0.175	-.2755733	.0514468
ap		-.2195654	.0507257	-4.33	0.000	-.3215024	-.1176283
_cons		.0588613	.0252911	2.33	0.024	.008037	.1096856

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: reccr ap

chi2(2) = 2.78

Prob > chi2 = 0.2487

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of act

Ho: model has no omitted variables

F(3, 46) = 0.04

Prob > F = 0.9907

Variable	VIF	1/VIF
ap	1.01	0.991530
reccr	1.01	0.991530
Mean VIF	1.01	

A.2 Modelo de Jones Modificado – Período de 2007

. regress act reccr aperm

Source	SS	df	MS	Number of obs = 52		
Model	.193769443	2	.096884722	F(2, 49) = 18.36		
Residual	.258578525	49	.005277113	Prob > F = 0.0000		
Total	.452347969	51	.008869568	R-squared = 0.4284		
				Adj R-squared = 0.4050		
				Root MSE = .07264		

	act	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
reccr		.0893839	.0200438	4.46	0.000	.0491044	.1296635
aperm		-.1776556	.0396064	-4.49	0.000	-.2572477	-.0980634
_cons		.0455574	.0243609	1.87	0.067	-.0033977	.0945125

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: reccr aperm

chi2(2) = 1.61

Prob > chi2 = 0.4466

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of act
 Ho: model has no omitted variables
 $F(3, 46) = 1.40$
 Prob > F = 0.2554

Variable	VIF	1/VIF
aperm	1.01	0.991984
reccr	1.01	0.991984
Mean VIF	1.01	

A.3 Modelo de Jones Modificado – Período de 2008

. regress act reccr aperm

Source	SS	df	MS	Number of obs =	52
Model	.27348273	2	.136741365	F(2, 49) =	8.92
Residual	.751212928	49	.015330876	Prob > F =	0.0005
				R-squared =	0.2669
				Adj R-squared =	0.2370
Total	1.02469566	51	.020092072	Root MSE =	.12382

act	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
reccr	-.0044358	.0906266	-0.05	0.961	-.1865566 .1776851
aperm	-.2658616	.0629585	-4.22	0.000	-.3923813 -.1393418
_cons	.1353314	.0425922	3.18	0.003	.0497392 .2209236

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
 Ho: Constant variance
 Variables: reccr aperm
 $\chi^2(2) = 0.21$
 Prob > $\chi^2 = 0.8985$

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of act
 Ho: model has no omitted variables
 $F(3, 46) = 1.80$
 Prob > F = 0.1604

Variable	VIF	1/VIF
aperm	1.00	0.999053
reccr	1.00	0.999053
Mean VIF	1.00	

A.4 Modelo de Jones Modificado – Período de 2009

regress act reccr aperm

Source	SS	df	MS	Number of obs =	52
Model	1.78873833	2	.894369165	F(2, 49) =	115.64
Residual	.378959949	49	.007733877	Prob > F =	0.0000
Total	2.16769828	51	.042503888	R-squared =	0.8252
				Adj R-squared =	0.8180
				Root MSE =	.08794

	act	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
	reccr	.0551493	.0524798	1.05	0.298	-.0503127 .1606113
	aperm	-.116324	.0323166	-3.60	0.001	-.1812667 -.0513813
	_cons	.0034094	.0202461	0.17	0.867	-.0372767 .0440955

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance
Variables: reccr aperm

chi2(2) = **1.48**
Prob > chi2 = **0.4764**

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of act

Ho: model has no omitted variables
F(3, 46) = **0.54**
Prob > F = **0.6549**

Variable	VIF	1/VIF
aperm	35.02	0.028555
reccr	35.02	0.028555
Mean VIF	35.02	

A.5 Modelo KS – Período de 2006

. regress act r1r r2d r3a

Source	SS	df	MS	Number of obs =	52
Model	.652501114	3	.217500371	F(3, 48) =	23.31
Residual	.447890752	48	.009331057	Prob > F =	0.0000
Total	1.10039187	51	.021576311	R-squared =	0.5930
				Adj R-squared =	0.5675
				Root MSE =	.0966

	act	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
	r1r	.1759793	.1740947	1.01	0.317	-.1740616 .5260202
	r2d	.0973833	.049822	1.95	0.056	-.0027905 .1975571
	r3a	-2.19919	.3921172	-5.61	0.000	-2.987594 -1.410785
	_cons	.0559672	.0351318	1.59	0.118	-.0146699 .1266044

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance
Variables: r1r r2d r3a

chi2(3) = **4.22**
Prob > chi2 = **0.2382**

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of act
 Ho: model has no omitted variables
 F(3, 45) = **0.91**
 Prob > F = **0.4458**

Variable	VIF	1/VIF
r2d	1.48	0.673870
r3a	1.45	0.687531
r1r	1.10	0.905407
Mean VIF	1.35	

A.6 Modelo KS – Período de 2007

. regress act r1r r2d r3a

Source	SS	df	MS	Number of obs =	52
Model	.240261973	3	.080087324	F(3, 48) =	18.13
Residual	.212085995	48	.004418458	Prob > F =	0.0000
Total	.452347969	51	.008869568	R-squared =	0.5311
				Adj R-squared =	0.5018
				Root MSE =	.06647

act	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
r1r	.4807402	.113171	4.25	0.000	.2531946 .7082858
r2d	-.1251645	.0636142	-1.97	0.055	-.2530694 .0027404
r3a	-1.422334	.250002	-5.69	0.000	-1.924997 -.919671
_cons	-.0303871	.0224573	-1.35	0.182	-.0755406 .0147663

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
 Ho: Constant variance
 Variables: r1r r2d r3a

chi2(3) = **1.85**
 Prob > chi2 = **0.6043**

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of act
 Ho: model has no omitted variables
 F(3, 45) = **0.53**
 Prob > F = **0.6668**

Variable	VIF	1/VIF
r2d	1.16	0.858376
r3a	1.16	0.862900
r1r	1.01	0.987713
Mean VIF	1.11	

A.7 Modelo KS – Período de 2008

. regress act r1r r2d r3a

Source	SS	df	MS				
Model	.43627118	3	.145423727	Number of obs = 52			
Residual	.588424479	48	.012258843	F(3, 48) = 11.86			
Total	1.02469566	51	.020092072	Prob > F = 0.0000			
				R-squared = 0.4258			
				Adj R-squared = 0.3899			
				Root MSE = .11072			

act	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
r1r	.1930127	.1749479	1.10	0.275	-.1587437	.544769
r2d	.306405	.1307505	2.34	0.023	.0435134	.5692966
r3a	-1.64202	.4053389	-4.05	0.000	-2.457009	-.8270316
_cons	.0649909	.0365329	1.78	0.082	-.0084635	.1384453

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: r1r r2d r3a

chi2(3) = **4.23**

Prob > chi2 = **0.2374**

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of act

Ho: model has no omitted variables

F(3, 45) = **5.15**

Prob > F = **0.0038**

Variable	VIF	1/VIF
r3a	1.17	0.856114
r2d	1.14	0.879498
r1r	1.03	0.966716
Mean VIF	1.11	

A.8 Modelo KS – Período de 2009

. regress act r1r r2d r3a

Source	SS	df	MS	Number of obs =	52
Model	1.5158246	3	.505274867	F(3, 48) =	37.21
Residual	.651873678	48	.013580702	Prob > F =	0.0000
Total	2.16769828	51	.042503888	R-squared =	0.6993
				Adj R-squared =	0.6805
				Root MSE =	.11654

act	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
r1r	-.0537161	.1849245	-0.29	0.773	-.4255317 .3180995
r2d	-.1570561	.0933356	-1.68	0.099	-.3447198 .0306077
r3a	-3.364681	.3237782	-10.39	0.000	-4.01568 -2.713681
_cons	.1061681	.0348619	3.05	0.004	.0360735 .1762626

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: r1r r2d r3a

chi2(3) = **58.83**

Prob > chi2 = **0.0000**

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of act

Ho: model has no omitted variables

F(3, 45) = **29.14**

Prob > F = **0.0000**

Variable	VIF	1/VIF
r3a	1.08	0.922045
r2d	1.04	0.957481
r1r	1.04	0.958040
Mean VIF	1.06	

. regress act r1r r2d r3a, vce(robust)

Linear regression

Number of obs = **52**
F(3, 48) = **5.18**
Prob > F = **0.0035**
R-squared = **0.6993**
Root MSE = **.11654**

act	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
r1r	-.0537161	.1590755	-0.34	0.737	-.3735588 .2661267
r2d	-.1570561	.083135	-1.89	0.065	-.3242102 .010098
r3a	-3.364681	.8831287	-3.81	0.000	-5.14033 -1.589031
_cons	.1061681	.049721	2.14	0.038	.0061972 .2061389

APÊNDICE B – Resultados das Regressões para a adaptação do modelo de Frankel, Johnson e Nelson com acumulações discricionárias estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado

B.1 Acumulações discricionárias absolutas estimadas por meio do modelo de Jones Modificado
– Período de 2006

```
. regress absad indcons bigfour temaud act absact beta alavancagem mp perda roa adr logvmc
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 52		
Model	.065663913	12	.005471993	F(12, 39) = 4.65		
Residual	.045911541	39	.001177219	Prob > F = 0.0001		
Total	.111575454	51	.002187754	R-squared = 0.5885		
				Adj R-squared = 0.4619		
				Root MSE = .03431		

absad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	.0182833	.0354485	0.52	0.609	-.0534181	.0899847
bigfour	-.0020078	.0210687	-0.10	0.925	-.0446233	.0406077
temaud	.0020993	.0043519	0.48	0.632	-.0067032	.0109017
act	.0854233	.0821038	1.04	0.305	-.0806474	.2514939
absact	.5460316	.1131162	4.83	0.000	.3172325	.7748308
beta	.0306265	.0161164	1.90	0.065	-.001972	.0632249
alavancagem	.0006249	.0004144	1.51	0.140	-.0002133	.0014632
mp	.0003136	.0021409	0.15	0.884	-.0040168	.004644
perda	.0308966	.0184039	1.68	0.101	-.0063288	.0681219
roa	.0013145	.0012581	1.04	0.303	-.0012302	.0038592
adr	.0026038	.0153729	0.17	0.866	-.0284909	.0336985
logvmc	.0034766	.0111651	0.31	0.757	-.0191068	.0260601
_cons	-.0944487	.105656	-0.89	0.377	-.3081581	.1192608

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

H0: Constant variance

Variables: indcons bigfour temaud actat absactat beta alavancagem mp perda roa adr logvmc

chi2(12) = 9.11

Prob > chi2 = 0.6937

..

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of absad

H0: model has no omitted variables

F(3, 36) = 1.09

Prob > F = 0.3660

..

variable	VIF	1/VIF
roa	3.19	0.313121
absactat	2.65	0.376947
adr	2.55	0.392467
actat	2.40	0.416505
logvmc	2.30	0.434190
mp	1.84	0.543348
alavancagem	1.74	0.574451
perda	1.53	0.654837
beta	1.51	0.664112
bigfour	1.39	0.718264
temaud	1.39	0.718448
indcons	1.08	0.929066
Mean VIF	1.96	

. jb erro

Jarque-Bera normality test: 4.045 chi(2) .1323

Jarque-Bera test for H0: normality:

B.2 Acumulações discricionárias negativas estimadas por meio do modelo de Jones Modificado
– Período de 2006

```
. regress ad indcons bigfour temaud actat beta alavancagem mp perda roa adr logvmc
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 23		
Model	.058603036	11	.005327549	F(11, 11) = 4.81		
Residual	.012192749	11	.001108432	Prob > F = 0.0075		
				R-squared = 0.8278		
				Adj R-squared = 0.6556		
Total	.070795785	22	.00321799	Root MSE = .03329		

ad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	-.0305069	.1257614	-0.24	0.813	-.3073057	.246292
bigfour	-.0280413	.0441256	-0.64	0.538	-.125161	.0690784
temaud	-.0007925	.0082042	-0.10	0.925	-.0188497	.0172648
act	.6528632	.1177608	5.54	0.000	.3936735	.9120529
beta	-.038078	.0365051	-1.04	0.319	-.1184253	.0422693
alavancagem	-.0005648	.0007835	-0.72	0.486	-.0022893	.0011597
mp	.0054651	.0050689	1.08	0.304	-.0056914	.0166216
perda	-.0015676	.0267422	-0.06	0.954	-.0604268	.0572915
roa	-.0020014	.0024571	-0.81	0.433	-.0074094	.0034067
adr	-.0185598	.0308617	-0.60	0.560	-.086486	.0493665
logvmc	.038029	.0202633	1.88	0.087	-.0065701	.0826282
_cons	-.2760429	.1816171	-1.52	0.157	-.6757793	.1236936

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

variables: indcons bigfour temaud actat beta alavancagem mp perda roa adr logvmc

chi2(11) = 9.62

Prob > chi2 = 0.5647

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ad

Ho: model has no omitted variables

F(3, 8) = 0.47

Prob > F = 0.7109

Variable	VIF	1/VIF
roa	6.06	0.164961
adr	4.93	0.202778
alavancagem	3.74	0.267636
bigfour	3.21	0.311750
mp	3.12	0.320521
beta	2.96	0.338374
logvmc	2.77	0.361476
temaud	2.22	0.449835
perda	2.13	0.469061
actat	2.04	0.490430
indcons	1.50	0.666784
Mean VIF	3.15	

. jb erro

Jarque-Bera normality test: 6.241 chi(2) .0441

Jarque-Bera test for Ho: normality:

. regress ad indcons bigfour temaud adr logvmc

Source	SS	df	MS	Number of obs =	23
Model	.002191542	5	.000438308	F(5, 17) =	0.11
Residual	.068604243	17	.004035544	Prob > F =	0.9889
				R-squared =	0.0310
				Adj R-squared =	-0.2541
				Root MSE =	.06353
Total	.070795785	22	.00321799		

ad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
indcons	.0612103	.1992791	0.31	0.762	-.3592319 .4816524
bigfour	.0073328	.0611527	0.12	0.906	-.1216883 .1363538
temaud	-.0064286	.0128282	-0.50	0.623	-.0334937 .0206364
adr	.0013362	.040602	0.03	0.974	-.0843265 .0869988
logvmc	.0054343	.0312541	0.17	0.864	-.060506 .0713746
_cons	-.109415	.2794303	-0.39	0.700	-.6989613 .4801313

3reusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: indcons bigfour temaud adr logvmc

chi2(5) = 9.48

Prob > chi2 = 0.0915

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ad

Ho: model has no omitted variables

F(3, 14) = 0.04

Prob > F = 0.9880

. estat vif

variable	VIF	1/VIF
adr	2.34	0.426542
logvmc	1.81	0.553196
bigfour	1.69	0.590947
temaud	1.49	0.669867
indcons	1.03	0.966828
Mean VIF	1.67	

B.3 Acumulações discricionárias positivas estimadas por meio do modelo de Jones Modificado – Período de 2006

. regress ad indcons bigfour temaud act beta alavancagem mp perda roa adr logvmc

Source	SS	df	MS	Number of obs =	29
Model	.021948915	11	.001995356	F(11, 17) =	2.05
Residual	.016550137	17	.000973537	Prob > F =	0.0890
				R-squared =	0.5701
				Adj R-squared =	0.2920
				Root MSE =	.0312
Total	.038499052	28	.001374966		

ad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
indcons	.0012928	.0353817	0.04	0.971	-.0733561 .0759416
bigfour	-.0491807	.0286941	-1.71	0.105	-.1097199 .0113585
temaud	-.0040402	.0057005	-0.71	0.488	-.0160672 .0079868
act	.277832	.1329162	2.09	0.052	-.0025966 .5582607
beta	.0196325	.0216844	0.91	0.378	-.0261177 .0653827
alavancagem	.0004483	.0005409	0.83	0.419	-.000693 .0015896
mp	.0036687	.0026961	1.36	0.191	-.0020196 .009357
perda	.0308857	.0280986	1.10	0.287	-.0283973 .0901686
roa	-.0013861	.0016275	-0.85	0.406	-.0048199 .0020477
adr	.0173466	.0219891	0.79	0.441	-.0290464 .0637396
logvmc	.0046514	.0157056	0.30	0.771	-.0284845 .0377872
_cons	.0101698	.1542039	0.07	0.948	-.3151719 .3355115

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: indcons bigfour temaud actat beta alavancagem mp perda roa adr logvmerc

chi2(11) = 11.73

Prob > chi2 = 0.3841

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of absad

Ho: model has no omitted variables

F(3, 14) = 2.48

Prob > F = 0.1041

Variable	VIF	1/VIF
logvmerc	3.47	0.288494
adr	3.39	0.294896
roa	2.93	0.341501
mp	2.50	0.400160
actat	1.89	0.529521
beta	1.73	0.579317
temaud	1.60	0.626847
bigfour	1.57	0.634998
alavancagem	1.55	0.646068
perda	1.51	0.662195
indcons	1.15	0.869597
Mean VIF	2.12	

. jb erro

Jarque-Bera normality test: 1.512 chi(2) .4695

Jarque-Bera test for Ho: normality:

B.4 Acumulações discricionárias absolutas estimadas por meio do modelo de Jones Modificado – Período de 2007

. regress absad indcons bigfour temaud absactat beta alavancagem mp perda roa adr locvmerc

Source	SS	df	MS	Number of obs =	52
Model	.025986134	11	.002362376	F(11, 40) =	1.34
Residual	.070512072	40	.001762802	Prob > F =	0.2391
				R-squared =	0.2693
				Adj R-squared =	0.0683
Total	.096498206	51	.001892122	Root MSE =	.04199

absad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
indcons	-.0924379	.1025355	-0.90	0.373	-.2996698 .114794
bigfour	-.0009965	.0251509	-0.04	0.969	-.0518283 .0498353
temaud	-.0008039	.0058808	-0.14	0.892	-.0126894 .0110817
absactat	.3053074	.1087729	2.81	0.008	.0854692 .5251457
beta	.0295254	.0183293	1.61	0.115	-.0075196 .0665704
alavancagem	-.0002846	.0005089	-0.56	0.579	-.0013131 .000744
mp	.0008268	.0022947	0.36	0.721	-.003811 .0054646
perda	.0170084	.0222412	0.76	0.449	-.0279427 .0619595
roa	.0005237	.0013967	0.37	0.710	-.002299 .0033465
adr	.0115721	.017935	0.65	0.522	-.024676 .0478202
locvmerc	-.0126929	.0122812	-1.03	0.308	-.0375142 .0121284
_cons	.1386191	.1205328	1.15	0.257	-.1049868 .382225

```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
H0: Constant variance
variables: indcons bigfour temaud actat absactat beta mp alavancagem perda roa adr locvmerc
chi2(12)      =    26.15
Prob > chi2    =    0.0102

```

```

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of absad
H0: model has no omitted variables
F(3, 37) =    2.07
Prob > F =    0.1205

```

variable	VIF	1/VIF
adr	2.32	0.431775
temaud	1.94	0.514466
roa	1.83	0.545517
locvmerc	1.79	0.559920
alavancagem	1.63	0.614617
mp	1.58	0.633408
perda	1.49	0.671401
bigfour	1.32	0.754745
beta	1.30	0.768827
absactat	1.22	0.821645
indcons	1.14	0.879777
Mean VIF	1.60	

```

. jb erro
Jarque-Bera normality test: .1719 chi(2) .9176
Jarque-Bera test for H0: normality:

```

B.5 Acumulações discricionárias negativas estimadas por meio do modelo de Jones Modificado – Período de 2007

```

. regress ad indcons bigfour temaud actat beta alavancagem mp perda roa adr locvmerc

```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 23		
Model	.028069606	11	.002551782	F(11, 11) = 2.45		
Residual	.011450777	11	.00104098	Prob > F = 0.0762		
Total	.039520382	22	.001796381	R-squared = 0.7103		
				Adj R-squared = 0.4205		
				Root MSE = .03226		

ad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	.1548799	.1522478	1.02	0.331	-.1802154	.4899751
bigfour	-.0193511	.0283364	-0.68	0.509	-.081719	.0430168
temaud	.0102613	.0099186	1.03	0.323	-.0115694	.032092
actat	.5823551	.154167	3.78	0.003	.2430358	.9216743
beta	-.000465	.0225643	-0.02	0.984	-.0501288	.0491988
alavancagem	.0003801	.0006357	0.60	0.562	-.0010191	.0017792
mp	.0046388	.0028555	1.62	0.133	-.0016462	.0109238
perda	-.0143745	.0272886	-0.53	0.609	-.0744362	.0456872
roa	.0010161	.0020465	0.50	0.629	-.0034881	.0055203
adr	-.0043389	.0226409	-0.19	0.852	-.0541712	.0454934
locvmerc	.0375375	.0193073	1.94	0.078	-.0049575	.0800325
_cons	-.424774	.1916002	-2.22	0.049	-.8464832	-.0030649

```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
H0: Constant variance
variables: indcons bigfour temaud actat beta alavancagem mp perda roa adr locvmerc
chi2(11)      =    8.51
Prob > chi2    =    0.6673

```

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ad
 Ho: model has no omitted variables
 F(3, 8) = 3.29
 Prob > F = 0.0790

Variable	VIF	1/VIF
logvmerc	3.69	0.270953
roa	3.48	0.287624
temaud	3.37	0.296795
alavancagem	3.01	0.332586
adr	2.83	0.353841
perda	2.80	0.357245
mp	2.53	0.395393
bigfour	2.01	0.496971
actat	1.79	0.558220
beta	1.57	0.636564
indcons	1.43	0.701405
Mean VIF	2.59	

Source	SS	df	MS	Number of obs = 23
Model	.021748959	6	.003624827	F(6, 16) = 3.26
Residual	.017771423	16	.001110714	Prob > F = 0.0273
Total	.039520382	22	.001796381	R-squared = 0.5503
				Adj R-squared = 0.3817
				Root MSE = .03333

ad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
indcons	.0924823	.1496777	0.62	0.545	-.2248203 .4097848
bigfour	-.0095516	.0238121	-0.40	0.694	-.060031 .0409278
temaud	.0086439	.0086159	1.00	0.331	-.0096211 .0269088
actat	.5300468	.1443216	3.67	0.002	.2240987 .835995
adr	-.0095054	.0164215	-0.58	0.571	-.0443175 .0253067
logvmerc	.0325826	.0163322	1.99	0.063	-.0020402 .0672053
_cons	-.3382371	.1680279	-2.01	0.061	-.6944403 .0179661

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
 Ho: Constant variance
 Variables: indcons bigfour temaud actat adr logvmerc

chi2(6) = 5.54
 Prob > chi2 = 0.4764

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ad
 Ho: model has no omitted variables
 F(3, 13) = 1.67
 Prob > F = 0.2231

variable	VIF	1/VIF
logvmerc	2.48	0.404021
temaud	2.38	0.419674
actat	1.47	0.679651
adr	1.39	0.717676
bigfour	1.33	0.750902
indcons	1.29	0.774314
Mean VIF	1.72	

. jb erro

Jarque-Bera normality test: .5504 chi(2) .7594
 Jarque-Bera test for Ho: normality:

B.6 Acumulações discricionárias positivas estimadas por meio do modelo de Jones Modificado – Período de 2007

```
. regress ad indcons bigfour temaud actat beta alavancagem mp perda roa adr locvmerc
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 29		
Model	.028040563	11	.002549142	F(11, 17) = 1.62		
Residual	.026750292	17	.001573547	Prob > F = 0.1798		
				R-squared = 0.5118		
				Adj R-squared = 0.1959		
Total	.054790856	28	.001956816	Root MSE = .03967		

ad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	.0055651	.1391651	0.04	0.969	-.2880476	.2991779
bigfour	.0094661	.0503042	0.19	0.853	-.0966665	.1155988
temaud	-.0014645	.0080106	-0.18	0.857	-.0183654	.0154364
actat	.236732	.1217507	1.94	0.069	-.0201395	.4936036
beta	.0324178	.0318612	1.02	0.323	-.0348033	.099639
alavancagem	-.0005496	.001048	-0.52	0.607	-.0027606	.0016615
mp	.0066805	.0048216	1.39	0.184	-.0034922	.0168532
perda	.0409105	.0470176	0.87	0.396	-.058288	.1401091
roa	-.0006077	.0019991	-0.30	0.765	-.0048254	.0036099
adr	.0054953	.0250028	0.22	0.829	-.047256	.0582466
locvmerc	-.0022658	.017667	-0.13	0.899	-.03954	.0350084
_cons	.041602	.194337	0.21	0.833	-.3684132	.4516172

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: indcons bigfour temaud actat beta alavancagem mp perda roa adr locvmerc

chi2(11) = 24.83

Prob > chi2 = 0.0097

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of absad

Ho: model has no omitted variables

F(3, 14) = 0.20

Prob > F = 0.8972

Variable	VIF	1/VIF
mp	3.04	0.329235
adr	2.71	0.368667
temaud	2.47	0.404050
alavancagem	2.26	0.442909
beta	2.12	0.472240
locvmerc	2.10	0.477318
roa	2.01	0.498741
actat	1.86	0.537784
indcons	1.56	0.642415
bigfour	1.55	0.644037
perda	1.36	0.737221
Mean VIF	2.09	

. jb erro

Jarque-Bera normality test: .3457 chi(2) .8413

Jarque-Bera test for Ho: normality:

```
. regress ad indcons bigfour temaud actat adr
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 29		
Model	.016128199	5	.00322564	F(5, 23) = 1.92		
Residual	.038662657	23	.001680985	Prob > F = 0.1301		
				R-squared = 0.2944		
				Adj R-squared = 0.1410		
Total	.054790856	28	.001956816	Root MSE = .041		

ad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	-.0121169	.1413069	-0.09	0.932	-.3044324	.2801986
bigfour	-.018254	.0467934	-0.39	0.700	-.1150536	.0785455
temaud	-.0003177	.0070147	-0.05	0.964	-.0148287	.0141933
actat	.2845904	.1019804	2.79	0.010	.0736278	.4955529
adr	-.0179531	.0208671	-0.86	0.398	-.06112	.0252138
_cons	.0718561	.0523073	1.37	0.183	-.0363499	.1800621

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
 Ho: Constant variance
 Variables: indcons bigfour temaud actat adr

chi2(5) = 13.37
 Prob > chi2 = 0.0202

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of absad
 Ho: model has no omitted variables
 F(3, 20) = 2.22
 Prob > F = 0.1176

variable	VIF	1/VIF
temaud	1.78	0.562901
adr	1.77	0.565421
indcons	1.50	0.665632
bigfour	1.26	0.795123
actat	1.22	0.818845
Mean VIF	1.51	

B.7 Acumulações discricionárias absolutas estimadas por meio do modelo de Jones Modificado – Período de 2008

. regress absad indcons bigfour temaud absactat beta alavancagem mp perda roa adr logvmc

Source	SS	df	MS	Number of obs = 52		
Model	.195045475	11	.017731407	F(11, 40) =	6.50	
Residual	.109066411	40	.00272666	Prob > F =	0.0000	
Total	.304111885	51	.005962978	R-squared =	0.6414	
				Adj R-squared =	0.5427	
				Root MSE =	.05222	

absad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	-.0234436	.0652728	-0.36	0.721	-.1553648	.1084776
bigfour	-.0259957	.0266814	-0.97	0.336	-.0799208	.0279294
temaud	-.005331	.005831	-0.91	0.366	-.0171159	.0064539
absactat	.5504637	.0919721	5.99	0.000	.3645812	.7363463
beta	.0215475	.023406	0.92	0.363	-.0257579	.0688529
alavancagem	-.0003339	.0006779	-0.49	0.625	-.0017041	.0010362
mp	.0024184	.0021304	1.14	0.263	-.0018872	.006724
perda	-.0037752	.0418011	-0.09	0.928	-.0882583	.0807079
roa	-6.76e-06	.0011422	-0.01	0.995	-.0023152	.0023016
adr	-.0070476	.022667	-0.31	0.757	-.0528594	.0387642
logvmc	.0273039	.0111272	2.45	0.019	.004815	.0497929
_cons	-.1870212	.1135811	-1.65	0.107	-.4165771	.0425347

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance
 Variables: indcons bigfour temaud absactat beta alavancagem mp perda roa adr logvmc

chi2(11) = 9.07
 Prob > chi2 = 0.6150

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of absad

Ho: model has no omitted variables
 F(3, 37) = 1.03
 Prob > F = 0.3919

Variable	VIF	1/VIF
adr	2.44	0.410653
alavancagem	2.13	0.470488
logvmerc	2.06	0.485784
mp	1.96	0.510714
roa	1.93	0.519453
perda	1.81	0.552004
temaud	1.55	0.645529
absactat	1.38	0.723656
beta	1.37	0.729279
indcons	1.22	0.818534
bigfour	1.18	0.847520
Mean VIF	1.73	

. jb erro
Jarque-Bera normality test: **.0876** chi(2) **.9572**
Jarque-Bera test for Ho: normality:

. regress absad indcons bigfour temaud adr

Source	SS	df	MS	Number of obs =	52
Model	.049547742	4	.012386936	F(4, 47) =	2.29
Residual	.254564143	47	.005416258	Prob > F =	0.0739
Total	.304111885	51	.005962978	R-squared =	0.1629
				Adj R-squared =	0.0917
				Root MSE =	.0736

absad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
indcons	-.1512386	.0844388	-1.79	0.080	-.3211076 .0186304
bigfour	-.0417447	.0350493	-1.19	0.240	-.1122547 .0287654
temaud	-.0036969	.0071593	-0.52	0.608	-.0180995 .0107057
adr	.0338252	.0217904	1.55	0.127	-.0100114 .0776619
_cons	.1375682	.0419179	3.28	0.002	.0532403 .2218961

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance
Variables: indcons bigfour temaud adr

chi2(4) = **8.79**
Prob > chi2 = **0.0665**

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of absad

Ho: model has no omitted variables
F(3, 44) = **0.48**
Prob > F = **0.6954**

Variable	VIF	1/VIF
temaud	1.18	0.850616
adr	1.13	0.882678
indcons	1.03	0.971594
bigfour	1.02	0.975611
Mean VIF	1.09	

B.8 Acumulações discricionárias negativas estimadas por meio do modelo de Jones Modificado
– Período de 2008

```
. regress ad indcons bigfour temaud actat beta alavancagem mp perda roa adr logvmc
```

Source	SS	df	MS			
Model	.104455608	11	.009495964	Number of obs =	29	
Residual	.032561384	17	.001915376	F(11, 17) =	4.96	
Total	.137016992	28	.004893464	Prob > F =	0.0017	
				R-squared =	0.7624	
				Adj R-squared =	0.6086	
				Root MSE =	.04377	

ad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	-.012055	.0719987	-0.17	0.869	-.1639589	.1398489
bigfour	.0361658	.0454109	0.80	0.437	-.0596428	.1319744
temaud	-.0053503	.0063582	-0.84	0.412	-.018765	.0080645
actat	.4966912	.1222412	4.06	0.001	.2387849	.7545976
beta	.0912981	.0433167	2.11	0.050	-.0000922	.1826883
alavancagem	.0011815	.0008521	1.39	0.183	-.0006163	.0029793
mp	-.0029734	.0022627	-1.31	0.206	-.0077473	.0018005
perda	-.0105572	.0472129	-0.22	0.826	-.1101677	.0890532
roa	.002245	.0018941	1.19	0.252	-.0017511	.0062412
adr	.0284776	.0310968	0.92	0.373	-.037131	.0940862
logvmc	-.0155851	.0175294	-0.89	0.386	-.052569	.0213988
_cons	-.0444022	.1850817	-0.24	0.813	-.4348905	.3460861

variable	VIF	1/VIF
logvmc	4.89	0.204647
roa	4.14	0.241551
adr	3.55	0.281572
alavancagem	3.51	0.285232
mp	2.94	0.339584
actat	2.22	0.451216
beta	2.18	0.458769
perda	2.17	0.461463
bigfour	2.00	0.498813
temaud	1.54	0.647488
indcons	1.30	0.771136
Mean VIF	2.77	

```
. jb erro
```

```
Jarque-Bera normality test: .8369 chi(2) .6581  

Jarque-Bera test for Ho: normality:
```

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
```

```
Ho: Constant variance
```

```
Variables: indcons bigfour temaud actat beta alavancagem mp perda roa adr logvmc
```

```
chi2(11) = 12.66
```

```
Prob > chi2 = 0.3161
```

```
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ad
```

```
Ho: model has no omitted variables
```

```
F(3, 14) = 7.34
```

```
Prob > F = 0.0034
```

```
. regress ad indcons bigfour temaud actat beta adr
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	29
Model	.097099471	6	.016183245	F(6, 22) =	8.92
Residual	.039917521	22	.001814433	Prob > F =	0.0001
				R-squared =	0.7087
				Adj R-squared =	0.6292
Total	.137016992	28	.004893464	Root MSE =	.0426

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ad					
indcons	.0038227	.0659594	0.06	0.954	-.1329688 .1406142
bigfour	.0617346	.0350783	1.76	0.092	-.0110134 .1344825
temaud	-.003625	.0055723	-0.65	0.522	-.0151813 .0079313
actat	.4854772	.089694	5.41	0.000	.2994633 .6714911
beta	.0892066	.031564	2.83	0.010	.0237469 .1546663
adr	.0145258	.0190477	0.76	0.454	-.0249767 .0540283
_cons	-.1445431	.0498656	-2.90	0.008	-.247958 -.0411282

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
```

```
Ho: Constant variance
```

```
Variables: indcons bigfour temaud actat beta adr
```

```
chi2(6) = 9.46
```

```
Prob > chi2 = 0.1492
```

```
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ad
```

```
Ho: model has no omitted variables
```

```
F(3, 19) = 2.14
```

```
Prob > F = 0.1285
```

Variable	VIF	1/VIF
adr	1.41	0.710925
bigfour	1.26	0.791896
actat	1.26	0.793927
temaud	1.25	0.798584
beta	1.22	0.818480
indcons	1.15	0.870389
Mean VIF	1.26	

B.9 Acumulações discricionárias positivas estimadas por meio do modelo de Jones Modificado – Período de 2008

. regress ad indcons bigfour temaud actat beta alavancagem mp perda roa adr logvmc

Source	SS	df	MS	Number of obs = 23		
Model	.135255874	11	.012295989	F(11, 11) = 5.24		
Residual	.025806126	11	.002346011	Prob > F = 0.0053		
				R-squared = 0.8398		
				Adj R-squared = 0.6796		
Total	.161061999	22	.007321	Root MSE = .04844		

ad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	.1139003	.1160096	0.98	0.347	-.1414351	.3692357
bigfour	-.0252855	.0438176	-0.58	0.576	-.1217273	.0711563
temaud	-.0071534	.0118471	-0.60	0.558	-.0332288	.018922
actat	.6927516	.1448053	4.78	0.001	.3740373	1.011466
beta	.0112501	.0434997	0.26	0.801	-.0844922	.1069924
alavancagem	.0004523	.0011821	0.38	0.709	-.0021496	.0030542
mp	.0021176	.0167249	0.13	0.902	-.0346936	.0389288
perda	.0023843	.104413	0.02	0.982	-.2274272	.2321957
roa	-.0012827	.0016147	-0.79	0.444	-.0048367	.0022713
adr	-.0244076	.0388273	-0.63	0.542	-.109866	.0610507
logvmc	.064495	.0273072	2.36	0.038	.0043922	.1245978
_cons	-.5614668	.2795041	-2.01	0.070	-1.176651	.0537175

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: constant variance

Variables: indcons bigfour temaud actat beta alavancagem mp perda roa adr logvmc

chi2(11) = 9.17

Prob > chi2 = 0.6064

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ad

Ho: model has no omitted variables

F(3, 8) = 1.91

Prob > F = 0.2059

Variable	VIF	1/VIF
perda	4.45	0.224971
logvmc	4.43	0.225480
mp	4.26	0.234469
adr	3.13	0.319569
temaud	2.93	0.341423
actat	2.50	0.400367
bigfour	2.13	0.468393
alavancagem	2.00	0.499724
roa	1.99	0.502318
indcons	1.74	0.575958
beta	1.54	0.648424
Mean VIF	2.83	

. jb erro

Jarque-Bera normality test: 1.358 Chi(2) .5072

Jarque-Bera test for Ho: normality:

. regress ad indcons bigfour temaud actat adr logvmc

Source	SS	df	MS	Number of obs = 23		
Model	.130517065	6	.021752844	F(6, 16) = 11.39		
Residual	.030544934	16	.001909058	Prob > F = 0.0001		
				R-squared = 0.8104		
				Adj R-squared = 0.7392		
Total	.161061999	22	.007321	Root MSE = .04369		

ad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	.0706015	.0987527	0.71	0.485	-.1387448	.2799479
bigfour	-.0106728	.0341275	-0.31	0.759	-.0830198	.0616741
temaud	-.0112123	.0085493	-1.31	0.208	-.029336	.0069114
actat	.6128604	.1155309	5.30	0.000	.3679458	.857775
adr	-.0062187	.0317591	-0.20	0.847	-.0735451	.0611076
logvmc	.0496931	.0207519	2.39	0.029	.0057011	.0936851
_cons	-.3806367	.2017224	-1.89	0.077	-.8082691	.0469956

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
 Ho: Constant variance
 Variables: indcons bigfour temaud actat adr logvmerc

chi2(6) = 4.24
 Prob > chi2 = 0.6444

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ad
 Ho: model has no omitted variables
 F(3, 13) = 1.56
 Prob > F = 0.2456

variable	VIF	1/VIF
logvmerc	3.15	0.317716
adr	2.57	0.388680
actat	1.95	0.511823
temaud	1.87	0.533514
bigfour	1.59	0.628330
indcons	1.55	0.646800
Mean VIF	2.11	

B.10 Acumulações discricionárias absolutas estimadas por meio do modelo de Jones Modificado – Período de 2009

. regress absad indcons bigfour temaud absactat beta alavancagem mp perda roa adr logvmerc

Source	SS	df	MS	Number of obs =	52
Model	.063204391	11	.005745854	F(11, 40) =	1.71
Residual	.134105458	40	.003352636	Prob > F =	0.1054
				R-squared =	0.3203
				Adj R-squared =	0.1334
Total	.197309848	51	.003868821	Root MSE =	.0579

absad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
indcons	.111823	.0984565	1.14	0.263	-.087165 .3108111
bigfour	.0104454	.0320834	0.33	0.746	-.0543976 .0752883
temaud	.0137796	.0051464	2.68	0.011	.0033783 .0241808
absactat	.1075217	.0488957	2.20	0.034	.0086998 .2063436
beta	.0593253	.0257727	2.30	0.027	.0072366 .1114139
alavancagem	.0003395	.0007254	0.47	0.642	-.0011266 .0018056
mp	-.0008972	.005378	-0.17	0.868	-.0117666 .0099721
perda	-.0394403	.0227293	-1.74	0.090	-.0853779 .0064973
roa	.0002818	.0022658	0.12	0.902	-.0042976 .0048611
adr	.0154894	.0253512	0.61	0.545	-.0357473 .0667261
logvmerc	-.0117537	.0179162	-0.66	0.516	-.0479638 .0244563
_cons	.0323928	.1792211	0.18	0.857	-.3298265 .394612

Variable	VIF	1/VIF
adr	2.48	0.403667
mp	2.29	0.437389
roa	2.08	0.479864
alavancagem	2.07	0.483958
logvmerc	2.01	0.497123
absactat	1.41	0.706969
bigfour	1.39	0.720711
temaud	1.38	0.727258
beta	1.35	0.739578
perda	1.34	0.748241
contotal	1.21	0.826167
Mean VIF	1.73	

. jb erro

Jarque-Bera normality test: 9.036 chi(2) .0109
 Jarque-Bera test for Ho: normality:

```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
Ho: Constant variance
Variables: contotal bigfour temaud beta absactat alavancagem mp perda roa adr logvmc
chi2(11) = 29.26
Prob > chi2 = 0.0021

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of absad
Ho: model has no omitted variables
F(3, 37) = 5.19
Prob > F = 0.0043

. regress absad indcons bigfour temaud absactat beta alavancagem mp perda roa adr logvmc, vce(robust)

```

```

Linear regression                               Number of obs = 52
                                                F( 11, 40) = 1.31
                                                Prob > F = 0.2529
                                                R-squared = 0.3203
                                                Root MSE = .0579

```

absad	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	.111823	.0759705	1.47	0.149	-.0417191	.2653651
bigfour	.0104454	.0307228	0.34	0.736	-.0516476	.0725384
temaud	.0137796	.0060324	2.28	0.028	.0015877	.0259714
absactat	.1075217	.0860559	1.25	0.219	-.0664037	.2814471
beta	.0593253	.0290193	2.04	0.048	.0006751	.1179754
alavancagem	.0003395	.0006618	0.51	0.611	-.000998	.0016771
mp	-.0008972	.0037824	-0.24	0.814	-.0085417	.0067472
perda	-.0394403	.0194325	-2.03	0.049	-.0787148	-.0001659
roa	.0002818	.0020625	0.14	0.892	-.0038867	.0044502
adr	.0154894	.0219969	0.70	0.485	-.028968	.0599468
logvmc	-.0117537	.0160623	-0.73	0.469	-.0442169	.0207094
_cons	.0323928	.1575472	0.21	0.838	-.2860219	.3508075

B.11 Acumulações discricionárias negativas estimadas por meio do modelo de Jones Modificado – Período de 2009

```

. regress ad indcons bigfour temaud actat beta alavancagem mp perda roa adr logvmc

```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	24
Model	.069874774	11	.006352252	F(11, 12) =	1.62
Residual	.04695855	12	.003913212	Prob > F =	0.2088
				R-squared =	0.5981
				Adj R-squared =	0.2296
Total	.116833324	23	.00507971	Root MSE =	.06256

ad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	-.5509628	.2188336	-2.52	0.027	-1.02776	-.0741654
bigfour	.0689423	.0601329	1.15	0.274	-.062076	.1999605
temaud	-.0347671	.011304	-3.08	0.010	-.0593964	-.0101378
actat	.0458778	.0672914	0.68	0.508	-.1007376	.1924931
beta	.0282912	.055976	0.51	0.622	-.0936701	.1502525
alavancagem	-.0030897	.0014136	-2.19	0.049	-.0061697	-.0098106
mp	.0126132	.0105633	1.19	0.256	-.0104024	.0356287
perda	.1483954	.0483565	3.07	0.010	.0430356	.2537553
roa	-.0004764	.0046577	-0.10	0.920	-.0106246	.0096719
adr	.0141858	.0555826	0.26	0.803	-.1069183	.1352899
logvmc	-.0292926	.0468586	-0.63	0.544	-.1313889	.0728036
_cons	.4024372	.4201093	0.96	0.357	-.5129024	1.317777

variable	VIF	1/VIF
adr	4.70	0.212584
logvmerc	3.65	0.274205
beta	3.32	0.301033
bigfour	3.08	0.324662
temaud	2.54	0.393463
alavancagem	2.49	0.401715
perda	2.37	0.422776
mp	2.25	0.445363
actat	1.96	0.510306
indcons	1.88	0.532339
roa	1.68	0.593876
Mean VIF	2.72	

. jb erro

Jarque-Bera normality test: .4606 chi(2) .7943

Jarque-Bera test for Ho: normality:

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: indcons actat bigfour temaud beta alavancagem mp perda roa adr logvmerc

chi2(11) = 4.63

Prob > chi2 = 0.9477

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ad

Ho: model has no omitted variables

F(3, 9) = 3.21

Prob > F = 0.0760

. regress ad indcons bigfour temaud alavancagem perda adr

Source	SS	df	MS	Number of obs =	24
Model	.058147467	6	.009691244	F(6, 17) =	2.81
Residual	.058685857	17	.003452109	Prob > F =	0.0437
Total	.116833324	23	.00507971	R-squared =	0.4977
				Adj R-squared =	0.3204
				Root MSE =	.05875

ad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
indcons	-.4249152	.1812145	-2.34	0.031	-.8072444 -.042586
bigfour	.0601207	.0401438	1.50	0.153	-.0245754 .1448168
temaud	-.0291211	.0089965	-3.24	0.005	-.048102 -.0101402
alavancagem	-.0017786	.0009036	-1.97	0.066	-.0036849 .0001278
perda	.1230954	.0384099	3.20	0.005	.0420575 .2041333
adr	-.0157058	.0286566	-0.55	0.591	-.0761659 .0447542
_cons	.0871662	.0666283	1.31	0.208	-.0534072 .2277395

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: indcons bigfour temaud alavancagem perda adr

chi2(6) = 7.05

Prob > chi2 = 0.3161

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ad

Ho: model has no omitted variables

F(3, 14) = 2.69

Prob > F = 0.0860

Variable	VIF	1/VIF
temaud	1.82	0.547992
perda	1.69	0.591133
bigfour	1.56	0.642640
indcons	1.46	0.684828
adr	1.42	0.705524
alavancagem	1.15	0.867339
Mean VIF	1.52	

B.12 Acumulações discricionárias positivas estimadas por meio do modelo de Jones Modificado
– Período de 2009

```
. regress ad indcons bigfour temaud actat beta alavancagem mp perda roa adr logvmerc
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 28		
Model	.07156142	11	.006505584	F(11, 16) = 22.91		
Residual	.00454325	16	.000283953	Prob > F = 0.0000		
				R-squared = 0.9403		
				Adj R-squared = 0.8993		
Total	.07610467	27	.002818691	Root MSE = .01685		

ad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	-.0211096	.0407318	-0.52	0.611	-.1074571	.0652378
bigfour	-.0330372	.0200643	-1.65	0.119	-.0755716	.0094973
temaud	.00224	.0022192	1.01	0.328	-.0024645	.0069446
actat	1.006125	.0812311	12.39	0.000	.8339224	1.178327
beta	.022415	.0177781	1.26	0.225	-.0152729	.0601028
alavancagem	.0003881	.0003097	1.25	0.228	-.0002685	.0010446
mp	-.0000179	.0022318	-0.01	0.994	-.0047491	.0047133
perda	-.00317	.0125183	-0.25	0.803	-.0297077	.0233676
roa	-.0006802	.0009201	-0.74	0.470	-.0026306	.0012702
adr	.0090914	.0120256	0.76	0.461	-.0164018	.0345846
logvmerc	.0140002	.0079025	1.77	0.096	-.0027524	.0307527
_cons	-.0955451	.0835216	-1.14	0.269	-.2726029	.0815128

Variable	VIF	1/VIF
adr	3.00	0.332794
logvmerc	2.90	0.344836
beta	2.77	0.361000
perda	2.38	0.420896
alavancagem	2.16	0.462606
actat	2.01	0.497315
roa	1.94	0.515787
temaud	1.63	0.613485
bigfour	1.33	0.750562
indcons	1.22	0.819992
Mean VIF	2.13	

```
. jb erro
```

```
Jarque-Bera normality test: 6.44 Chi(2) .04
Jarque-Bera test for Ho: normality:
```

```
. estat hettest indcons actat bigfour temaud beta alavancagem mp perda roa adr logvmerc
```

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
```

```
Ho: Constant variance
```

```
Variables: indcons actat bigfour temaud beta alavancagem mp perda roa adr logvmerc
```

```
chi2(11) = 31.24
```

```
Prob > chi2 = 0.0010
```

```
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ad
```

```
Ho: model has no omitted variables
```

```
F(3, 14) = 1.65
```

```
Prob > F = 0.2237
```

```
. regress ad indcons bigfour temaud actat adr logvmc
```

Source	SS	df	MS			
Model	.069018163	6	.011503027	Number of obs =	28	
Residual	.007086508	21	.000337453	F(6, 21) =	34.09	
				Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.9069	
				Adj R-squared =	0.8803	
Total	.07610467	27	.002818691	Root MSE =	.01837	

	ad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	indcons	-.0247884	.0378421	-0.66	0.520	-.1034854	.0539086
	bigfour	-.0209818	.0197971	-1.06	0.301	-.0621522	.0201886
	temaud	6.00e-06	.0020846	0.00	0.998	-.0043291	.0043411
	actat	.9615664	.0735341	13.08	0.000	.8086439	1.114489
	adr	.009995	.0098358	1.02	0.321	-.0104596	.0304497
	logvmc	.0083975	.0065979	1.27	0.217	-.0053236	.0221186
	_cons	-.0092133	.0693621	-0.13	0.896	-.1534598	.1350331

Variable	VIF	1/VIF
adr	1.91	0.522289
logvmc	1.87	0.534555
actat	1.39	0.717572
temaud	1.21	0.825197
indcons	1.12	0.890741
bigfour	1.12	0.892898
Mean VIF	1.44	

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

H0: Constant variance

Variables: indcons actat bigfour temaud adr logvmc

chi2(6) = 8.73

Prob > chi2 = 0.1896

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ad

H0: model has no omitted variables

F(3, 18) = 2.78

Prob > F = 0.0710

B.13 Acumulações discricionárias absolutas estimadas por meio do Modelo de Jones Modificado – Período de 2006 a 2009

. regress absad indcons bigfour temaud absactat beta alavancagem mp perda roa adr logvmc

Source	SS	df	MS	Number of obs = 208		
Model	.174983907	11	.015907628	F(11, 196) = 5.37		
Residual	.580933586	196	.002963947	Prob > F = 0.0000		
				R-squared = 0.2315		
				Adj R-squared = 0.1884		
Total	.755917493	207	.003651775	Root MSE = .05444		

absad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	-.0185985	.0355466	-0.52	0.601	-.0887014	.0515044
bigfour	-.0085253	.0143926	-0.59	0.554	-.0369096	.019859
temaud	.0052562	.0025797	2.04	0.043	.0001687	.0103436
absactat	.2076584	.0338292	6.14	0.000	.1409425	.2743743
beta	.0308177	.0111673	2.76	0.006	.0087943	.0528412
alavancagem	.0004872	.0002996	1.63	0.106	-.0001036	.001078
mp	.0010317	.0012264	0.84	0.401	-.001387	.0034503
perda	-.0070211	.0124887	-0.56	0.575	-.0316507	.0176085
roa	-.93e-06	.000717	-0.01	0.989	-.0014241	.0014042
adr	.0020639	.0103631	0.20	0.842	-.0183736	.0225013
logvmc	.009272	.0065424	1.42	0.158	-.0036306	.0221747
_cons	-.1084628	.0646767	-1.68	0.095	-.2360143	.0190887

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: indcons bigfour temaud absactat beta alavancagem mp roa perda adr logvmc

chi2(11) = 441.42

Prob > chi2 = 0.0000

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of absad

Ho: model has no omitted variables

F(3, 193) = 43.52

Prob > F = 0.0000

Variable	VIF	1/VIF
adr	1.86	0.537911
roa	1.65	0.606917
logvmc	1.59	0.629174
alavancagem	1.50	0.668454
mp	1.27	0.786627
perda	1.20	0.835317
bigfour	1.15	0.870217
beta	1.15	0.870632
temaud	1.14	0.877164
absactat	1.12	0.894503
indcons	1.04	0.958499
Mean VIF	1.33	

. jb erro

Jarque-Bera normality test: 143.1 chi(2) 8.3e-32

Jarque-Bera test for Ho: normality:

Linear regression

Number of obs = 208
 F(11, 196) = 2.14
 Prob > F = 0.0195
 R-squared = 0.2315
 Root MSE = .05444

absad	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	-.0185985	.0260241	-0.71	0.476	-.0699216	.0327247
bigfour	-.0085253	.0138541	-0.62	0.539	-.0358476	.0187969
temaud	.0052562	.0027283	1.93	0.055	-.0001244	.0106367
absactat	.2076584	.1372384	1.51	0.132	-.0629951	.478312
beta	.0308177	.0135546	2.27	0.024	.0040862	.0575492
alavancagem	.0004872	.0003594	1.36	0.177	-.0002217	.001196
mp	.0010317	.0009858	1.05	0.297	-.0009125	.0029758
perda	-.0070211	.0089636	-0.78	0.434	-.0246985	.0106563
roa	-9.93e-06	.0006719	-0.01	0.988	-.0013351	.0013152
adr	.0020639	.0121679	0.17	0.865	-.0219329	.0260606
logymerc	.009272	.0105784	0.88	0.382	-.0115901	.0301342
_cons	-.1084628	.0969588	-1.12	0.265	-.2996793	.0827537

APÊNDICE C – Resultados das Regressões para a adaptação do modelo de Frankel, Johnson e Nelson (2002) com acumulações discricionárias estimadas por meio do Modelo KS

C.1 Acumulações discricionárias absolutas estimadas por meio do Modelo KS – Período de 2006

```
. regress absad indcons bigfour temaud absactat beta alavancagem mp perda roa adr logvmc
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 52		
Model	.131684474	11	.011971316	F(11, 40) = 3.15		
Residual	.151856413	40	.00379641	Prob > F = 0.0038		
				R-squared = 0.4644		
				Adj R-squared = 0.3171		
Total	.283540887	51	.005559625	Root MSE = .06162		

absad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	.0270706	.0635389	0.43	0.672	-.1013463	.1554875
bigfour	.0266191	.0364717	0.73	0.470	-.0470928	.1003311
temaud	-.0052269	.0078338	-0.67	0.508	-.0210597	.0106058
absactat	.3898606	.1022814	3.81	0.000	.1831422	.5965789
beta	.033686	.0286031	1.18	0.246	-.024123	.0914949
alavancagem	.0008358	.0007657	1.09	0.282	-.0007117	.0023834
mp	.0023653	.0040873	0.58	0.566	-.0058953	.010626
perda	.0316955	.0334957	0.95	0.350	-.0360018	.0993929
roa	.0014841	.002426	0.61	0.544	-.0034191	.0063873
adr	.0176497	.0274409	0.64	0.524	-.0378105	.0731098
logvmc	-.0246769	.0196353	-1.26	0.216	-.0643613	.0150076
_cons	.1387406	.183215	0.76	0.453	-.2315507	.5090319

```
breusch-pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
```

```
Ho: Constant variance
```

```
Variables: indcons bigfour temaud absactat beta alavancagem mp perda roa adr logvmc
```

```
chi2(11) = 79.62
```

```
Prob > chi2 = 0.0000
```

```
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of absad
```

```
Ho: model has no omitted variables
```

```
F(3, 37) = 1.28
```

```
Prob > F = 0.2967
```

variable	VIF	1/VIF
roa	3.68	0.271553
adr	2.52	0.397223
logvmc	2.21	0.452733
mp	2.08	0.480759
absactat	1.98	0.505464
alavancagem	1.84	0.542617
perda	1.57	0.637512
beta	1.47	0.679933
temaud	1.40	0.715012
bigfour	1.29	0.772973
indcons	1.07	0.932565
Mean VIF	1.92	

```
. jb erro
```

```
Jarque-Bera normality test: 61.35 chi(2) 4.8e-14
```

```
Jarque-Bera test for Ho: normality:
```

```
. regress absad indcons bigfour temaud absactat beta alavancagem mp perda roa adr logvmc, vce(robust)
```

Linear regression

Number of obs = 52
F(11, 40) = 2.42
Prob > F = 0.0203
R-squared = 0.4644
Root MSE = .06162

absad	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	.0270706	.0271146	1.00	0.324	-.02773	.0818712
bigfour	.0266191	.0531159	0.50	0.619	-.0807321	.1339704
temaud	-.0052269	.0057216	-0.91	0.366	-.0167907	.0063369
absactat	.3898606	.1574367	2.48	0.018	.071669	.7080521
beta	.033686	.0230246	1.46	0.151	-.0128484	.0802203
alavancagem	.0008358	.0005901	1.42	0.164	-.0003568	.0020284
mp	.0023653	.0023895	0.99	0.328	-.0024641	.0071947
perda	.0316955	.0287857	1.10	0.277	-.0264825	.0898736
roa	.0014841	.0018042	0.82	0.416	-.0021623	.0051306
adr	.0176497	.0186235	0.95	0.349	-.0199899	.0552892
logvmc	-.0246769	.0150516	-1.64	0.109	-.0550972	.0057435
_cons	.1387406	.1079152	1.29	0.206	-.0793642	.3568454

C.2 Acumulações discricionárias negativas estimadas por meio do Modelo KS – Período de 2006

```
. regress ad indcons bigfour temaud actat beta alavancagem mp perda roa adr logvmc
```

Source	SS	df	MS
Model	.083617615	11	.007601601
Residual	.013261946	17	.000780114
Total	.096879561	28	.003459984

Number of obs = 29
F(11, 17) = 9.74
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.8631
Adj R-squared = 0.7745
Root MSE = .02793

ad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	-.0185652	.1014725	-0.18	0.857	-.2326535	.1955231
bigfour	-.0099338	.0368449	-0.27	0.791	-.0876698	.0678022
temaud	.0110705	.0048534	2.28	0.036	.0008307	.0213104
actat	.4168957	.0739553	5.64	0.000	.2608636	.5729279
beta	-.0126716	.0190141	-0.67	0.514	-.0527879	.0274447
alavancagem	-.0013292	.0005534	-2.40	0.028	-.0024968	-.0001615
mp	-.0026537	.0038261	-0.69	0.497	-.0107262	.0054187
perda	.0009936	.0197187	0.05	0.960	-.0406093	.0425964
roa	-.0022925	.0017784	-1.29	0.215	-.0060446	.0014596
adr	-.0224931	.017569	-1.28	0.218	-.0595604	.0145742
logvmc	.0182292	.0150744	1.21	0.243	-.013575	.0500334
_cons	-.0969746	.1443693	-0.67	0.511	-.4015672	.2076179

Variable	VIF	1/VIF
roa	4.27	0.233956
mp	2.88	0.347628
logvmc	2.86	0.349323
adr	2.78	0.359280
alavancagem	2.58	0.386849
actat	2.31	0.432590
beta	1.77	0.565881
perda	1.72	0.581833
bigfour	1.68	0.595172
temaud	1.44	0.692941
indcons	1.29	0.777701
Mean VIF	2.33	

```
. jb erro
```

Jarque-Bera normality test: .4878 Chi(2) .7836
Jarque-Bera test for Ho: normality:

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: indcons bigfour temaud actat beta alavancagem mp perda roa adr logvmerc

chi2(11) = 7.41
Prob > chi2 = 0.7649

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ad

Ho: model has no omitted variables

F(3, 14) = 0.96
Prob > F = 0.4379

. regress ad indcons bigfour temaud actat alavancagem adr

Source	SS	df	MS	Number of obs = 29		
Model	.077371328	6	.012895221	F(6, 22) = 14.54		
Residual	.019508232	22	.000886738	Prob > F = 0.0000		
Total	.096879561	28	.003459984	R-squared = 0.7986		
				Adj R-squared = 0.7437		
				Root MSE = .02978		

ad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	-.0217595	.0965782	-0.23	0.824	-.2220503	.1785313
bigfour	-.0054226	.0310837	-0.17	0.863	-.0698862	.0590409
temaud	.0093408	.0048224	1.94	0.066	-.0006601	.0193418
actat	.4450824	.0539827	8.24	0.000	.3331292	.5570357
alavancagem	-.0007097	.0003892	-1.82	0.082	-.0015168	.0000974
adr	-.0083118	.0126289	-0.66	0.517	-.0345026	.017879
_cons	.0056577	.0369376	0.15	0.880	-.0709461	.0822615

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: indcons bigfour temaud actat alavancagem adr

chi2(6) = 6.82
Prob > chi2 = 0.3377

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ad

Ho: model has no omitted variables

F(3, 19) = 1.15
Prob > F = 0.3562

Variable	VIF	1/VIF
adr	1.27	0.790369
temaud	1.25	0.797833
alavancagem	1.12	0.889252
actat	1.08	0.922877
bigfour	1.05	0.950541
indcons	1.02	0.975862
Mean VIF	1.13	

. jb erro

Jarque-Bera normality test: 1.358 chi(2) .5071
Jarque-Bera test for Ho: normality:

C.3 Acumulações discricionárias positivas estimadas por meio do Modelo KS – Período de 2006

```
. regress ad indcons bigfour temaud actat beta alavancagem mp perda roa adr logvmc
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 23		
Model	.133812205	11	.012164746	F(11, 11) = 2.64		
Residual	.050631493	11	.004602863	Prob > F = 0.0610		
				R-squared = 0.7255		
				Adj R-squared = 0.4510		
Total	.184443698	22	.008383804	Root MSE = .06784		

ad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	.0378046	.0843711	0.45	0.663	-.147895	.2235041
bigfour	.0222738	.062097	0.36	0.727	-.1144007	.1589484
temaud	-.0301601	.0224141	-1.35	0.206	-.0794931	.0191729
actat	.4223767	.1453685	2.91	0.014	.1024229	.7423306
beta	.0614354	.0995481	0.62	0.550	-.1576686	.2805393
alavancagem	-.0020345	.0014126	-1.44	0.178	-.0051437	.0010746
mp	.014411	.0068019	2.12	0.058	-.0005599	.0293819
perda	.0631733	.1223222	0.52	0.616	-.2060561	.3324027
roa	-.0060606	.0044324	-1.37	0.199	-.0158162	.0036949
adr	.0971224	.0774691	1.25	0.236	-.0733859	.2676306
logvmc	-.0400123	.0500066	-0.80	0.441	-.1500761	.0700515
_cons	.526312	.4800748	1.10	0.296	-.5303256	1.58295

Variable	VIF	1/VIF
adr	7.37	0.135693
logvmc	6.37	0.157067
perda	5.94	0.168460
beta	5.92	0.168848
roa	5.64	0.177392
temaud	4.00	0.250266
actat	3.31	0.301797
mp	3.12	0.320442
alavancagem	2.32	0.431561
bigfour	2.19	0.457577
indcons	1.34	0.747729
Mean VIF	4.32	

```
. jb erro
```

```
Jarque-Bera normality test: 3.932 chi(2) .14
Jarque-Bera test for Ho: normality:
```

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
```

```
Ho: Constant variance
```

```
Variables: indcons bigfour temaud actat beta alavancagem mp perda roa adr logvmc
```

```
chi2(11) = 12.45
```

```
Prob > chi2 = 0.3307
```

```
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ad
```

```
Ho: model has no omitted variables
```

```
F(3, 8) = 23.18
```

```
Prob > F = 0.0003
```

. regress ad indcons bigfour temaud actat mp adr

Source	SS	df	MS	Number of obs = 23		
Model	.104199227	6	.017366538	F(6, 16)	=	3.46
Residual	.080244471	16	.005015279	Prob > F	=	0.0218
				R-squared	=	0.5649
				Adj R-squared	=	0.4018
Total	.184443698	22	.008383804	Root MSE	=	.07082

ad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	.0069053	.0825803	0.08	0.934	-.1681572	.1819677
bigfour	-.0856918	.0461322	-1.86	0.082	-.1834878	.0121042
temaud	-.0241642	.0136275	-1.77	0.095	-.0530533	.0047248
actat	.4606502	.1079922	4.27	0.001	.231717	.6895835
mp	.0030275	.0042377	0.71	0.485	-.005956	.012011
adr	.0586182	.0373346	1.57	0.136	-.0205275	.1377639
_cons	.1771241	.0581537	3.05	0.008	.0538439	.3004044

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ad

Ho: model has no omitted variables

F(3, 13) = 3.26

Prob > F = 0.0564

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: indcons bigfour temaud actat mp adr

chi2(6) = 24.53

Prob > chi2 = 0.0004

Variable	VIF	1/VIF
actat	1.68	0.595851
adr	1.57	0.636587
temaud	1.36	0.737695
indcons	1.18	0.850444
mp	1.11	0.899532
bigfour	1.11	0.903364
Mean VIF	1.33	

. regress ad indcons bigfour temaud actat mp adr, vce(robust)

.linear regression

Number of obs = 23

F(6, 16) = 2.29

Prob > F = 0.0865

R-squared = 0.5649

Root MSE = .07082

ad	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	.0069053	.0296842	0.23	0.819	-.0560223	.0698329
bigfour	-.0856918	.0352029	-2.43	0.027	-.1603186	-.0110651
temaud	-.0241642	.0152851	-1.58	0.133	-.0565673	.0082388
actat	.4606502	.1943076	2.37	0.031	.0487366	.8725639
mp	.0030275	.0028945	1.05	0.311	-.0031087	.0091637
adr	.0586182	.0407531	1.44	0.170	-.0277744	.1450108
_cons	.1771241	.0461731	3.84	0.001	.0792415	.2750067

C.4 Acumulações discricionárias absolutas estimadas por meio do Modelo KS – Período de 2007

```
. regress absad indcons bigfour temaud actat absactat beta alavancagem mp perda roa adr locvmerc
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 52		
Model	.044976553	12	.003748046	F(12, 39) = 2.35		
Residual	.062166906	39	.001594023	Prob > F = 0.0220		
				R-squared = 0.4198		
				Adj R-squared = 0.2412		
Total	.107143459	51	.002100852	Root MSE = .03993		

absad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	-.0658216	.0989088	-0.67	0.510	-.2658836	.1342404
bigfour	-.0118757	.0246412	-0.48	0.633	-.0617172	.0379658
temaud	-.0044022	.0056119	-0.78	0.438	-.0157533	.0069488
actat	.1834363	.0687632	2.67	0.011	.0443496	.322523
absactat	.3827364	.1040691	3.68	0.001	.1722368	.5932361
beta	-.0098703	.0176582	-0.56	0.579	-.0455873	.0258468
alavancagem	-.0000658	.0004865	-0.14	0.893	-.0010499	.0009183
mp	-.0005884	.0021929	-0.27	0.790	-.0050239	.0038472
perda	-.0106612	.0212931	-0.50	0.619	-.0537306	.0324082
roa	-.0018628	.0013304	-1.40	0.169	-.0045539	.0008282
adr	-.0150346	.0172613	-0.87	0.389	-.0499489	.0198797
locvmerc	.0033339	.0123347	0.27	0.788	-.0216154	.0282832
_cons	.048458	.1189183	0.41	0.686	-.1920769	.2889929

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: indcons bigfour temaud actat absactat beta alavancagem mp perda roa adr locvmerc

chi2(12) = 21.84

Prob > chi2 = 0.0393

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of absad

Ho: model has no omitted variables

F(3, 36) = 6.04

Prob > F = 0.0019

Variable	VIF	1/VIF
adr	2.37	0.421508
locvmerc	1.99	0.501930
temaud	1.96	0.510869
roa	1.84	0.543611
alavancagem	1.64	0.608124
mp	1.59	0.627175
perda	1.51	0.662385
bigfour	1.41	0.711006
actat	1.34	0.745264
beta	1.33	0.749067
absactat	1.23	0.811658
indcons	1.17	0.854952
Mean VIF	1.62	

```
. jb erro
```

Jarque-Bera normality test: 1.836 chi(2) .3993

Jarque-Bera test for Ho: normality:

```
. regress absad indcons bigfour temaud absactat actat beta alavancagem mp perda roa adr locvmerc, vce(robust)
```

Linear regression

```
Number of obs =      52
F( 12,    39) =      1.82
Prob > F       =      0.0787
R-squared      =      0.4198
Root MSE     =      .03993
```

absad	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	-.0658216	.0431038	-1.53	0.135	-.1530074	.0213642
bigfour	-.0118757	.026625	-0.45	0.658	-.0657298	.0419785
temaud	-.0044022	.0051315	-0.86	0.396	-.0147817	.0059773
absactat	.3827364	.1508454	2.54	0.015	.0776228	.6878501
actat	.1834363	.1084844	1.69	0.099	-.0359941	.4028667
beta	-.0098703	.0198574	-0.50	0.622	-.0500357	.0302952
alavancagem	-.0000658	.0005339	-0.12	0.903	-.0011457	.0010141
mp	-.0005884	.0021403	-0.27	0.785	-.0049175	.0037408
perda	-.0106612	.0215742	-0.49	0.624	-.0542992	.0329769
roa	-.0018628	.0012964	-1.44	0.159	-.0044851	.0007594
adr	-.0150346	.0174365	-0.86	0.394	-.0503032	.0202341
locvmerc	.0033339	.0119725	0.28	0.782	-.0208827	.0275504
_cons	.048458	.1137967	0.43	0.673	-.1817175	.2786335

C.5 Acumulações discricionárias negativas estimadas por meio do Modelo KS – Período de 2007

```
. regress ad indcons bigfour temaud actat beta alavancagem mp perda roa adr locvmerc
```

Source	SS	df	MS			
Model	.010922423	11	.000992948	Number of obs =	26	
Residual	.021523865	14	.001537419	F(11, 14) =	0.65	
				Prob > F =	0.7642	
				R-squared =	0.3366	
				Adj R-squared =	-0.1846	
Total	.032446288	25	.001297852	Root MSE =	.03921	

ad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	.0140224	.2038495	0.07	0.946	-.4231913	.4512361
bigfour	.0166935	.0341991	0.49	0.633	-.0566564	.0900433
temaud	.0093543	.0091986	1.02	0.326	-.0103746	.0290832
actat	.0664258	.1697234	0.39	0.701	-.2975947	.4304463
beta	-.0113277	.0248903	-0.46	0.656	-.0647122	.0420567
alavancagem	-.000119	.0006044	-0.20	0.847	-.0014152	.0011772
mp	.0015504	.0030116	0.51	0.615	-.0049089	.0080096
perda	.0017125	.0325884	0.05	0.959	-.0681827	.0716077
roa	.0022033	.0022262	0.99	0.339	-.0025714	.006978
adr	.0431055	.0247805	1.74	0.104	-.0100433	.0962544
locvmerc	-.0058281	.0188157	-0.31	0.761	-.0461837	.0345276
_cons	-.0505151	.1908024	-0.26	0.795	-.4597455	.3587153

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

H0: Constant variance

Variables: indcons bigfour temaud actat absactat beta alavancagem mp perda roa adr locvmerc

```
chi2(12) =      6.11
Prob > chi2 =      0.9104
```

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ad

H0: model has no omitted variables

```
F(3, 11) =      1.45
Prob > F =      0.2804
```

Variable	VIF	1/VIF
locvmerc	3.13	0.319040
roa	2.99	0.334331
temaud	2.76	0.362284
adr	2.58	0.387469
perda	2.34	0.427717
actat	2.11	0.473648
bigfour	2.02	0.495320
mp	1.98	0.505573
alavancagem	1.86	0.538196
indcons	1.38	0.724405
beta	1.37	0.730602
Mean VIF	2.23	

. jb erro

Jarque-Bera normality test: 1.385 chi(2) .5003

Jarque-Bera test for Ho: normality:

. regress ad indcons bigfour temaud adr

Source	SS	df	MS
Model	.006893487	4	.001723372
Residual	.025552801	21	.0012168
Total	.032446288	25	.001297852

Number of obs = 26
 F(4, 21) = 1.42
 Prob > F = 0.2631
 R-squared = 0.2125
 Adj R-squared = 0.0625
 Root MSE = .03488

ad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
indcons	.0255089	.1718694	0.15	0.883	-.331913 .3829309
bigfour	.0162856	.0224522	0.73	0.476	-.0304063 .0629775
temaud	.0107021	.0054591	1.96	0.063	-.0006507 .0220549
adr	.0264455	.0165678	1.60	0.125	-.0080091 .0609
_cons	-.1001332	.0284512	-3.52	0.002	-.1593007 -.0409657

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: indcons bigfour temaud adr

chi2(4) = 1.59

Prob > chi2 = 0.8100

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ad

Ho: model has no omitted variables

F(3, 18) = 1.20

Prob > F = 0.3396

Variable	VIF	1/VIF
adr	1.46	0.686050
indcons	1.24	0.806549
temaud	1.23	0.814095
bigfour	1.10	0.909549
Mean VIF	1.26	

. jb erro

Jarque-Bera normality test: 1.028 chi(2) .5982

Jarque-Bera test for Ho: normality:

C.6 Acumulações discricionárias positivas estimadas por meio do Modelo KS – Período de 2007

. regress ad indcons bigfour temaud actat beta alavancagem mp perda roa adr locvmerc

Source	SS	df	MS	Number of obs = 26		
Model	.041643838	11	.003785803	F(11, 14) = 1.60		
Residual	.03306136	14	.002361526	Prob > F = 0.2008		
Total	.074705198	25	.002988208	R-squared = 0.5574		
				Adj R-squared = 0.2097		
				Root MSE = .0486		

ad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	-.0371242	.1656188	-0.22	0.826	-.3923411	.3180928
bigfour	-.0756037	.0653647	-1.16	0.267	-.215797	.0645897
temaud	.0114279	.0129854	0.88	0.394	-.016423	.0392787
actat	.4546203	.1460798	3.11	0.008	.1413104	.7679303
beta	-.0231238	.0448666	-0.52	0.614	-.1193531	.0731055
alavancagem	.0000165	.0013196	0.01	0.990	-.0028137	.0028468
mp	-.0026586	.0066275	-0.40	0.694	-.0168732	.0115561
perda	.0140423	.0442266	0.32	0.756	-.0808143	.1088989
roa	-.0032543	.0025403	-1.28	0.221	-.0087028	.0021942
adr	.0108835	.0383882	0.28	0.781	-.0714509	.0932179
locvmerc	.0130395	.0243257	0.54	0.600	-.0391338	.0652128
_cons	.0013991	.2893905	0.00	0.996	-.6192819	.6220801

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: indcons bigfour temaud actat beta alavancagem mp perda roa adr locvmerc

chi2(11) = 7.93

Prob > chi2 = 0.7196

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ad

Ho: model has no omitted variables

F(3, 11) = 13.93

Prob > F = 0.0005

Variable	VIF	1/VIF
adr	3.84	0.260406
mp	3.57	0.280077
temaud	3.47	0.288078
beta	2.66	0.376523
alavancagem	2.34	0.427044
actat	1.96	0.510746
roa	1.91	0.523280
locvmerc	1.82	0.549958
bigfour	1.74	0.574830
indcons	1.61	0.620475
perda	1.53	0.653970
Mean VIF	2.40	

. jb erro

Jarque-Bera normality test: 9.097 chi(2) .0106

Jarque-Bera test for Ho: normality:

C.7 Acumulações discricionárias absolutas estimadas por meio do Modelo KS – Período de 2008

. regress absad indcons bigfour temaud actat absact beta alavancagem mp perda roa adr logvmerc

Source	SS	df	MS	Number of obs = 52		
Model	.187627796	12	.01563565	F(12, 39) = 5.88		
Residual	.103719207	39	.002659467	Prob > F = 0.0000		
				R-squared = 0.6440		
				Adj R-squared = 0.5345		
Total	.291347003	51	.005712686	Root MSE = .05157		

absad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	-.0400864	.0641291	-0.63	0.536	-.1697997	.0896269
bigfour	.0562458	.026493	2.12	0.040	.0026588	.1098329
temaud	-.0025315	.0059376	-0.43	0.672	-.0145413	.0094784
actat	-.0714663	.065481	-1.09	0.282	-.2039142	.0609816
absact	.7635079	.1368632	5.58	0.000	.486676	1.04034
beta	.039896	.024808	1.61	0.116	-.0102829	.0900749
alavancagem	.0009012	.0006639	1.36	0.182	-.0004416	.002244
mp	.0014021	.0021311	0.66	0.514	-.0029085	.0057127
perda	-.0536183	.0410698	-1.31	0.199	-.1366897	.0294532
roa	.0010632	.0012176	0.87	0.388	-.0013996	.003526
adr	.0427913	.0221544	1.93	0.061	-.0020201	.0876027
logvmerc	-.0290283	.0112929	-2.57	0.014	-.0518704	-.0061862
_cons	.1340001	.1149265	1.17	0.251	-.0984608	.3664609

. estat hettest indcons bigfour temaud actat absact beta alavancagem mp perda roa adr logvmerc

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: indcons bigfour temaud actat absact beta alavancagem mp perda roa adr logvmerc

. estat ovtest

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of absad

Ho: model has no omitted variables

F(3, 36) = 9.13

Prob > F = 0.0001

Variable	VIF	1/VIF
adr	2.39	0.419286
roa	2.24	0.445826
logvmerc	2.17	0.460011
alavancagem	2.09	0.478522
mp	2.01	0.497775
perda	1.79	0.557745
actat	1.65	0.605297
temaud	1.65	0.607224
beta	1.58	0.633184
absact	1.43	0.701548
indcons	1.21	0.827093
bigfour	1.19	0.838435
Mean VIF	1.78	

. jb erro

Jarque-Bera normality test: .3434 chi(2) .8422

Jarque-Bera test for Ho: normality:

```
. regress absad indcons bigfour temaud adr, vce(robust)
```

Linear regression

Number of obs = 52
F(4, 47) = 4.73
Prob > F = 0.0027
R-squared = 0.1087
Root MSE = .07433

absad	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	-.0816964	.042098	-1.94	0.058	-.1663866	.0029938
bigfour	.0586883	.0164152	3.58	0.001	.0256652	.0917114
temaud	-.0002424	.0056384	-0.04	0.966	-.0115853	.0111005
adr	.0314104	.0219823	1.43	0.160	-.0128122	.075633
_cons	.0145808	.0214355	0.68	0.500	-.0285419	.0577034

Variable	VIF	1/VIF
temaud	1.18	0.850616
adr	1.13	0.882678
indcons	1.03	0.971594
bigfour	1.02	0.975611
Mean VIF	1.09	

C.8 Acumulações discricionárias negativas estimadas por meio do Modelo KS – Período de 2008

```
. regress ad indcons bigfour temaud actat beta alavancagem mp perda roa adr logvmc  
note: perda omitted because of collinearity
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	27
Model	.129340289	10	.012934029	F(10, 16) =	7.38
Residual	.028044601	16	.001752788	Prob > F =	0.0003
				R-squared =	0.8218
				Adj R-squared =	0.7104
Total	.157384889	26	.006053265	Root MSE =	.04187

ad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	.0682608	.0702294	0.97	0.346	-.0806189	.2171405
bigfour	.0064101	.0400059	0.16	0.875	-.0783986	.0912188
temaud	-.0034017	.0065715	-0.52	0.612	-.0173326	.0105292
actat	.4930266	.1141643	4.32	0.001	.251009	.7350441
beta	-.0606651	.0355914	-1.70	0.108	-.1361156	.0147854
alavancagem	-.0006097	.0008403	-0.73	0.479	-.002391	.0011716
mp	-.0059095	.0063299	-0.93	0.364	-.0193283	.0075092
perda	(omitted)					
roa	-.0004711	.0025899	-0.18	0.858	-.0059616	.0050193
adr	-.0400603	.035866	-1.12	0.281	-.1160928	.0359723
logvmc	.0304261	.0161461	1.88	0.078	-.0038021	.0646543
_cons	-.2146408	.1496644	-1.43	0.171	-.5319152	.1026335

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

H0: Constant variance

Variables: indcons bigfour temaud actat beta alavancagem mp perda roa adr logvmc

chi2(10) = 17.48
Prob > chi2 = 0.0643

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ad
 Ho: model has no omitted variables
 F(3, 13) = 3.14
 Prob > F = 0.0617

Variable	VIF	1/VIF
roa	7.78	0.128614
adr	4.95	0.202141
logvmrc	4.83	0.207090
mp	2.99	0.334832
alavancagem	2.84	0.351918
actat	2.81	0.356230
temaud	1.79	0.558561
bigfour	1.69	0.591391
beta	1.55	0.645034
indcons	1.27	0.787695
Mean VIF	3.25	

. jb erro

Jarque-Bera normality test: 3.742 chi(2) .154
 Jarque-Bera test for Ho: normality:

. regress ad indcons bigfour temaud adr logvmrc actat, vce(robust)

Linear regression

Number of obs = 27
 F(6, 20) = 5.85
 Prob > F = 0.0012
 R-squared = 0.7621
 Root MSE = .04327

ad	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	.0224403	.0447562	0.50	0.622	-.0709195	.1158
bigfour	.0061631	.0200899	0.31	0.762	-.0357437	.0480699
temaud	-.0018991	.0050593	-0.38	0.711	-.0124527	.0086544
adr	-.0204652	.0191336	-1.07	0.298	-.0603773	.0194469
logvmrc	.0323423	.0109561	2.95	0.008	.0094884	.0551963
actat	.5831663	.1300913	4.48	0.000	.3118007	.8545319
_cons	-.3329638	.1117325	-2.98	0.007	-.5660338	-.0998938

Variable	VIF	1/VIF
logvmrc	2.19	0.455652
adr	1.92	0.520013
bigfour	1.46	0.683257
temaud	1.33	0.749897
actat	1.27	0.786548
indcons	1.09	0.920225
Mean VIF	1.55	

C.9 Acumulações discricionárias positivas estimadas por meio do Modelo KS – Período de 2008

```
. regress ad indcons bigfour temaud actat beta alavancagem mp perda roa adr logvmmerc
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 25		
Model	.075502903	11	.0068639	F(11, 13) = 1.54		
Residual	.058019103	13	.004463008	Prob > F = 0.2280		
				R-squared = 0.5655		
				Adj R-squared = 0.1978		
Total	.133522006	24	.005563417	Root MSE = .06681		

ad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	-.0706948	.1434589	-0.49	0.630	-.3806188	.2392292
bigfour	.0117428	.0564719	0.21	0.838	-.1102575	.133743
temaud	.0049458	.0224648	0.22	0.829	-.0435864	.053478
actat	.3420908	.181766	1.88	0.082	-.0505908	.7347724
beta	-.015052	.0481809	-0.31	0.760	-.1191405	.0890365
alavancagem	.0010927	.0014565	0.75	0.466	-.0020538	.0042393
mp	.0018306	.004086	0.45	0.662	-.0069968	.0106579
perda	-.0087885	.0782134	-0.11	0.912	-.1777582	.1601813
roa	.0015251	.0020295	0.75	0.466	-.0028593	.0059096
adr	.0574187	.0373046	1.54	0.148	-.023173	.1380104
logvmmerc	-.0128818	.0447813	-0.29	0.778	-.1096258	.0838622
_cons	.0736044	.4769299	0.15	0.880	-.9567399	1.103949

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
```

```
Ho: Constant variance
```

```
Variables: indcons bigfour temaud actat beta alavancagem mp perda roa adr logvmmerc
```

```
chi2(11) = 7.95
```

```
Prob > chi2 = 0.7175
```

```
. estat ovtest
```

```
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ad
```

```
Ho: model has no omitted variables
```

```
F(3, 10) = 4.58
```

```
Prob > F = 0.0288
```

Variable	VIF	1/VIF
temaud	5.64	0.177437
logvmmerc	5.60	0.178612
mp	3.87	0.258206
perda	3.62	0.276351
actat	3.28	0.304804
alavancagem	2.63	0.379695
adr	1.92	0.520621
bigfour	1.89	0.530100
roa	1.83	0.545060
beta	1.74	0.573109
indcons	1.51	0.662733
Mean VIF	3.05	

```
. jb erro
```

```
Jarque-Bera normality test: 1.181 chi(2) .5541
```

```
Jarque-Bera test for Ho: normality:
```

```
. regress ad indcons bigfour temaud actat adr
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 25		
Model	.061318653	5	.012263731	F(5, 19) = 3.23		
Residual	.072203353	19	.003800176	Prob > F = 0.0282		
				R-squared = 0.4592		
				Adj R-squared = 0.3169		
Total	.133522006	24	.005563417	Root MSE = .06165		

ad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	-.0675727	.1127837	-0.60	0.556	-.3036318	.1684863
bigfour	.0246378	.0418815	0.59	0.563	-.0630212	.1122967
temaud	-.0008716	.0100247	-0.09	0.932	-.0218534	.0201103
actat	.3224172	.1003097	3.21	0.005	.1124666	.5323678
adr	.0367635	.0268217	1.37	0.186	-.019375	.0929021
_cons	.0324004	.0479968	0.68	0.508	-.0680581	.1328589

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: indcons bigfour temaud actat adr

chi2(5) = 0.97

Prob > chi2 = 0.9650

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ad

Ho: model has no omitted variables

F(3, 16) = 10.03

Prob > F = 0.0006

Variable	VIF	1/VIF
temaud	1.32	0.758728
bigfour	1.22	0.820645
actat	1.17	0.852191
adr	1.17	0.857530
indcons	1.10	0.913011
Mean VIF	1.19	

C.10 Acumulações discricionárias absolutas estimadas por meio do Modelo KS – Período de 2009

. regress absad indcons bigfour temaud absactat beta alavancagem mp perda roa adr logvmerc

Source	SS	df	MS	Number of obs = 52
Model	.154071079	11	.014006462	F(11, 40) = 4.13
Residual	.135543001	40	.003388575	Prob > F = 0.0004
Total	.289614079	51	.005678707	R-squared = 0.5320
				Adj R-squared = 0.4033
				Root MSE = .05821

absad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
indcons	-.0023166	.0989828	-0.02	0.981	-.2023683 .1977352
bigfour	-.0361966	.0322549	-1.12	0.268	-.1013862 .028993
temaud	.0021247	.0051739	0.41	0.684	-.0083321 .0125815
absactat	.1994617	.0491571	4.06	0.000	.1001116 .2988119
beta	-.0047174	.0259105	-0.18	0.856	-.0570845 .0476496
alavancagem	-.0012513	.0007293	-1.72	0.094	-.0027252 .0002226
mp	.0044897	.0054068	0.83	0.411	-.0064378 .0154172
perda	.027427	.0228508	1.20	0.237	-.0187562 .0736102
roa	-.0028688	.0022779	-1.26	0.215	-.0074726 .0017351
adr	.0221651	.0254867	0.87	0.390	-.0293455 .0736757
logvmerc	-.0281159	.018012	-1.56	0.126	-.0645195 .0082877
_cons	.4321478	.1801791	2.40	0.021	.0679923 .7963033

Variable	VIF	1/VIF
adr	2.48	0.403667
mp	2.29	0.437389
roa	2.08	0.479864
alavancagem	2.07	0.483958
logvmerc	2.01	0.497123
absactat	1.41	0.706969
bigfour	1.39	0.720711
temaud	1.38	0.727258
beta	1.35	0.739578
perda	1.34	0.748241
indcons	1.21	0.826167
Mean VIF	1.73	

. jb erro

Jarque-Bera normality test: 1.482 chi(2) .4767

Jarque-Bera test for Ho: normality:

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
 Ho: Constant variance
 Variables: indcons bigfour temaud absactat beta alavancagem mp perda roa adr logvmerc
 chi2(11) = 7.91
 Prob > chi2 = 0.7218

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of absad
 Ho: model has no omitted variables
 F(3, 37) = 0.36
 Prob > F = 0.7806

C.11 Acumulações discricionárias negativas estimadas por meio do Modelo KS – Período de 2009

. regress ad indcons bigfour temaud actat beta alavancagem mp perda roa adr logvmerc

Source	SS	df	MS	Number of obs =	33
Model	.154752534	11	.014068412	F(11, 21) =	11.64
Residual	.025374866	21	.001208327	Prob > F =	0.0000
Total	.180127399	32	.005628981	R-squared =	0.8591
				Adj R-squared =	0.7853
				Root MSE =	.03476

ad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
indcons	.0511691	.1188375	0.43	0.671	-.195967 .2983052
bigfour	.0200748	.0222573	0.90	0.377	-.0262118 .0663614
temaud	-.0035163	.0045873	-0.77	0.452	-.013056 .0060234
actat	.3043793	.0373389	8.15	0.000	.2267287 .3820299
beta	-.0503848	.0209019	-2.41	0.025	-.0938528 -.0069168
alavancagem	-.0008659	.0005692	-1.52	0.143	-.0020496 .0003178
mp	-.0008189	.0048977	-0.17	0.869	-.0110043 .0093665
perda	.0017321	.0173258	0.10	0.921	-.034299 .0377632
roa	-.0015327	.0023158	-0.66	0.515	-.0063486 .0032832
adr	-.0141074	.0176092	-0.80	0.432	-.0507276 .0225129
logvmerc	.0195279	.0131151	1.49	0.151	-.0077463 .0468021
_cons	-.1218249	.1442108	-0.84	0.408	-.4217277 .1780779

Variable	VIF	1/VIF
alavancagem	2.50	0.399911
roa	2.14	0.467263
actat	2.11	0.473702
adr	2.07	0.483437
temaud	1.73	0.578072
mp	1.65	0.606456
logvmerc	1.63	0.614120
beta	1.61	0.619357
bigfour	1.44	0.693898
indcons	1.40	0.716454
perda	1.37	0.729858
Mean VIF	1.79	

. jb erro

Jarque-Bera normality test: 3.47 chi(2) .1764
 Jarque-Bera test for Ho: normality:

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
 Ho: Constant variance
 Variables: indcons bigfour temaud actat beta alavancagem mp perda roa adr logvmerc
 chi2(11) = 15.44
 Prob > chi2 = 0.1633

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ad
 Ho: model has no omitted variables
 F(3, 18) = 1.79
 Prob > F = 0.1858

. regress ad indcons bigfour temaud actat beta adr

Source	SS	df	MS			
Model	.145686156	6	.024281026	Number of obs =	33	
Residual	.034441243	26	.001324663	F(6, 26) =	18.33	
Total	.180127399	32	.005628981	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.8088	
				Adj R-squared =	0.7647	
				Root MSE =	.0364	

ad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	.1143325	.1159049	0.99	0.333	-.1239135	.3525785
bigfour	.0195156	.023208	0.84	0.408	-.0281891	.0672203
temaud	.0005131	.0043512	0.12	0.907	-.0084309	.009457
actat	.2758869	.0331777	8.32	0.000	.2076891	.3440847
beta	-.0351785	.0185623	-1.90	0.069	-.0733339	.0029769
adr	.0032518	.0141212	0.23	0.820	-.0257747	.0322783
_cons	-.0327876	.0356034	-0.92	0.366	-.1059715	.0403963

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

H0: Constant variance

Variables: indcons bigfour temaud actat beta adr

chi2(6) = 8.33

Prob > chi2 = 0.2149

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ad

H0: model has no omitted variables

F(3, 23) = 1.93

Prob > F = 0.1535

Variable	VIF	1/VIF
actat	1.52	0.657744
bigfour	1.43	0.699659
temaud	1.42	0.704369
adr	1.21	0.824129
indcons	1.21	0.825681
beta	1.16	0.860936
Mean VIF	1.33	

C.12 Acumulações discricionárias positivas estimadas por meio do Modelo KS – Período de 2009

. regress ad indcons bigfour temaud actat beta alavancagem mp perda roa adr logvmc

Source	SS	df	MS	Number of obs =	19
Model	.059432994	11	.005402999	F(11, 7) =	1.74
Residual	.021743167	7	.003106167	Prob > F =	0.2371
Total	.081176161	18	.004509787	R-squared =	0.7321
				Adj R-squared =	0.3112
				Root MSE =	.05573

ad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
indcons	-.0662239	.1512252	-0.44	0.675	-.4238147 .291367
bigfour	-.0762623	.0690184	-1.10	0.306	-.2394649 .0869403
temaud	.0042322	.0098458	0.43	0.680	-.0190495 .0275139
actat	.1462529	.1229172	1.19	0.273	-.1444001 .4369058
beta	-.0057915	.0572315	-0.10	0.922	-.1411225 .1295395
alavancagem	-.0031624	.0020339	-1.55	0.164	-.0079718 .001647
mp	.0062935	.0097769	0.64	0.540	-.0168253 .0294123
perda	.0344067	.0419032	0.82	0.439	-.0646787 .1334921
roa	-.0033884	.0035502	-0.95	0.372	-.0117833 .0050065
adr	.038095	.05771	0.66	0.530	-.0983675 .1745575
logvmc	-.0447408	.0383439	-1.17	0.281	-.1354096 .0459281
_cons	.7866498	.3454296	2.28	0.057	-.0301615 1.603461

Variable	VIF	1/VIF
mp	5.16	0.193779
adr	5.08	0.196895
alavancagem	5.00	0.200124
logvmc	4.34	0.230585
roa	3.56	0.280659
beta	2.48	0.403006
temaud	2.08	0.481644
indcons	1.97	0.508759
perda	1.79	0.560186
actat	1.55	0.644030
bigfour	1.45	0.688297
Mean VIF	3.13	

. jb erro

Jarque-Bera normality test: .941 chi(2) .6247
Jarque-Bera test for Ho: normality:

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: indcons bigfour temaud actat beta alavancagem mp perda roa adr logvmc

chi2(11) = 4.65

Prob > chi2 = 0.9470

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ad

Ho: model has no omitted variables

F(3, 4) = 1.54

Prob > F = 0.3354

. regress ad indcons bigfour temaud adr

Source	SS	df	MS	Number of obs =	19
Model	.009638312	4	.002409578	F(4, 14) =	0.47
Residual	.071537849	14	.005109846	Prob > F =	0.7559
Total	.081176161	18	.004509787	R-squared =	0.1187
				Adj R-squared =	-0.1331
				Root MSE =	.07148

ad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
indcons	-.0713172	.1478792	-0.48	0.637	-.3884866 .2458522
bigfour	-.1003221	.0801479	-1.25	0.231	-.2722223 .0715781
temaud	.0065104	.011137	0.58	0.568	-.0173762 .030397
adr	-.0078694	.0375541	-0.21	0.837	-.0884148 .0726761
_cons	.1922839	.0836783	2.30	0.037	.0128118 .371756

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
 Ho: Constant variance
 Variables: indcons bigfour temaud adr

chi2(4) = 2.36
 Prob > chi2 = 0.6695

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ad
 Ho: model has no omitted variables
 F(3, 11) = 0.28
 Prob > F = 0.8362

Variable	VIF	1/VIF
temaud	1.61	0.619261
adr	1.31	0.764901
bigfour	1.19	0.839662
indcons	1.14	0.875244
Mean VIF	1.31	

C.13 Acumulações discricionárias absolutas estimadas por meio do Modelo KS – Período de 2006 a 2009

. regress absad indcons bigfour temaud absactat beta alavancagem mp perda roa adr logvmc

Source	SS	df	MS	Number of obs = 208
Model	.379797122	11	.034527011	F(11, 196) = 10.57
Residual	.640373546	196	.003267212	Prob > F = 0.0000
Total	1.02017067	207	.004928361	R-squared = 0.3723
				Adj R-squared = 0.3371
				Root MSE = .05716

absad	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
indcons	-.013919	.0373095	-0.37	0.710	-.0874986 .0596606
bigfour	.0193594	.0153498	1.26	0.209	-.0109126 .0496314
temaud	.0014593	.0027088	0.54	0.591	-.0038828 .0068014
absactat	.3396918	.035037	9.70	0.000	.2705939 .4087898
beta	.0190089	.0117239	1.62	0.107	-.0041123 .04213
alavancagem	.0003831	.0003159	1.21	0.227	-.0002399 .0010061
mp	.0002357	.0012941	0.18	0.856	-.0023165 .0027879
perda	.0073783	.0131182	0.56	0.574	-.0184927 .0332493
roa	-.0002028	.0007571	-0.27	0.789	-.0016959 .0012903
adr	.018785	.0108557	1.73	0.085	-.0026239 .040194
logvmc	-.0156548	.0068622	-2.28	0.024	-.029188 -.0021215
_cons	.1171114	.0677597	1.73	0.086	-.0165202 .250743

Variable	VIF	1/VIF
adr	1.85	0.540356
roa	1.67	0.600126
logvmc	1.59	0.630415
alavancagem	1.51	0.662687
mp	1.28	0.778736
perda	1.20	0.834536
bigfour	1.19	0.843351
absactat	1.17	0.857573
beta	1.15	0.870752
temaud	1.14	0.876924
indcons	1.04	0.959080
Mean VIF	1.34	

. jb erro

Jarque-Bera normality test: 144.8 chi(2) 3.6e-32
 Jarque-Bera test for Ho: normality:

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: indcons bigfour temaud absactat beta alavancagem mp perda roa adr logvmc

chi2(11) = 108.51

Prob > chi2 = 0.0000

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of absad

Ho: model has no omitted variables

F(3, 193) = 4.28

Prob > F = 0.0060

. regress absad indcons bigfour temaud absactat beta alavancagem mp perda roa adr logvmc, vce(robust)

Linear regression

Number of obs = 208

F(11, 196) = 4.33

Prob > F = 0.0000

R-squared = 0.3723

Root MSE = .05716

absad	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
indcons	-.013919	.0238063	-0.58	0.559	-.0608683	.0330303
bigfour	.0193594	.0172466	1.12	0.263	-.0146532	.053372
temaud	.0014593	.0026289	0.56	0.579	-.0037252	.0066438
absactat	.3396918	.0563439	6.03	0.000	.2285736	.4508101
beta	.0190089	.0120645	1.58	0.117	-.0047841	.0428018
alavancagem	.0003831	.0003514	1.09	0.277	-.0003099	.0010762
mp	.0002357	.0008448	0.28	0.781	-.0014303	.0019017
perda	.0073783	.013742	0.54	0.592	-.0197229	.0344796
roa	-.0002028	.0008018	-0.25	0.801	-.001784	.0013784
adr	.018785	.0101037	1.86	0.064	-.001141	.038711
logvmc	-.0156548	.0057937	-2.70	0.007	-.0270807	-.0042288
_cons	.1171114	.054841	2.14	0.034	.0089572	.2252655

APÊNDICE D – Resultado das regressões com variáveis qualitativas

D.1 Modelo KS – Período de 2006

. regress act r1r r2d r3a d1 d2

Source	SS	df	MS			
Model	.654128685	5	.130825737	Number of obs =	52	
Residual	.44626318	46	.009701373	F(5, 46) =	13.49	
Total	1.10039187	51	.021576311	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.5945	
				Adj R-squared =	0.5504	
				Root MSE =	.0985	

act	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
r1r	.1619156	.1814297	0.89	0.377	-.2032834	.5271146
r2d	.0931827	.051904	1.80	0.079	-.0112946	.1976601
r3a	-2.244731	.4153468	-5.40	0.000	-3.080781	-1.408682
d1	.0130276	.0353773	0.37	0.714	-.0581832	.0842384
d2	-.0051379	.0439599	-0.12	0.907	-.0936246	.0833488
_cons	.0577709	.0372548	1.55	0.128	-.0172191	.132761

Variable	VIF	1/VIF
r3a	1.57	0.637095
r2d	1.55	0.645533
r1r	1.15	0.866764
d1	1.12	0.893739
d2	1.06	0.945832
Mean VIF	1.29	

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: r1r r2d r3a d1 d2

chi2(5) = 9.91

Prob > chi2 = 0.0777

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of act

Ho: model has no omitted variables

F(3, 43) = 0.80

Prob > F = 0.5029

D.2 Modelo KS – Período de 2007

. regress act r1r r2d r3a d1 d2

Source	SS	df	MS			
Model	.252479085	5	.050495817	Number of obs = 52		
Residual	.199868884	46	.004344976	F(5, 46) = 11.62		
Total	.452347969	51	.008869568	Prob > F = 0.0000		
				R-squared = 0.5582		
				Adj R-squared = 0.5101		
				Root MSE = .06592		

act	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
r1r	.4444083	.1179712	3.77	0.000	.2069447	.681872
r2d	-.1034931	.0649978	-1.59	0.118	-.234327	.0273407
r3a	-1.356407	.252529	-5.37	0.000	-1.864722	-.8480929
d1	-.0430963	.0262564	-1.64	0.108	-.0959476	.009755
d2	-.003871	.0260377	-0.15	0.882	-.0562821	.0485401
_cons	-.0197889	.0245951	-0.80	0.425	-.0692962	.0297184

Variable	VIF	1/VIF
r2d	1.24	0.808546
r3a	1.20	0.831652
d1	1.18	0.846858
d2	1.16	0.861144
r1r	1.12	0.893853
Mean VIF	1.18	

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance
 Variables: r1r r2d r3a d1 d2
 chi2(5) = 8.78
 Prob > chi2 = 0.1181

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of act

Ho: model has no omitted variables
 F(3, 43) = 0.05
 Prob > F = 0.9848

D.3 Modelo KS – Período de 2008

. regress act r1r r2d r3a d1 d2

Source	SS	df	MS			
Model	.503388928	5	.100677786	Number of obs = 52		
Residual	.52130673	46	.011332755	F(5, 46) = 8.88		
Total	1.02469566	51	.020092072	Prob > F = 0.0000		
				R-squared = 0.4913		
				Adj R-squared = 0.4360		
				Root MSE = .10646		

act	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
r1r	.3284131	.1771727	1.85	0.070	-.028217	.6850432
r2d	.2541182	.1285369	1.98	0.054	-.0046132	.5128496
r3a	-1.53493	.3922096	-3.91	0.000	-2.324407	-.7454533
d1	.0017746	.035379	0.05	0.960	-.0694397	.0729888
d2	.0955475	.0411717	2.32	0.025	.0126732	.1784217
_cons	.0170933	.0423482	0.40	0.688	-.0681493	.1023359

Variable	VIF	1/VIF
d2	1.30	0.770842
r2d	1.19	0.841303
r3a	1.18	0.845313
r1r	1.15	0.871383
d1	1.13	0.884985
Mean VIF	1.19	

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: r1r r2d r3a d1 d2

chi2(5) = **3.73**

Prob > chi2 = **0.5888**

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of act

Ho: model has no omitted variables

F(3, 43) = **5.68**

Prob > F = **0.0023**

D.4 Modelo KS – Período de 2009

. regress act r1r r2d r3a d1 d2

Source	SS	df	MS
Model	1.54794959	5	.309589918
Residual	.619748692	46	.013472798
Total	2.16769828	51	.042503888

Number of obs = **52**
F(5, 46) = **22.98**
Prob > F = **0.0000**
R-squared = **0.7141**
Adj R-squared = **0.6830**
Root MSE = **.11607**

act	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
r1r	-.0253258	.1885234	-0.13	0.894	-.4048037 .3541521
r2d	-.1896306	.096021	-1.97	0.054	-.3829109 .0036497
r3a	-3.393976	.3231845	-10.50	0.000	-4.044513 -2.743439
d1	.0618424	.0402277	1.54	0.131	-.0191318 .1428167
d2	.0287244	.0421912	0.68	0.499	-.0562021 .113651
_cons	.0813481	.0403886	2.01	0.050	.0000501 .1626461

Variable	VIF	1/VIF
d2	1.22	0.819927
d1	1.17	0.853890
r2d	1.11	0.897486
r1r	1.09	0.914487
r3a	1.09	0.918083
Mean VIF	1.14	

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: r1r r2d r3a d1 d2

chi2(5) = **51.86**

Prob > chi2 = **0.0000**

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of act

Ho: model has no omitted variables

F(3, 43) = **23.67**

Prob > F = **0.0000**

Linear regression

Number of obs = 52
 F(5, 46) = 3.63
 Prob > F = 0.0075
 R-squared = 0.7141
 Root MSE = .11607

act	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
r1r	-.0253258	.1482751	-0.17	0.865	-.323788	.2731364
r2d	-.1896306	.0931156	-2.04	0.047	-.3770625	-.0021987
r3a	-3.393976	.8507852	-3.99	0.000	-5.106518	-1.681434
d1	.0618424	.0420618	1.47	0.148	-.0228236	.1465084
d2	.0287244	.0386826	0.74	0.462	-.0491397	.1065886
_cons	.0813481	.0430069	1.89	0.065	-.0052203	.1679165

D.5 Modelo KS – Período de 2006 a 2009

```
regress act r1r r2d r3a d1 d2
```

Source	SS	df	MS			
Model	2.46604796	5	.493209592	Number of obs =	208	
Residual	2.39671088	202	.011864905	F(5, 202) =	41.57	
Total	4.86275885	207	.023491589	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.5071	
				Adj R-squared =	0.4949	
				Root MSE =	.10893	

act	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
r1r	.23253	.0922217	2.52	0.012	.0506894	.4143706
r2d	.0144965	.0388105	0.37	0.709	-.0620292	.0910222
r3a	-2.355782	.1879092	-12.54	0.000	-2.726297	-1.985267
d1	.0046888	.0189295	0.25	0.805	-.0326359	.0420136
d2	.0271455	.0208874	1.30	0.195	-.0140398	.0683308
_cons	.0474546	.0196925	2.41	0.017	.0086254	.0862839

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: r1r r2d d1 r3a d2

chi2(5) = 226.20

Prob > chi2 = 0.0000

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of act

Ho: model has no omitted variables

F(3, 199) = 23.25

Prob > F = 0.0000

Variable	VIF	1/VIF
r2d	1.19	0.842140
r3a	1.18	0.844056
d2	1.14	0.875641
d1	1.10	0.910177
r1r	1.09	0.914212
Mean VIF	1.14	

```
. regress act r1r r2d r3a d1 d2, vce(robust)
```

Linear regression

Number of obs = 208
F(5, 202) = 9.80
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.5071
Root MSE = .10893

act	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
r1r	.23253	.0782301	2.97	0.003	.0782777	.3867823
r2d	.0144965	.0584861	0.25	0.804	-.1008251	.1298181
r3a	-2.355782	.5784642	-4.07	0.000	-3.496385	-1.21518
d1	.0046888	.0198998	0.24	0.814	-.0345492	.0439269
d2	.0271455	.0200123	1.36	0.176	-.0123142	.0666052
_cons	.0474546	.0271703	1.75	0.082	-.0061191	.1010284

D. 6 Modelo de Jones Modificado – Período de 2006

```
. regress act reccr ap d1 d2
```

Source	SS	df	MS
Model	.134015367	4	.033503842
Residual	.285270127	47	.006069577
Total	.419285494	51	.008221284

Number of obs = 52
F(4, 47) = 5.52
Prob > F = 0.0010
R-squared = 0.3196
Adj R-squared = 0.2617
Root MSE = .07791

act	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
reccr	-.1186048	.0830755	-1.43	0.160	-.2857311	.0485216
ap	-.2237088	.0517776	-4.32	0.000	-.3278719	-.1195457
d1	-.0202746	.0271687	-0.75	0.459	-.074931	.0343817
d2	.0094526	.0346357	0.27	0.786	-.0602255	.0791308
_cons	.0641637	.026837	2.39	0.021	.0101746	.1181528

Variable	VIF	1/VIF
d1	1.05	0.948087
d2	1.05	0.953243
reccr	1.02	0.976407
ap	1.02	0.976941
Mean VIF	1.04	

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance
Variables: reccr ap d1 d2

chi2(4) = 6.17
Prob > chi2 = 0.1865

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of act

Ho: model has no omitted variables
F(3, 44) = 1.04
Prob > F = 0.3824

D.7 Modelo de Jones Modificado – Período de 2007

. regress act reccr aperm d1 d2

Source	SS	df	MS	Number of obs = 52		
Model	.230878096	4	.057719524	F(4, 47) = 12.25		
Residual	.221469873	47	.004712125	Prob > F = 0.0000		
Total	.452347969	51	.008869568	R-squared = 0.5104		
				Adj R-squared = 0.4687		
				Root MSE = .06864		

act	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
reccr	.0856154	.0189999	4.51	0.000	.0473926	.1238383
aperm	-.168311	.0384492	-4.38	0.000	-.2456608	-.0909612
d1	-.0726233	.025879	-2.81	0.007	-.1246851	-.0205614
d2	-.0167691	.0264282	-0.63	0.529	-.0699357	.0363975
_cons	.0564589	.0233454	2.42	0.020	.0094939	.1034238

Variable	VIF	1/VIF
d2	1.10	0.906516
aperm	1.06	0.939902
d1	1.06	0.945396
reccr	1.01	0.985787
Mean VIF	1.06	

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance
Variables: reccr aperm d1 d2

chi2(4) = 3.96
Prob > chi2 = 0.4116

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of act

Ho: model has no omitted variables
F(3, 44) = 0.70
Prob > F = 0.5586

D.8 Modelo de Jones Modificado – Período de 2008

. regress act reccr aperm d1 d2

Source	SS	df	MS	Number of obs = 52		
Model	.402026579	4	.100506645	F(4, 47) = 7.59		
Residual	.62266908	47	.013248278	Prob > F = 0.0001		
Total	1.02469566	51	.020092072	R-squared = 0.3923		
				Adj R-squared = 0.3406		
				Root MSE = .1151		

act	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
reccr	.0019127	.0851932	0.02	0.982	-.1694739	.1732992
aperm	-.2778197	.0586545	-4.74	0.000	-.3958172	-.1598222
d1	.016563	.0382958	0.43	0.667	-.0604782	.0936043
d2	.1265	.0412527	3.07	0.004	.0435104	.2094897
_cons	.1100259	.0416818	2.64	0.011	.0261729	.1938789

Variable	VIF	1/VIF
d1	1.13	0.882975
d2	1.11	0.897599
reccr	1.02	0.976973
aperm	1.01	0.994689
Mean VIF	1.07	

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: reccr aperm d1 d2

chi2(4) = 5.54

Prob > chi2 = 0.2359

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of act

Ho: model has no omitted variables

F(3, 44) = 1.52

Prob > F = 0.2219

D.9 Modelo de Jones Modificado – Período de 2009

. regress act reccr aperm d1 d2

Source	SS	df	MS	Number of obs =
Model	1.79706343	4	.449265858	52
Residual	.370634847	47	.007885848	F(4, 47) = 56.97
Total	2.16769828	51	.042503888	Prob > F = 0.0000
				R-squared = 0.8290
				Adj R-squared = 0.8145
				Root MSE = .0888

act	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
reccr	.0470382	.0535841	0.88	0.384	-.0607592 .1548356
aperm	-.1119615	.032908	-3.40	0.001	-.1781638 -.0457592
d1	-.0062033	.030114	-0.21	0.838	-.0667849 .0543783
d2	-.0319183	.0313255	-1.02	0.313	-.094937 .0311004
_cons	.0104087	.023118	0.45	0.655	-.0360987 .0569161

Variable	VIF	1/VIF
reccr	35.81	0.027928
aperm	35.61	0.028079
d2	1.15	0.870594
d1	1.12	0.891880
Mean VIF	18.42	

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: reccr aperm d1 d2

chi2(4) = 4.95

Prob > chi2 = 0.2929

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of act

Ho: model has no omitted variables

F(3, 44) = 0.33

Prob > F = 0.8050

D.10 Modelo de Jones Modificado – Período de 2006 a 2009

. regress act reccr ap d1 d2

Source	SS	df	MS	Number of obs = 208		
Model	2.35259957	4	.588149892	F(4, 203) = 65.33		
Residual	1.82758034	203	.009002859	Prob > F = 0.0000		
Total	4.18017991	207	.020194106	R-squared = 0.5628		
				Adj R-squared = 0.5542		
				Root MSE = .09488		

act	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
reccr	.0956215	.0203562	4.70	0.000	.0554849	.1357581
ap	-.1442485	.0132021	-10.93	0.000	-.1702792	-.1182178
d1	-.0158732	.0162876	-0.97	0.331	-.0479877	.0162413
d2	.0221762	.0176944	1.25	0.212	-.012712	.0570645
_cons	.0275511	.010072	2.74	0.007	.0076919	.0474103

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance
Variables: reccr ap d1 d2

chi2(4) = 5.04
Prob > chi2 = 0.2833

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of act

Ho: model has no omitted variables
F(3, 200) = 1.16
Prob > F = 0.3277

Variable	VIF	1/VIF
reccr	5.31	0.188370
ap	5.29	0.188972
d2	1.08	0.925852
d1	1.07	0.932842
Mean VIF	3.19	