UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS CONTÁBEIS CURSO DE MESTRADO EM CIÊNCIAS CONTÁBEIS

FILIPE COELHO DE LIMA DUARTE

ANÁLISE DA SIMULTANEIDADE DAS *PROXIES* DE QUALIDADE DAS INFORMAÇÕES CONTÁBEIS

FILIPE COELHO DE LIMA DUARTE

ANÁLISE DA SIMULTANEIDADE DAS PROXIES DE QUALIDADE DAS INFORMAÇÕES CONTÁBEIS

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade Federal da Paraíba (UFPB) como requisito para a obtenção do título de mestre no Curso de Mestrado em Ciências Contábeis.

Linha de Pesquisa: Informação Contábil para Usurários Externos

Externos

Orientador: Prof. Dr. Edilson Paulo

JOÃO PESSOA – PB 2016

D812a Duarte, Filipe Coelho de Lima.

Análise da simultaneidade das *proxies* de qualidade das informações contábeis / Filipe Coelho de Lima Duarte.- João Pessoa, 2016.

73f.: il.

Orientador: Edilson Paulo Dissertação

(Mestrado) - UFPB/CCSA

- 1. Contabilidade. 2. Informação contábil qualidade.
- 3. Gerenciamento de resultados. 4. Qualidade dos accruals.
- 5. Value relevance. 6. Firmas características. 7. Equações estruturais.

UFPB/BC CDU: 657(043)

FILIPE COELHO DE LIMA DUARTE

ANÁLISE DA SIMULTANEIDADE DAS PROXIES DE QUALIDADE DAS INFORMAÇÕES CONTÁBEIS

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade Federal da Paraíba (UFPB) como requisito para a obtenção do título de mestre no Curso de Mestrado em Ciências Contábeis.

Comissão Avaliadora:

Prof. Dr. Edilson Paulo

Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da UFPB

(Presidente da Banca)

Prof. Dr. Ofleans Silva Martins

Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da UFPB

Examinador Membro Interno

Prof. Dr. Silvio Hiroshi Nakao

Universidade de São Paulo, Faculdade de Economia Administração e Contabilidade

Examinador Membro Externo

AGRADECIMENTOS

Ao meu orientador, o professor Edilson Paulo pela motivação, apoio, dedicação e pelos comentários pertinentes sem os quais este trabalho não teria relevância. Aos professores Orleans Martins e Sílvio Nakao pelos comentários e críticas positivas que contribuíram positivamente e engrandeceram o trabalho.

Ao professor Luiz Felipe Girão que me encaminhou para o campo da pesquisa científica.

Agradeço aos demais professores do programa, Professor Paulo Cavalcante, Wenner Lucena, Paulo Amilton, Luiz Renato, que contribuíram para a minha formação acadêmica.

Aos colegas de turma pelo apoio e companheirismo.

Ao Instituto de Desenvolvimento da Paraíba (IDEP-UFPB) por dispor de recursos para obtenção dos dados empregados nesta dissertação.

A minha família e namorada que me incentivaram constantemente e aguentaram junto comigo todas as dificuldades.

RESUMO

O objetivo deste trabalho foi analisar como se dá a relação entre a simultaneidade das proxies da qualidade da informação contábil. Buscou-se alcançar este objetivo através da formulação de um modelo empírico por equações estruturais baseado nas evidências apresentadas revisão da literatura acerca da qualidade da informação contábil. A amostra empregada neste estudo contou com as firmas que negociaram ações no mercado norte americano de capitais no período de 1985 a 2015. Utilizaram-se como proxies da qualidade da informação contábil variáveis consolidadas conforme Dechow, Ge e Schrand (2010), as quais foram o gerenciamento de resultados pelo modelo de Paulo (2007), qualidade dos accruals (DECHOW; DICHEV, 2002) e value relevance pelo modelo de preços (COLLINS; MAYDEW; WEISS, 1997), enquanto que para a característica das firmas utilizou-se o endividamento total e o tamanho das firmas. Os resultados iniciais realizados por regressão linear múltipla apontaram, de modo geral, que para as proxies qualidade dos accruals e value relevance as relações das características das firmas apresentaram-se de acordo com as evidências da literatura (DECHOW; GE; SCHRAND, 2010), ao passo que para o gerenciamento de resultados, a relação do tamanho da firma se mostrou positiva, contrariando a literatura. No que diz respeito a mensuração da qualidade da informação como variável latente, isto é, incorporando todas as dimensões analisadas, as relações corroboraram as evidências apontadas na literatura, ou seja, o gerenciamento de resultados reduziu a qualidade da informação contábil e a qualidade dos accruals e o value relevance a aumentaram, ao passo que o tamanho se relacionou positivamente com a qualidade da informação contábil, enquanto que o endividamento impactou negativamente a qualidade da informação contábil. No que diz respeito as estatísticas de qualidade do ajustamento, elas não alcançaram os requisitos estatísticos satisfatórios, de acordo com Marôco (2010), para validação do modelo testado. Sendo assim, mensurar a qualidade da informação contábil de forma simultânea por equações estruturais, produz os efeitos capazes de explicar a qualidade da informação contábil como variável latente quando relacionados com as características das firmas.

Palavras-chave: Qualidade da informação contábil. Gerenciamento de resultados. Qualidade dos *accruals*. *Value relevance*. Característica das firmas. Equações estruturais.

ABSTRACT

The objective of this paper was to analyze how the relation between the simultaneity of proxies of the earnings quality. It was sought to achieve this goal through the formulation of an empirical model of structural equations based on evidence presented by the review of literature about the earnings quality. The sample used in this study included the firms that traded shares in the US capital market from 1985 to 2015. It was used as proxies for earnings quality consolidated according to Dechow, Ge and Schrand (2010), which was earnings management used by Paulo (2007), quality of accruals (DECHOW; DICHEV, 2002) and value relevance by the model of prices (COLLINS; MAYDEW; WEISS, 1997), while for firms chacarteristics were used total debt and firm size. The initial results obtained by multiple linear regression showed, in general, that for the proxies quality of the accruals and value relevance the relations of the characteristics of the firms were presented according to the evidences of the literature (DECHOW; GE; SCHRAND, 2010); While for earnings management, the firm size relationship was positive, contrary to the literature. Regarding the measurement of the quality of information as a latent variable, that is, incorporating all the dimensions analyzed, the relationships corroborated the evidence pointed out in the literature, that is, the management of results reduced the quality of the accounting information and the quality of accruals and value relevance increased, whereas size was positively related to the earnings quality, while debt negatively impacted the quality of accounting information. Regarding the quality of the adjustment statistics, they did not meet the satisfactory statistical requirements, according to Marôco (2010), for validation of the tested model. Thus, measuring the earnings quality simultaneously by structural equations produces the effects capable of explaining the quality of accounting information as a latent variable when realigned with the characteristics of firms.

Keywords: Earnings quality. Earnings management. Accruals quality. Value relevance. Firms characteristics. Structural equations.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Etapas de análise das equações estruturais
Figura 2 - Modelo de Equações Estruturais
Figura 3 - Representação gráfica das relações entre o gerenciamento de resultados, tamanho e
endividamento
Figura 4 - Representação gráfica das relações entre a qualidade dos accruals, tamanho e
endividamento
Figura 5 - Representação gráfica das relações entre value relevance, tamanho e endividamento
47
Figura 6 - Representação gráfica das relações entre o gerenciamento de resultados, qualidade
dos accruals, value relevance e as características das firmas
Figura 7 - Representação gráfica das relações entre a qualidade da informação contábil e as
características das firmas

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Resumo das estatísticas e índices de qualidade do ajustamento com os respe	ectivos
valores de referência, adaptados da prática e observação da literatura	38
Quadro 2 - Efeitos totais padronizados do Modelo estrutural 1 da qualidade da información de la companya del companya del companya de la companya del companya de la companya de la companya del companya de la companya	mação
contábil e da característica das firmas	55
Quadro 3 - Resumo das estatísticas de qualidade do ajustamento do Modelo estrutura	ıl 1 da
qualidade da informação contábil e característica das firmas	55

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Estatística da amostra quanto ao setor econômico	37
Tabela 2 - Estatística descritiva	38
Tabela 3 - Estatística descritiva das proxies da qualidade da informação contábil	40
Tabela 4 - Correlação de Spearman	42
Tabela 5 - Resultados dos coeficientes padronizados e não-padronizados para o gereno	ciamento
de resultados	44
Tabela 6 - Resultados dos coeficientes padronizados e não-padronizados para a quali	dade dos
accruals	45
Tabela 7 - Resultados dos coeficientes padronizados e não-padronizados para value r	elevance
	47
Tabela 8 - Resultados dos coeficientes padronizados e não-padronizados para o m	odelo de
gerenciamento de resultados, qualidade dos accruals, value relevance e característ	ticas das
firmas	50
Tabela 9 - Resultados dos coeficientes padronizados e não-padronizados para o	Modelo
estrutural 1	52

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AIC Akaike Information Criterion

CFI Comparative Fit Index

FASB Financial Accounting Standards Board

GAAP Generally Accepted Accounting Principles

GLS Generalized Least Squares

IASB International Accounting Standards Board

IFRS International Financial Reporting Standards

KS Modelo de Kang e Sivaramakrishnan (1995)

MECVI Modifeid Expected Cross-Validation Index

ML Método da Máxima Verossimilhança

PCFI Parsimony Comparative Fit Index

RMSEA Root Mean Square Error of Approximation

ROA Return on Assets

WLS Weighted Least Square

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	11
1.1 CONTEXTUALIZAÇÃO	11
1.1 PROBLEMA DE PESQUISA	
1.2 OBJETIVOS	13
1.2.1 Objetivo Geral	13
1.2.2 Objetivos Específicos	13
1.3 JUSTIFICATIVA	14
2 REFERENCIAL TEÓRICO	17
2.1 QUALIDADE DA INFORMAÇÃO CONTÁBIL	17
2.2 PESQUISAS EMPÍRICAS	20
3 METODOLOGIA	24
3.1 AMOSTRA E POPULAÇÃO	24
3.2 PROXIES DA QUALIDADE DA INFORMAÇÃO CONTÁBIL	25
3.2.1 Gerenciamento de Resultados	25
3.2.2 Qualidade dos accruals	28
3.2.3 Value Relevance	28
3.2.4 Características das Firmas	29
3.3 MODELAGEM POR EQUAÇÕES ESTRUTURAIS	30
3.3.1 Modelo Estrutural	33
4 APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS	37
4.1 ESTATÍSTICA DESCRITIVA	37
4.2 ANÁLISE DA RELAÇÃO ENTRE QUALIDADE DA INFORMAÇÃO CONTÁBIL	42
4.2.1 Resultados para os accruals discrionários	42
4.2.2 Resultados para a qualidade dos accruals	44
4.2.3 Resultados para o value relevance	46
4.3 ANÁLISE DO MODELO ESTRUTURAL	48
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	55
REFERÊNCIAS	57
APÊNDICES	62

1 INTRODUÇÃO

1.1 CONTEXTUALIZAÇÃO

A Contabilidade tem como atribuição primordial a evidenciação de informações úteis sobre as entidades aos seus usuários para a tomada de decisão (BALL; BROWN, 1968; BEAVER, 1968). Os agentes tomadores de decisão, externos às firmas, utilizam as informações produzidas pela contabilidade, que possuem qualidade informacional fortemente relacionada com o contexto econômico, político e social na qual a entidade se insere (PAULO, 2007).

Nesse contexto, a qualidade da informação contábil pode ser afetada pelas ações oportunísticas dos gestores (BARTH; LANDSMAN; LANG, 2008). Como a informação contábil é utilizada para tomada de decisão de investimento através do processo de avaliação de empresas, tem-se a justificativa para que as informações contábeis representam um dos fatores mais comentados e analisados no mercado de capitais.

O mercado também se apresenta como um diferencial no que diz respeito às exigências de qualidade dos relatórios financeiros (BALL; SHIVAKUMAR, 2005), principalmente quando se verifica que existe uma necessidade pela maior divulgações e conteúdos informativos de qualidade, para que os investidores tomem decisões mais acuradas (LEV, 1989).

O aspecto qualitativo da informação elaborada pela contabilidade reside em sua própria essência, que é a utilidade demandada perante os diversos usuários (MOREIRA; COLAUTO; AMARAL, 2010). Em consonância, Penman e Zhang (2002) definem alta qualidade das informações contábeis quando estas podem representar um indicador de resultado futuro. Este que pode ser materializado através de geração de fluxos de caixa distribuídos via dividendos, ou por meio das apropriações da realidade econômica da firma nos preços das ações (LEV, 1989).

Nessa temática, pesquisas que envolvem qualidade das informações contábeis usualmente analisam métricas da qualidade da informação contábil separadamente, com os seus determinantes ou suas consequências. Por exemplo, tratando-se do conservadorismo (BASU, 1997; BALL; SHIVAKUMAR, 2005; COELHO, 2007; GARCÍA LIMA; OSMA; PENALVA, 2009; LIMA; CARVALHO; PAULO; GIRÃO, 2015); gerenciamento de resultados (DECHOW; SLOAN; SWEENEY, 1995; DECHOW; DICHEV, 2002; DECHOW; HUTTON; KIM; SLOAN, 2012); persistência dos lucros e *accruals* (SLOAN, 1996; LIMA; CARVALHO; PAULO; GIRÃO, 2015) e *value relevance* (BALL; BROWN, 1968; BEAVER, 1968; LIU; THOMAS, 2000; LANDSMAN; MAYDEW, 2002; LOPES; SANT'ANA; COSTA, 2007; LANDSMAN; MAYDEW; THORNOCK, 2012).

Portanto, destaca-se a relevância de investigar a possibilidade de mensurar a qualidade da informação contábil de forma simultânea, isto é, através de um construto o qual incorpore as diversas *proxies* elencadas pela literatura. Assim, quando se tratar da qualidade da informação contábil sob algum contexto, através de determinantes ou consequências, seria possível empregar a simultaneidade das *proxies* ao invés de analisá-las de forma segregada.

A definição de gerenciamento de resultados, de acordo com Schipper (1989), recai sobre a intervenção intencional do gestor no processo de elaboração dos demonstrativos contábeis, com o propósito de auferir ganhos privados. Dechow e Skinner (2000), acrescentam o fato de que o gerenciamento de resultados são manipulações dos relatórios contábeis, que ocorrem na esfera legal, sob as práticas contábeis aceitas (*Generally Accepted Accounting Principles* - GAAP).

A relação observada entre a qualidade dos *accruals* por Dechow e Dichev (2002) aponta que as características das firmas são fatores que geram variabilidade no aspecto qualitativo da informação contábil, no sentido em que as características sistemáticas das firmas como o tamanho impactam a qualidade dos *accruals*, isto é, firmas menores apresentam menor qualidade dos *accruals*. Ainda, verificou-se que os fatores instrínsecos a qualidade dos *accruals* se relacionam mais aos fatores inatos e de desempenho econômico da firma do que a magnitude dos *accruals* (*proxy* de gerenciamento de resultados).

A investigação da utilidade da informação contábil para o mercado de capitais tem sido extensivamente estudada desde dos trabalhos seminais de Beaver (1968) e Ball e Brown (1968), os quais relacionaram valores contábeis com os preços e retornos das ações. Após esses trabalhos, vários aspectos da relevância da informação contábil foram estudadas, além das possibilidades de melhoria da especificação dos modelos testados (OHLSON, 1995) e como as características das firmas variavam a relevância dos números contábeis (HOLTHAUSEN; WATTS, 2001). Entretanto, o que as evidências têm consolidado é que a utilidade fornecida pelo aumento da qualidade das informações contábeis por meio se sua relevância se dá na capacidade em melhoria do processo de *valuation* (avaliação das firmas) (BARTH; BEAVER; LANDSMAN, 2001) e no entendimento de como operam os mercados de capitais (KOTHARI, 2001).

Os estudos que analisam as características das firmas como direcionadoras de maior qualidade nos relatórios contábeis são tomadas como variáveis de controle ou como objetivo complementar ao principal da pesquisa (DECHOW; DICHEV, 2002; ALMEIDA, 2010; DECHOW; GE, SCHRAND, 2010). Por outro lado, estudos como o de Ball e Foster (1982), Kinney e McDaniel (1989), Doyle, Ge e McVay (2007) observaram que características das

firmas como o tamanho se associam positivamente com a qualidade da informação contábil, pois firmas maiores apresentam melhores mecanismos de controle interno no processo de elaboração dos relatórios contábeis.

Assim, realizando uma revisão dos trabalhos sobre o tema da qualidade da informação contábil, Dechow et al. (2010) apresentaram os principais determinantes e consequências, bem como as várias *proxies* de qualidade da informação contábil. A indagação realizada pelos autores seguiu da seguinte forma: se a qualidade das informações contábeis for apenas um construto e suas *proxies* mensurarem isso com variação somente no nível de precisão, então é esperado que se observe uma convergência que valide a simultaneidade entre as *proxies*, para os mesmos determinantes, encontrando assim, as *proxies* de qualidade da informação contábil que terão consequências similares.

Dessa maneira, ressalta-se que as relações de simultaneidade das *proxies* da qualidade da informação contábil pode ser testada pela modelagem de equações estruturais que é uma técnica empregada quando se investiga fatores latentes com várias dimensões. Além do mais, por meio dessa modelagem é possível relacionar a qualidade da informação contábil como um construto latente com as características das firmas. Essas relações foram consolidadas pela literatura como demonstra Dechow et al. (2010).

1.1 PROBLEMA DE PESQUISA

Dadas essas considerações, observa-se a seguinte questão de pesquisa: Como se apresenta a relação entre a simultaneidade das *proxies* da qualidade da informação contábil?

1.2 OBJETIVOS

1.2.1 Objetivo Geral

Analisar como se apresenta a relação entre a simultaneidade das *proxies* da qualidade da informação contábil.

1.2.2 Objetivos Específicos

• Investigar a simultaneidade das *proxies* da qualidade da informação contábil;

- Elaborar um modelo por equações estruturais da qualidade da informação contábil;
- Avaliar o grau da qualidade de ajustamento do modelo empírico formulado.

1.3 JUSTIFICATIVA

Os trabalhos produzidos tanto pela literatura internacional quanto nacional analisaram as *proxies* da qualidade da informação contábil de forma individual e não de forma agregada ou simultânea em um construto o qual capta os efeitos das métricas reunidas, buscando o nível de qualidade da informação contábil em uma situação específica (DECHOW et al., 2010).

Nesse sentido, tem-se a ideia de que existe um construto que fundamenta a qualidade das informações contábeis, o qual realiza relações de causalidade entre os determinantes e as consequências das *proxies* de qualidade da informação contábil (DECHOW et al., 2010). Essa relação de simultaneidade das *proxies* da qualidade da informação contábil pode ser investigada pela técnica de equações estruturais que, além de analisar relações entre variáveis mensuráveis como faz a técnica de regressão linear múltipla, testa relações entre fatores latentes e variáveis mensuráveis (MARÔCO, 2010). Os fatores latentes, de maneira geral, apresentam *proxies* que captam aspectos específicos de um construto como acontece com a literatura da qualidade da informação contábil, isto é, ela pode ser mensurada através do gerenciamento de resultados, da qualidade dos *accruals* e do *value relevance*. Nesse contexto, destaca-se a possibilidade de analisar a qualidade da informação contábil e as características das firmas sob a modelagem das equações estruturais, haja vista que elas apresentam relações evidenciadas pela literatura empírica (DECHOW et al., 2010).

É perceptível que os resultados reportados nos demonstrativos financeiros são as principais medidas aplicadas para avaliar a performance das firmas pelos agentes econômicos externos à empresa. Assim, é relevante explorar os fatores que formam o resultado contábil (fluxo de caixa e *accruals*), e como cada um desses elementos reagem na presença dos diversos fatores institucionais e organizacionais (PAULO, 2007).

Landsman et al. (2012) apontaram como multifatorial o conteúdo contábil e financeiro, e por isso demanda-se uma metodologia que capte esses fatores de uma forma simultânea (e.g., modelagem por equações estruturais). Concordando com essa ideia, Gow, Larcker e Reiss (2016) afirmaram que a realização mais detalhada dos mecanismos causais por meio das equações estruturais, suportados por teorias, trazem benefícios à literatura por apresentar

fenômenos complexos de forma esmiuçada, o que facilita o entendimento dos fenômenos estudados e abre novas oportunidades de pesquisas.

Assim, os aspectos qualitativos da informação contábil podem ser investigadas sob vários contextos. As informações contábeis são publicadas aos usuários cujos interesses são fundamentados no conhecimento dos valores das firmas, com vistas a proteger os seus investimentos. Os usuários supracitados são os que realizam contratos com as firmas, por exemplo: detentores de títulos de dívida, fornecedores, bancos, acionistas minoritários, ou seja, todos aqueles possuidores de direitos sobre as firmas (COELHO, 2007).

Vale destacar que as métricas que mensuram a qualidade da informação contábil possuem sua parcela explicável, ou seja, que foi mensurada de forma correta e eficaz. Contudo, pode existir fatores não oportunísticos por parte dos gestores, como por exemplo erros nas estimações dos accruals, que afetem a qualidade da informação contábil. Isso se dá por parte na modelagem e pelo erro estatístico da inferência (BARTH et al., 2008).

Portanto, é necessária uma investigação do construto com finalidade de corroborar a ideia da possibilidade de verificação da simultaneidade das *proxies* de qualidade da informação contábil quando da realização de pesquisas no tema tratado. Assim, quando investigar a qualidade da informação contábil é importante levar em consideração o contexto e a convergência de sentido entre as métricas, para que se possa falar em qualidade da informação contábil num sentido amplo.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 QUALIDADE DA INFORMAÇÃO CONTÁBIL

Pelo fato das informações contábeis serem reportadas aos usuários potencialmente e/ou investidores, é importante observar em conjunto com a qualidade da informação contábil a assimetria de informações presente no momento dessa operação. Akerlof (1970) conceituou a assimetria através do mercado de carros usados dos Estados Unidos, a partir do momento em que, numa transação de compra e venda de um automóvel usado, o detentor do carro conheceria todas as informações e precificaria acima do valor de médio se as condições qualitativas do veículo fossem superiores e, em contrapartida, o demandante desconhecedor precificaria abaixo do real valor caso o automóvel possuísse qualidade superior. O resultado apresentaria problemas, uma vez que o ofertante não venderia o automóvel pela discrepância de valor atribuída ao seu veículo pelo mercado.

Um dos problemas associados à assimetria de informações, a seleção adversa, pauta-se na discricionariedade dos gestores quanto à divulgação de informações contábeis aos usuários externos às firmas (VERRECCHIA, 2001). Nesse ponto de vista, Ball (2001) aponta a redução da assimetria informacional, entre gestores e os possuidores de contratos com a firma, como resultante da eficiência econômica em promoção de informações contábeis de qualidade.

Em concordância, mesmo que os interesses dos contratantes estejam atrelados aos lucros produzidos pelas firmas, há uma assimetria impactante na apreensão dos resultados pelos grupos distintos. Há a possibilidade de incentivos aos gestores para que gerenciem resultados em seu favor, quando suas remunerações são indexadas a fatores relacionados ao lucro ou retorno. Quando os lucros são elevados, pode haver garantias de distribuição dos lucros aos acionistas tanto majoritários quanto minoritários, por meio das distribuições dos dividendos. Tratando-se dos fluxos destinados aos credores, é possível obscurecê-los através de distribuições destinadas aos grupos de interesses anteriores; quando se apura prejuízo, os credores perdem o capital; no caso de lucro, recebe somente a parte referente ao capital emprestado (COELHO, 2007).

O contexto é essencialmente determinante na formulação de sentido da palavra "Qualidade da informação contábil", isso porque a palavra por si só carece de significado uma vez que exige lucros de qualidade que atendam a qualquer usuário da informação em qualquer contexto (DECHOW et al., 2010). Sendo assim, tem-se o entendimento que algumas

características desejadas dos lucros, como confiabilidade, comparabilidade, prudência, relevância, representação fidedigna e tempestividade podem distinguir os lucros de maior dos de menor qualidade para uma grande gama de usuários da informação contábil.

No tocante às características da qualidade das informações contábeis, Dechow et al. (2010) exploram três: função relevante dos lucros no auxílio da tomada de decisões; também se leva em consideração a capacidade informativa sobre o desempenho financeiro das companhias e; o desempenho da firma que determina a qualidade da informação contábil a partir de decisões em conjunto com um sistema contábil hábil em mensurar a performance.

Afirma-se que alguns fatores, variáveis entre países e regiões, impactam a qualidade da informação contábil como, por exemplo, os sistemas de financiamentos, concentração de controle acionário e sistema fiscal (PAULO, 2007). Assevera Choi et al. (1999 apud PAULO, 2007) que a forma de captação dos recursos para financiar as operações das empresas pode abalar a forma de elaboração e a qualidade das informações contábeis, pois regiões em que o mercado de capitais é a fonte primária de recursos para financiamento das operações (e.g., EUA e Reino Unido), as informações tendem ao favorecimento dos investidores e potenciais, razão pela qual, elas auxiliam a estimação dos fluxos de caixa futuros para avaliação empresarial. De outra maneira, países nos quais a forma de captação de recursos é oriunda do mercado de crédito, o sistema contábil visa ao favorecimento dos credores, para protege-los.

O gerenciamento de resultados contábeis, conforme Martinez (2001), é uma prática discricionária que altera fundamentalmente os resultados contábeis com vistas a consecução de objetivos ou a atender motivações próprias dos gestores. Vale ressaltar que existe diferença entre gerenciamento de resultados e fraude contábil, pois a primeira está em consonância com as normas e práticas contábeis aceitas, enquanto a última não.

Dentro dessa temática, Martinez (2001) destaca que existem situações nas quais os gestores possuirão certa discricionariedade perante a avaliação de eventos econômicos futuros, como, por exemplo, a escolha do método de depreciação e o critério de custeio que melhor se encaixa com o processo produtivo. Assim, claro está que é o regime de competência um dos fatores que permite as escolhas contábeis.

Como o regime de competência está atrelado aos *accruals*, visto que este é um elemento contábil empregado para atender aquele, é salutar conceitua-los (PAULO, 2007). Os *accruals*, conforme Dechow e Dichev (2002), são os ajustamentos dos fluxos de caixa ao longo do tempo, para melhorar a precisão com que os lucros possam refletir o desempenho da firma. Desse modo, os *accruals* buscam coincidir o reconhecimento de um evento com o benefício econômico.

Vale destacar o fato de que existe uma segregação entre os *accruals* relacionados às ações discricionárias dos gestores, dos *accruals* (não-discricionários) que estão atrelados às características específicas das atividades das firmas (PAULO, 2007). Por sua vez, Kothari (2001) afirma que o termo gerenciamento de resultados e *accruals* discricionários são sinônimos.

Às escolhas contábeis, notadamente no que tange a hipótese dos custos políticos, aplicam-se modelos de *accruals* discricionários para tratar dos incentivos aos gestores em manipular os valores contábeis (KOTHARI, 2001).

Sunder (2014) trata desse ponto com um exemplo. O autor inicia um argumento sobre a possibilidade de se reconhecer um gasto como despesa no lugar de um ativo, o que muda o lucro contábil do período corrente para uma realização no futuro. Sob a hipótese de que ao longo da vida útil da firma o lucro total será apenas um (i.e., Lei da Conservação do Lucro). Ele também pode reduzir a avaliação dos ativos, como diminuir a taxa contábil de retorno sobre o investimento para o período corrente, dado que haja preferência por retornos futuros. Sob o ponto de vista dos incentivos, o gestor cuja compensação é dependente dos lucros de curto prazo como da taxa de retorno, pode preferir a capitalização dos custos de acordo com o propósito de sua discricionariedade.

Três hipóteses são associadas à perspectiva oportunística das escolhas contábeis de acordo com Watts e Zimmerman (1990): Hipótese do plano de bônus que diz que, *ceteris paribus*, os gestores têm preferência pelas escolhas contábeis antecipadoras dos lucros vindouros, pois acarreta em sua remuneração também um efeito antecipatório; Hipótese de cláusulas contratuais de dívidas, se refere ao fato de que restrições de performance econômica e financeira fazem com que os gestores ajam de forma a maximizar sua utilidade, atendendo-as, como por antecipar os resultados positivos para evitar um *default* técnico; e a Hipótese de custos políticos, a qual pode fazer com que o gestor reconheça os lucros correntes de forma postergada, pelo fato da presença dos mais variados custos políticos da firma.

Portanto, em concordância com o exposto acima, Paulo (2007, p. 29) afirma: "...as informações contábeis reportadas são afetadas pelos incentivos associados ao plano de remuneração, contratos de dívidas e custos políticos, o que influencia o processo de escolhas contábeis."

Além desses aspectos, o sistema legal de um país pode influenciar a qualidade das informações contábeis, devido ao nível de proteção legal que os acionistas têm. Dessa maneira, regiões onde os investidores possuem menos níveis de expropriação de capital, fomentam

melhores conteúdos informativos, portanto, maior qualidade das informações que tem por consequência uma maior oportunidade de alocação eficiente dos recursos (PAULO, 2007).

Sumarizando os determinantes do gerenciamento de resultados, Martinez (2013) aponta como preponderante os incentivos atrelados aos cumprimento de contratos firmados relacionados ao atingimento de metas; incentivos do mercado de capitais, ou seja, os gestores manipulam resultados para atender ou influenciar a percepção dos agentes, além de que, suas decisões podem afetar também os riscos das firmas; por fim, os incentivos das partes externas, dos *Stakeholders*, mais especificamente, dos competidores, clientes, empregados e entidades governamentais.

Outra representação de qualidade da informação contábil é a persistência, característica que está atrelada a facilidade de prever tanto os fluxos de caixas futuros quanto os *accruals*, e auxiliar na aplicação dos *inputs* nos modelos avaliação de valor das firmas. Dessa forma, lucros mais persistentes tenderão a garantir um ambiente mais estável e preditivo para os tomadores de decisões, e isso é uma das razões para se considerar a persistência como um atributo de maior qualidade (DECHOW et al., 2010).

Quanto ao *value relevance*, Barth, Beaver e Landsman (2001) ressaltam que firmas com números contábeis (e.g., lucros e patrimônio líquido) fortemente associados com os preços de mercado exibem informações de maior qualidade, pois um dos atributos qualitativos da informação contábil está em refletir os fundamentos econômicos das firmas.

Por meio disso é que se buscou investigar como se comportou a relevância da informação contábil ao longo dos anos (COLLINS et al., 1997). Percebeu-se, então, um aumento da relevância dos lucros e do patrimônio líquido durante 1953 – 1993, fazendo destaque para a importância do patrimônio líquido como preditor dos resultados futuros das firmas.

Mesmo que hajam outros determinantes para as variações dos preços das ações, foi documentado relevante capacidade de explicativa dos valores contábeis (HOLTHAUSEN; VERRECCHIA, 1988). Portanto, a previsibilidade dos resultados futuros das firmas, que expõem a capacidade de distribuição dos dividendos, tem de proporcionar impacto significativo nos preços das ações das firmas para que a dimensão qualitativa de seu aspecto informacional, isto é, a utilidade se apresente como um fato evidente e que possa provocar mudanças nas decisões dos agentes econômicos.

2.2 PESQUISAS EMPÍRICAS

O tema "Gerenciamento de Resultados Contábeis" é de interesse tanto acadêmico quanto de usuários das informações contábeis (e.g., investidores, gestores, executivos, empresas de auditoria e escritórios de advocacia) e das autoridades reguladoras (KOTHARI, 2005; MARTINEZ, 2008).

É sobre esse assunto que Dechow e Skinner (2000) discorrem as implicações do gerenciamento para os usuários das demonstrações, quando afirmam que o entendimento por parte dos acadêmicos é de que práticas de gerenciamento, com manuseio de *accruals*, não gera efeitos preocupantes, pois acreditam que os relatórios reportados tendem a reportar informações mais úteis, ou seja, que refletem o desempenho econômico das firmas. Enquanto que os reguladores e usuários das informações contábeis veem o gerenciamento de forma problemática.

As propriedades dos *accruals*, componentes dos lucros que servem para atender o regime de competência, somados aos fluxos de caixa, resultam na equação dos lucros. Foram estudadas por Jones (1991), Kang e Sivaramakrishnan (1995), Dechow et al. (1995), entre outros, os quais propuseram modelos nos quais os *accruals* discricionários são *proxies* para o gerenciamento de resultados.

A presença de correlação entre o desempenho e os *accruals* é problemática nos testes dos modelos de gerenciamento de resultados. A razão pela qual isso ocorre reside no fato de que os modelos que captam *accruals* discricionários como o de Jones (1991) e o Jones modificado, (DECHOW et al., 1995) possuem problemas de especificação, no que tange às experiências de desempenhos extremos, como observado também por Dechow et al. (1995) e por Kothari et al. (2005). Assim, é necessário realizar um controle por desempenho financeiro quando este é correlacionado com o estímulo ao gerenciamento de resultados das firmas (Dechow et al., 1995).

O diferencial entre os modelos de Jones (1991) e Jones modificado se dá pela capacidade deste em captar a discricionariedade sobre as receitas, tanto no período de estimação quando do evento. Enquanto o modelo de Jones (1991) original não pressupõe a possibilidade do gerenciamento sobre receitas. O modelo de Jones modificado assume implicitamente que todas as mudanças nas vendas a prazo no período do evento resultam em gerenciamento de resultados. Portanto, é razoável supor que existem maiores chances de o gestor gerenciar resultados em receitas sobre vendas a prazo do que ele exercer a discricionariedade sobre reconhecimento de receitas que são acometidas por vendas em caixa (DECHOW et al., 1995).

De Angelo, De Angelo e Skinner (1994) observaram que resultados ruins e persistentes das firmas são condições limitantes para os gestores em gerenciar resultados. Além disso, foi

evidenciado pelos autores que companhias em estados problemáticos, quando da redução dos dividendos subsequentes por três anos, possuíam grandes *accruals* negativos e persistentes.

A pesquisa de Dechow e Dichev (2002) propôs uma métrica de avaliação da qualidade dos *accruals* e do lucro. A medida fundamenta-se no fato de que os *accruals* mudam ou se ajustam para reconhecer o fluxo de caixa ao longo do tempo, de modo que os números ajustados, ou seja os lucros, mensurem com mais exatidão a performance das firmas.

Sob a investigação do efeito do gerenciamento de resultados no reconhecimento assimétrico de perdas, García Lara, García Osma e Mora (2005) observaram uma redução significante do conservadorismo dos lucros na França e na Alemanha, mas não do Reino Unido, quando retirados os *accruals* discricionários do modelo de conservadorismo condicional. Isso implica que existe impacto do gerenciamento de resultados pelos gestores que direcionam o conservadorismo condicional, uma vez que, os autores observaram incentivos aos gestores europeus para gerenciar os resultados para baixo.

Martinez (2008) ao investigar o gerenciamento de resultados no Brasil, através da estimação dos *accruals* discricionários pelo modelo de Kang e Sivaramakrishnan (1995) (KS), observou uma resposta positiva de que as firmas gerenciam resultados em reflexo aos incentivos de mercado. Dentre os motivos elencados como estímulos para a realização de gerenciamento resultados, estava a busca para reportar perdas, tentativa de sustentar o desempenho recente, e a piora de resultados recentes com vistas a uma reversão em resultados futuros positivos (*take a Bath*).

Uma análise sobre o gerenciamento de resultados, no que tange às apropriações discricionárias nas empresas não financeiras brasileiras após a convergência das IFRS foi realizada por Grecco (2013) e os resultados não apontaram para a redução da prática de gerenciamento de resultados.

Rathke, Santana, Lourenço e Dalmácio (2016) realizaram uma comparação entre os níveis de gerenciamento de resultados, entre 2011 e 2012, nos países Latino Americanos mais representativos que adotaram as IFRS (i.e., Brasil e Chile), dos Anglo-Saxões, representados pelo Reino Unido e Austrália e, dos Europeus Continentais (França e Alemanha). Compararam também, com os *Global Players* (i.e., firmas que estão listadas nos EUA além do seu país de origem) pois estes possuem fortes incentivos para divulgação.

Aplicando o modelo de Jones modificado para estimar os *accruals* discricionários, os autores observaram maiores níveis de gerenciamento de resultados para as firmas latino americanas e, quando utilizada a amostra com os *Global Players*, perceberam, em comparação com as firmas locais, menores níveis de gerenciamento de resultados daquelas em relação as

firmas listadas apenas no país local. Contudo, as *Global Players* latino americanas demonstraram indícios de maiores níveis de práticas de gerenciamento de resultados em relação às *Global Players* das firmas Anglo-Saxões e da Europa Continental, mesmo na presença de maiores incentivos para reportar informes de maior qualidade.

Os estudos em *value relevance* da informação contábil tiveram como precursores Ball e Brown (1968) e Beaver (1968). Ball e Brown (1968) ao investigar se o conteúdo informacional contido nos lucros contábeis anormais impactavam nos preços das ações, observou que anúncios de lucro impactam os preços das ações, pois aqueles possuem relevância para o processo de tomada de decisões.

Nesse contexto, Beaver (1968) fez a associação entre os lucros contábeis com a volatilidade dos retornos anormais, e observou que o mercado precifica as ações, manifestandose através da volatilidade dos retornos, em face as informações contábeis divulgadas.

Consoante, Collins, Maydew e Wiss (1997) investigaram o *value relevance* das companhias listadas na NYSW, AMEX e NASDAQ durante 40 anos (1953 – 1993), aplicando modelo de preços explicado pelo lucro líquido e patrimônio líquido. Foi exibido um aumento da relevância das informações contábeis quando testados os lucros e os patrimônios líquidos em conjunto ao longo do período estudado. Enfatizaram que a razão para tal crescimento da relevância se deu pelo patrimônio líquido, mesmo o lucro líquido evidenciando uma redução em seu conteúdo relevante.

No que diz respeito a investigação do impacto da qualidade da informação contábil no mercado de capitais pelos modelos de retorno, Liu e Thomas (2000) relacionou os lucros correntes e as previsões dos resultados produzidas pelos analistas com os retornos das ações. Observaram que o conteúdo adicional fornecido pela previsões dos analistas ao modelo de *value relevance* testado foi mostrado estatisticamente, contudo carecia de fiabilidade inferencial a partir do momento que não havia o esclarecimento que apresentasse o entendimento da relação entre as previsões e os resultados reportados nos demonstrativos financeiros. Dessa forma, ao se testar a capacidade útil das informações contábeis ao mercado de capitais, apenas os números contábeis poderiam extrair a parcela relevante e útil da qualidade das informações contábeis, mesmo com certo nível de má-especificação na modelagem por motivos das variáveis omitidas.

Realizado uma metodologia diferenciada, Dontoh, Radhakrishnan e Ronen (2007) empregaram modelos de *value relevance* que capturavam a capacidade explicativa do conteúdo do lucro e dos preços separadamente. Observaram que a capacidade preditiva dos lucros era mais elevada que a dos preços das ações, entretanto ambas variáveis apresentaram uma queda da previsibilidade ao longo dos anos, que se evidenciou mais severamente nos preços. Isso

possivelmente foi explicado pelo crescimento do número de negociações as quais resultaram em maiores picos de volatilidade.

No Brasil, Lopes, Sant'ana e Costa (2007) iniciaram as pesquisas de *value relevance* notadamente com o modelo de Ohlson (1995) em que as informações contábeis como lucro e patrimônio líquido se mostrava capaz de explicar os preços das ações. Levando em consideração as especificidades do mercado brasileiro de capitais, era esperado que o patrimônio líquido tivesse maior relevância perante os lucros, contudo foi evidenciado que os lucros continham maior relevância informacional.

Nesse contexto, Corrêa, Neto, Nakao e Osajima (2012) investigaram quais indicadores contábeis têm maior relevância para indicar quais as firmas do setor de energia elétrico brasileiro com maior criação de valor. Observaram que os indicadores mais relevantes para explicar a criação de valor foram o retorno sobre o patrimônio líquido, haja vista que maior rentabilidade transparece a geração de valor e, endividamento bancário e a independência financeira que se relacionaram negativamente com a criação de valor.

3 METODOLOGIA

3.1 AMOSTRA E POPULAÇÃO

A amostra utilizada consiste nas informações anuais das empresas que negociam ações nos Estados Unidos da América durante os anos de 1985 e 2015. A escolha das empresas norte-americanas em detrimento das brasileiras, se dá em razão da importância do mercado norte americano o qual apresenta uma quantidade significativa de companhias, controle acionário disperso (MARTINS; PAULO, 2014), elevado volume de negociações e representatividade na economia global. Além desses pontos, faz-se o destace para a necessidade de um longo lapso temporal capaz de gerar uma amostra com uma quantidade expressiva de empresas, que de acordo com Wolf et al. (2013) precisaria de no mínimo dez observações por variáveis observáveis, ou seja, pelo menos 50 firmas durante 30 anos.

Como este estudo se utiliza de *proxies* (e.g., *value relevance*) da qualidade da informação contábil estimadas por firma (i.e., os modelos da literatura apresentam um coeficiente de determinação representante do efeito por regressão), com exceção do gerenciamento de resultados, será preciso uma amostra significativa para tanto.

Serão excluídas as instituições financeiras, uma vez que elas possuem padrões contábeis diferenciados o que resulta em mensurações divergentes em relação as demais companhias,

principalmente dos *accruals*, o que pode levar a não captação adequada desses componentes (PEASNELL; POPER; YOUNG, 2000). Além disso, as empresas do setor financeiro apresentam alto grau de alavancagem, e isso pode trazer consequências equivocadas na interpretação, como dificuldade financeira perante as demais companhias (LIMA et al., 2015).

3.2 PROXIES DA QUALIDADE DA INFORMAÇÃO CONTÁBIL

De acordo com a revisão de literatura foram escolhidos os modelos que estão entre os mais aplicados nas pesquisas referentes ao tema qualidade da informação e que produziram resultados consistentes e robustos. Assim, a seguir, estão expostas as *proxies* utilizadas para medir a qualidade da informação contábil, representadas pelo gerenciamento de resultados, qualidade dos *accruals* e *value relevance* onde são explanadas as teorias subjacentes a cada medida juntamente com os prós e contras delas.

Foi realizada a escolha com base nesses três atributos (i.e., gerenciamento de resultados, qualidade dos *accruals* e *value relevance*), levando-se em consideração que a intenção da análise desta pesquisa está em tratar da simultaneidade das *proxies* qualidade da informação contábil, que serão estimados. (BALL; KOTHARI; NIKOLAEV, 2013).

Para investigar se o construto da qualidade da informação contábil mensurado pelas equações estruturais produz efeitos sob certos contextos específicos, foram selecionadas duas características das firma como o Tamanho e o Endividamento como determinantes da qualidade da informação contábil. Sendo assim, utiliza-se desse pretexto para validar a simultaneidade das *proxies* da qualidade da informação contábil como um construto. Para tanto é preciso que a qualidade da informação contábil seja impactada pelas características das firmas de maneira semelhante como a literatura empírica evidencia.

Nessa perspectiva, Dechow et al. (2010) estruturaram, de acordo com a literatura, as característica das firmas, representada pelo tamanho e endividamento como determinantes da qualidade da informação contábil. A relação apontada pelos autores é de o tamanho impacta positivamente a qualidade da informação contábil, enquanto que o endividamento, negativamente.

3.2.1 Gerenciamento de Resultados

Para observar o gerenciamento de resultados, será aplicado o modelo apresentado na equação (3) para estimação dos *accruals* discricionários, fundamentado por Paulo (2007) e que capta os *accruals* discricionários através dos resíduos do modelo.

A justificativa para aplicação do modelo de Paulo (2007) em detrimento dos outros apontado na literatura (e.g., Healey, Jones, Jones Modificado, KS, Dechow e Dichev (2002), Pae (2005)) diz respeito ao fato de que o próprio autor, ao realizar uma revisão dos modelos aplicados nas pesquisas, confronta questões teóricas quanto empíricas e verifica que as falhas (limitações) observadas nos outros modelos podem ser, em sua maioria, tratadas com os ajustes realizados por ele.

Nesse sentido, os *accruals* totais aplicados no modelo de Paulo (2007) são estimados pela abordagem da Demonstração do Fluxo de Caixa (DFC), cuja formulação foi detalhada por Dechow e Dichev (2002) e é descrita na equação (2) abaixo:

$$TA_{it} = LL_{it} - FCO_{it} (2)$$

Em que:

 TA_{it} , são os *accruals* totais da empresa i para o ano t;

 LL_{it} , o lucro líquido da firma i para o ano t;

 FCO_{it} , o fluxo de caixa operacional da firma i para o ano t.

No que diz respeito aos *accruals* discricionários, eles são estimados com base na equação (3) e o desvio-padrão deles são as *proxies* para auferir o impacto do gerenciamento de resultados pelo nível das firmas.

$$TA_{it} = \alpha + \beta_1 R_{it} + \beta_2 A I_{it} + \lambda_1 F C O_{it} + \lambda_2 E_{it} + \lambda_3 E^2_{it} + \lambda_4 \Delta E_{i, t-1} + \lambda_5 D \Delta E_{i, t-1} + \lambda_6 \Delta E_{i, t-1} * D \Delta E_{i, t-1} + \lambda_6 T A_{i, t-1} + \varepsilon_{it}$$

$$(3)$$

Em que:

 TA_{it} , são os *accruals* totais da empresa i para o ano t divido pelos ativos totais do final do ano t-1;

 R_{it} , as receitas de vendas líquidas da empresa i no ano t, dividido pelos ativos totais do final do ano t-1;

 AI_{it} , o ativo imobilizado da empresa i no fim do ano t, dividido pelos ativos totais do final do ano t-1;

 FCO_{it} , o fluxo de caixa operacional da empresa i, no ano t, dividido pelos ativos totais do final do ano t-1;

 E_{it} , o resultado contábil da empresa i no ano t, dividido pelos ativos totais do final do ano t-1;

 $\Delta E_{i, t-1}$, a variação do lucro líquido contábil da empresa i entre os anos t-2 e t-1, dividido pelo valor do ativo total no final do ano t-2;

 $D\Delta E_{i, t-1}$, é uma variável *dummy* que capta a existência de variação negativa no lucro líquido contábil da empresa i entre os anos t-2 e t-1, assumindo o valor 1 caso a variação do lucro seja negativa, e 0 nos demais casos;

 $TA_{i, t-1}$, são os *accruals* totais da empresa i no ano t-1, dividido pelos ativos totais do final do ano t-2;

 ε_{it} , o erro da regressão;

 α , β 's, λ 's, os coeficientes estimados da regressão.

Os *accruals* discricionários estimados através da equação (3) são obtidos através dos resíduos da regressão ε_{it} . De acordo com Paulo (2007), ao invés de considerar o volume de *accruals* discricionários como *proxy* de gerenciamento de resultados, é mais adequado levar em consideração o desvio-padrão dos resíduos como nível de gerenciamento (i.e., quanto maior o desvio-padrão dos resíduos estimados, maior a probabilidade de haver gerenciamento de resultados), em razão de que um alto volume de *accruals* discricionários pode vir a ocorrer em face às especificidades das firmas, e dos setores nos quais elas estão inseridas.

O modelo aplicado na equação (3) difere do formulado originalmente por Paulo (2007), pois não contém as variáveis de comportamento anormal dos custos e despesas operacionais e de produção, haja vista que elas não contribuírem no aumento do poder de explicação do modelo (PAULO; GIRÃO; CARTER; SOUSA, 2013).

Os accruals extremos são vistos como de baixa qualidade porque representam componentes menos persistentes para os lucros. Dessa maneira, o modelo de Jones modificado exclui o crescimento de vendas a prazo nos anos identificados como períodos de manipulação. Em contrapartida, o modelo de Pae (2005), apresenta-se de forma mais detalhada para captar alguns efeitos que o modelo de Jones modificado não consegue, por exemplo: ele incorpora a reversão dos accruals dos períodos anteriores e controla também os fluxos de caixa extremos (PAULO, 2007).

Além desses controles supracitados, o modelo de Paulo (2007) controla os desempenhos extremos dos resultados, os resultados negativos e o conservadorismo contábil no processo de

mensuração dos *accruals*, além de que assume o pressuposto de que os *accruals* discricionários não são ortogonais aos *accruals* não discricionários.

3.2.2 Qualidade dos accruals

Como os *accruals* são os ajustes dos fluxos de caixa passados e futuros mais um erro de estimação, também foi analisado a qualidade das informações contábeis conforme Dechow e Dichev (2002) cujo modelo operacional mensura a qualidade dos *accruals*. O modelo estima os *accruals* com base nos resíduos da regressão em que a variável dependente é a variação no capital de giro e as independentes são os fluxos de caixa operacionais passados, presentes e futuros. A fundamentação se explica pelo fato dos fluxos de caixa se ajustarem ao longo do tempo para corrigirem os erros de reconhecimento dos lucros.

O modelo de Dechow e Dichev (2002) está apresentado na equação (4):

$$\Delta WC_{it} = \alpha + \beta_1 FCO_{i, t-1} + \beta_2 FCO_{it} + \beta_3 FCO_{i, t+1} + \varepsilon_{it}$$
(4)

Em que:

 ΔWC_{it} , é a variação no capital de giro da firma i para o ano t, que é calculada da seguinte maneira: $\Delta WC_{it} = \Delta AR + \Delta Estoques - \Delta AP + \Delta TP + \Delta Outros ativos líquidos; onde <math>AR$ são as contas a receber; AP são as contas a pagar, e TP os impostos a pagar; divido pelos ativos totais no final do ano t-1;

 $FCO_{i, t-1}$ representa o fluxo de caixa operacional da firma i no final do ano t-1, divido pelos ativos totais do final do ano t-2;

 $FCO_{i,t}$ representa o fluxo de caixa operacional da firma i no final do ano t, divido pelos ativos totais do final do ano t-1;

 $FCO_{i, t+1}$ representa o fluxo de caixa operacional da firma i no final do ano t+1, divido pelos ativos totais do final do ano t;

 ε_{it} representa os *accruals* anormais, ou seja, aqueles não relacionados às realizações dos fluxos de caixa.

Para captar o efeito da qualidade dos *accruals*, Dechow e Dichev (2002) aplicaram o desvio padrão dos resíduos (*accruals* anormais) da regressão (4). Sendo assim, altos desviospadrão denotam menores níveis de qualidade dos *accruals*.

3.2.3 Value Relevance

O modelo de *value relevance* aplicado, que está exposto na equação 7, tem como fundamento captar a relevância do conteúdo informacional contábil do lucro líquido e patrimônio líquido para a precificação das firmas no mercado de capitais (COLLINS; MAYDEW; WEISS, 1997):

$$P_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LLP A_{i,t} + \beta_2 PLP A_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{7}$$

Em que,

 $P_{i,t}$ representa o preço das ações três meses após o fim do ano fiscal da firma i no ano t; $LLPA_{i,t}$ representa o lucro líquido dividido pela quantidade de ações da firma i no ano t; $PLPA_{i,t}$ representa o patrimônio líquido excluído do lucro líquido dividido pela quantidade de ações da firma i para o ano t.

Assim, o conteúdo de *value relevance* utilizado, por firma, através da estimação da equação 7 será o coeficiente de determinação da regressão (R^2), que apresenta a capacidade explicativa do modelo, ou seja, o quanto do *LLPA* e do *PLPA* foi *value relevant* em explicar os preços das ações. Destaca-se que a teoria que sustenta a validade do modelo descrito na equação (7) surge de Ohlson (1995) o qual expõe a viabilidade de aplicar apenas os números contábeis como função de estimação do valor da firma.

A subtração do lucro líquido do patrimônio líquido se deve pelo fato de ambas variáveis serem altamente correlacionadas (MACEDO; ARAÚJO; BRAGA, 2012), o que pode incorrer em problemas de multicolinariedade no momento da estimação.

3.2.4 Características das Firmas

Os determinantes da qualidade da informação contábil adotados serão aqueles compelidos por Dechow et al. (2010). Assim, faz-se destaque para as Características das Firmas as quais computaram-se como Endividamento e Tamanho:

1) Dívida: endividamento total (END) → alto endividamento é relacionado a restrições de dívidas e isto implica que os gestores cujas firmas apresentam elevada alavancagem possam tomar medidas para melhorar seus lucros, manipulando assim os relatórios contábeis (BARTH et al., 2008; DECHOW et al., 2010; RATHKE et al., 2016):

$$END = \frac{Passivos\ Circulante + Exigível\ a\ Longo\ Prazo}{Ativos\ Totais}$$

2) Tamanho: Logaritmo Natural dos Ativos Totais (*TAM*) (BARTH et al., 2008; DECHOW et al., 2010; DASKE et al., 2013; RATHKE et al, 2016):

$$TAM = Ln(Ativos\ Totais)$$

Destaca-se que o endividamento total relaciona-se negativamente com a qualidade da informação contábil, ao passo que o tamanho se relaciona positivamente (DECHOW et al., 2010).

É sobre essa perspectiva "firma-específica" que Daske, Hail, Leuz e Verdi (2013) fazem o controle para a observação dos incentivos à melhoria da qualidade dos relatórios contábeis. Observaram presença do efeito tamanho (i.e., firmas de tamanhos diferentes possuem incentivos distintos). Em conformidade, Rathke et al. (2016) controlam pelo tamanho, lucratividade (mensurado pelo ROA), oportunidade de crescimento e, endividamento (firmas mais endividadas têm maiores chances de gerenciar resultados para evitar violação dos contratos de dívidas firmados com cláusulas de *covenants*).

3.3 MODELAGEM POR EQUAÇÕES ESTRUTURAIS

Para alcançar os objetivos desta pesquisa faz-se necessário observar e testar as relações entre as *proxies* da qualidade da informação contábil as quais são o gerenciamento de resultados, a qualidade dos *accruals* e o *value relevance*. Sendo assim, será analisada a simultaneidade do construto (fatores inobserváveis e representado por múltiplas variáveis) da qualidade da informação contábil, com o intuito de encontrar relações condizentes com a teoria expressa em Dechow et al. (2010), e se as características das firmas impactam a qualidade da informação contábil como se evidencia a literatura.

Para tanto, aplica-se a modelagem de equações estruturais, conjunto de ferramentas estatísticas que são úteis na aplicação para testes de dependência de múltiplas variáveis, observando tanto variáveis mensuráveis quanto as latentes que formam, portanto, construtos fundamentados em uma teoria. Ao passo que se testa os construtos formulados na teoria com várias variáveis mensuráveis é possível dar uma resposta aos conceitos e observar os erros

inerentes aos modelos de medidas aplicados, através de testes de qualidade de ajustamento. Todavia, vale salientar que esses testes de validação se propõem a medir o ajustamento dos dados ao modelo proposto, restando assim a limitação de não abrangência a outras amostras possíveis (MARÔCO, 2010).

As relações causais e hipotéticas entre as variáveis produzidas pelas equações estruturais baseiam-se nos modelos teóricos, fundamentados na teoria, os quais consideram padrões de dependência estatística (MARÔCO, 2010). Assim, é possível captar a magnitude, direta ou indireta, dos efeitos nas quais as variáveis independentes, observáveis ou não (i.e., latentes), apresentam nas variáveis dependentes, estas tanto sendo manifestas (observáveis) quanto latentes (HERSHBERGER; MARCOULIDES; PARRAMORE, 2003; SOUSA, 2014).

Marôco (2010) elaborou um fluxograma que expõe os passos necessários para conduzir o pesquisador na análise das equações estruturais. De acordo com o autor, é importante seguir o sistema, apresentado na figura 1, haja vista a complexidade dos cálculos que envolvem relações dos modelos de medida e estruturais hipotéticos, além de que é impositivo que a relação evidenciada nos dados recolhidos siga a estratégia definida *a priori*.

Seguindo o fluxo do sistema apresentado na figura 1, o pesquisador deve partir de uma teoria que servirá de base para elaboração do modelo teórico, cujo referencial elaborado em sua pesquisa deve suportar a suposição das hipóteses. Em seguida, coletam-se os dados da pesquisa essenciais à modelagem das variáveis do estudo, para, após especificar e identificar o modelo a ser testado, dando ênfase como técnica as equações estruturais (aqui o modelo é apresentado de forma gráfica por relações entre as variáveis).

Estimação é o processo na qual a técnica estatística utilizada irá calcular os estimadores do modelo proposto, objetivando encontrar estimativas para os parâmetros que maximizem a probabilidade de verificar a estrutura correlacional das variáveis observáveis da amostra (MARÔCO, 2010). Após esses processos, é possível analisar a qualidade do ajustamento do modelo, o qual pode passar por reformulações ou não. Caso haja necessidade, volta-se à etapa da identificação do modelo.

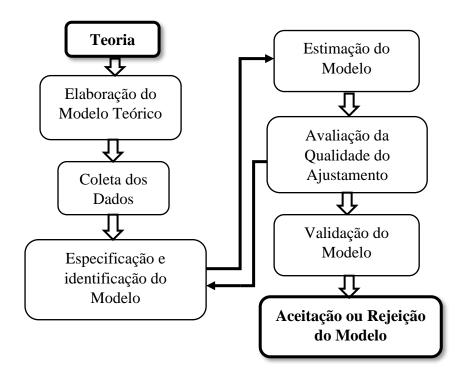


Figura 1 - Etapas de análise das equações estruturais

Fonte: Adaptado de Marôco (2010).

De acordo com Marôco (2010) os métodos de estimação dos parâmetros são processos iterativos que objetivam maximizar a verossimilhança das covariâncias entre as variáveis observáveis, ou minimizar a função de erro de ajustamento (função de discrepância) que é calculado através da diferença entre as covariâncias observadas pelas covariâncias estimadas. Vale ressaltar que, como a modelagem por equações estruturais estima uma matriz de covariância, os erros são medidos pelas covariâncias entre as variáveis observáveis, diferentemente da estatística clássica que se dá entre as observações individuais de cada indivíduo.

O método de estimação mais utilizado, conforme Kline (2011), é o da Máxima Verossimilhança (*ML*). O *ML* estima parâmetros que maximizam a verossimilhança de observar uma matriz de covariâncias e, de acordo com Marôco (2010), possui robustez à violação de normalidade quando a assimetria e curtose das distribuições das variáveis observáveis não forem elevadas. Se isso ocorrer, Kaplan (2000) afirma que o *ML* fornece estimadores normais, não-viesados e eficientes.

Por fim, se as relações se adequarem à teoria, e as hipóteses forem confirmadas, é possível validar o modelo com uma amostra independente da qual foi utilizada no modelo ajustado. Marôco (2010) sugere a validação cruzada quando a amostra é grande.

3.3.1 Modelo Estrutural

Após a realização da Análise Fatorial confirmatória baseada nos construtos fundamentados e, encontrando os fatores significantes, é possível estimar o modelo estrutural composto pelas variáveis latentes (MARÔCO, 2010). O modelo cujo construto tem como fundamento a qualidade da informação contábil é exposto na figura 2.

O modelo exposto na figura 2 é a representação da relação teórica entre os construtos da qualidade da informação contábil e característica das firmas e, onde se firma uma relação de direção causal entre os determinantes e a qualidade.

Com o propósito de avaliar o grau de validação do modelo estrutural proposto, serão aplicados testes de qualidade do ajustamento do modelo conforme a literatura indica. Essa etapa pode garantir uma avaliação de quão bom o modelo teórico proposto consegue representar a estrutura correlacional entre as variáveis *proxies* aplicadas no estudo (MARÔCO, 2010).

Os procedimentos de avaliação da qualidade do ajustamento do modelo, de acordo com Marôco (2010), são: testes χ^2 de ajustamento que mede a mediocridade ou qualidade do ajustamento; índices empíricos baseados em funções de verossimilhança ou na matriz dos resíduos auferidos durante o ajustamento (e.g., índices relativos, de parcimônia, de discrepância populacional e baseados na teoria da informação); e com análise dos resíduos e significância estatística dos coeficientes.

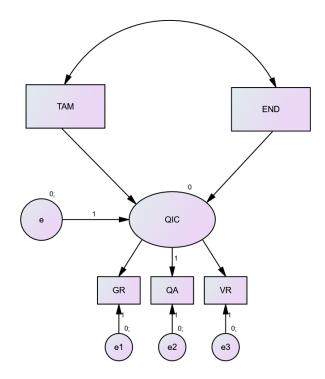


Figura 2 - Modelo de Equações Estruturais

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Legenda: TAM – logaritmo natural dos ativos totais; END – endividamento total; QIC – construto qualidade da informação contábil; GR – *accruals* discricionários; QA – qualidade dos *accruals*; VR – *value relevance*; e's – resíduos do modelo.

Conforme Kaplan (2000), Marôco (2010) e Kline (2011) é necessário levar em consideração alguns pressupostos do modelo de equações estruturais para que a análise dos resultados obtidos possa ser validada. Dessa forma, precisa-se avaliar os pressupostos associados aos métodos de estimação utilizados, pois o método escolhido deve ser adequado as características amostrais.

Os pressupostos de acordo com Marôco (2010) são:

1. Independência de observações

Pressuposto fundamental diz respeito à independência das observações, ou seja, de que elas sejam diferentes entre os sujeitos e independentes entre si. A independência pode ser assegurada pela amostragem aleatória. A implicação negativa da inobservância a esse pressuposto é de que há, geralmente um acréscimo aos erros-padrão dos parâmetros estimados e de erros do tipo II (MARÔCO, 2010).

2. Normalidade Multivariada

Este pressuposto se faz necessário quando são aplicados os métodos de Máxima Verossimilhança ou Mínimos Quadrados Generalizados para que os estimadores apresentem consistência, eficiência assintótica e enviesamento nulo assintótico (MARÔCO, 2010). A assunção da normalidade multivariada, segundo Kline (2011), das variáveis contínuas quer dizer que, primeiro, todas as variáveis individualmente são distribuídas normalmente; a distribuição conjunta de cada par de variáveis é normalmente bivariada; e os gráficos de dispersão das distribuições bivariadas são lineares com resíduos homocedásticos.

3. Linearidade

As relações entre as variáveis observáveis e as variáveis latentes, e entre apenas as variáveis latentes deve ser linear, uma vez que os parâmetros são estimados em função de matrizes de covariâncias ou de correlações de Pearson, medidas estas que atribuem relações lineares entre variáveis (MARÔCO, 2010).

4. Covariâncias amostrais não nulas

Em razão dos fatores latentes serem instrumentalizados por um conjunto de variáveis observáveis, é crucial a existência de associação entre elas para que a covariância não seja nula (MARÔCO, 2010).

5. Múltiplos indicadores

Marôco (2010) ressalta para o indispensável fato de ter que operacionalizar um construto, variável latente, com no mínimo três (3) variáveis observáveis e que a fiabilidade dos construtos se demonstrem elevadas (i.e., variáveis observáveis de um construto apresentando correlações medianas a fortes entre si).

6. Ausência de Multicolinariedade

No modelo estrutural, as variáveis exógenas (independentes) não devem apresentar forte grau de associação entre si, pois se uma dessas variáveis se descrever como uma combinação linear da outra a multicolinariedade se fará presente. A presença de multicolinariedade causa a inflação da variância dos parâmetros estimados o que, por consequência, produz coeficientes de trajetória normalizados superiores a 1 ou inferiores a -1 (MARÔCO, 2010).

7. Medida forte

Nas ciências sociais é habitual que os pesquisadores se utilizem de variáveis categóricas, não contínuas, e isso pode produzir problemas nos cálculos das covariância e correlações. A violação da continuidade pelas variáveis ordinais ou binárias conduz a estimativas inadequadas pelos métodos *ML* e *GLS*. A solução é implementar análises de matrizes por correlações policóricas ou poliseriais com método de estimação *WLS* (MARÔCO, 2010).

8. Inexistência de outliers

Os *outliers*, de acordo com Marôco (2010), podem elevar ou reduzir as covariâncias entre variáveis o que traduz, por consequência, influências nas estimativas das médias, desviospadrão e covariâncias, impactando negativamente na qualidade do ajustamento do modelo.

No que diz respeito a qualidade do ajustamento do modelo estrutural, tomou-se como parâmetro as estatísticas e índices de qualidade de ajustamento referenciado por Marôco (2010) elencados no quadro 1.

Quadro 1 - Resumo das estatísticas e índices de qualidade do ajustamento com os respectivos valores de referência, adaptados da prática e observação da literatura

Índices de qualidade do ajustamento	Valor de referência
Qui-quadrado (X^2) e p- $value$	Quanto menor, melhor; <i>p</i> >0,05
	> 5 – Ajustamento mau;
X^2 /graus de liberade (gl)]2;5] – Ajustamento sofrível;
A /graus de liberade (gr)]1;2] – Ajustamento bom;
	~1 – Ajustamento muito bom.
	< 0,8 – Ajustamento mau;
Comparative Ett Index (CEI)	[0,8;0,9[- Ajustamento sofrível;
Comparative Fit Index (CFI)	[0,9;0,95[- Ajustamento bom;
	\geq 0,95 – Ajustamento muito bom.
	< 0.6 – Ajustamento mau;
Parsimony CFI (PCFI)	[0,6; 0,8[- Ajustamento bom;
	≥ 0.8 – Ajustamento muito bom.
	> 0,10 - Ajustamento inaceitável;
Post Mosa Course Emon of Amenorimation (PMCFA)]0,05; 0,10] – Ajustamento bom;
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)	≤ 0.05 – Ajustamento muito bom
	p -valor ≥ 0.05
Akaike Information Criterion (AIC)	Só para comparar modelos; quanto menor,
Modifeid Expected Cross-Validation Index (MECVI)	melhor.

Fonte: Marôco (2010).

4 APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

4.1 ESTATÍSTICA DESCRITIVA

A amostra inicial contou com 8745 empresas que negociaram ações nos Estados Unidos durante os anos de 1985 e 2015. A partir dessa totalidade de firmas foi realizado um filtro que excluiu as firmas que não apresentaram informações suficientes para estimação das *proxies* de qualidade da informação contábil e das variáveis tamanho e endividamento as quais representam as características das firmas. Dessa filtragem sobraram 4379 firmas cujas variáveis tiveram informações suficientes para realização dos testes inferenciais apresentados na metodologia.

Após as estimações das *proxies* de qualidade da informação contábil, para as 4739 firmas, foram calculadas as *proxies* das características das firmas, isto é, tamanho e endividamento. Como critério de divulgação do trabalho na amostra da pesquisa, é apresentada na Tabela 1 é a amostra com a quantidade de firmas por setor econômico categorizado pela *Thomson Reuters Eikon*®.

Tabela 1- Estatística da amostra quanto ao setor econômico

Setores	Amostra	
	Firmas	%
Materiais Básicos	364	8,31%
Consumo Cíclico	731	16,69%
Consumo Não-Cíclico	299	6,83%
Energia	492	11,24%
Saúde	688	15,71%
Bens industriais	882	20,14%
Tecnologia	803	18,34%
Telecomunicações	94	2,15%
Utilidade Pública	26	0,59%
Total	4379	100,00%

Fonte: dados da pesquisa. Nota: Setor Econômico diz respeito a classificação da *Thomson Reuters*® (TRBC).

A amostra apresentada na Tabela 1 consistiu no conjunto que continha 4379 firmas que negociaram ações nos Estados Unidos entre os anos de 1985 e 2015. A amostra apresentou maior porcentagem de firmas do setor de Bens industriais (20,14%), seguido das firmas do setor de Tecnologia (18,34%). Em contrapartida, as firmas com menor participação foram as do setor de Telecomunicações (2,15%) e do setor de Utilidade Públicas (0,59%).

Na Tabela 2 são apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas para calcular as *proxies* da qualidade da informação contábil e da característica das firmas. Verificou-se uma alta heterogeneidade em todas as variáveis com exceção da variável dummy que representa a captação da variação negativa do lucro (**D variação Lucro**) e da variável tamanho (**TAM**), cujos desvios-padrão foram de 0,4571 e 3,2917 respectivamente. No mesmo sentido foi observada para as variáveis descritas na Tabela 2 uma elevada assimetria das distribuições das variáveis em virtude do distanciamento dos valores entre as médias e medianas. O valor médio do **TAM** observao por Rathke et al. (2016) tanto para as firmas anglosaxônicas (10,9084) quanto para as europeias continentais (11,8934) foram inferiores em relação ao observado nesta pesquisa. Sendo assim, constata-se maior peso em redução do gerenciamento de resultados, o que eleva as chances de apresentar maior qualidade da informação contábil.

A variação do capital de giro (**WC**) variável dependente do modelo de qualidade dos *accruals* obteve média de 7,0433, mediana de -0,0053 e desvio-padrão de 341,9348, apresentando assim uma assimetria positiva e elevada heterogeneidade, o que demonstra que no mínimo metade das firmas da amostra não apresentam liquidez financeira em curto prazo. Esses valores se diferenciaram dos obtidos por Dechow e Dichev (2002) que mostraram média de 0,015 e mediana de 0,010. Essa divergência pode ter se dado pelo fato da amostra empregada nesta pesquisa ter sofrido desvios da crise financeira de 2008.

O fluxo de caixa operacional (**FCO**) apresentou média de -19,6849 e mediana de 0,0293 o que demonstra uma assimetria negativa e elevada dispersão, haja vista o desvio-padrão foi de 465,2728. Dessa forma, mais da metade das firmas, ao longo dos trinta anos analisados expuseram um fluxo de caixa operacional positivo, o que diverge do observado por Dechow e Dichev (2002), pois em seu trabalho foram observados valores positivos para a média e mediana (0,075 e 0,082) do fluxo de caixa operacional.

Tabela 2 - Estatística descritiva

Estatística	Observações	Média	Mediana	Desvio-padrão
WC	4379	7,0433	-0,0053	341,9348
FCO	4379	-19,6849	0,0293	465,2728
TA	4379	-44,7765	-0,0844	929,9978
Receita	4379	34,4216	1,0854	472,7488
Imobilizado	4379	26,9647	0,2479	658,1089
Lucro	4379	-64,4657	-0,0188	1202,1043
Lucro ²	4379	2,43E+09	6,17E+06	8,20E+10
Var_Lucro	4379	-265,0824	0,0016	12839,8917

Dvar_Lucro	4379	0,3952	0,0000	0,4571
Preço	4379	9,00E+10	12,0536	5,79E+12
LLPA	4379	-883,6047	-0,0264	24344,2761
PLPA	4379	148,9316	3,3043	11960,7063
TAM	4379	17,3068	17,5401	3,2917
END	4379	69,2786	0,5097	2339,8398

Fonte: dados da pesquisa. **Nota: WC** = variação do capital de giro; **FCO** = fluxo de caixa operacional; **TA** = *accruals* totais; **Lucro**² = lucro líquido elevada a segunda potência; **D variação Lucro** = variável *dummy* que representa 1 caso a variação do lucro entre *t* e *t*-1 seja negativa, e 0 caso contrário; **LLPA** = lucro líquido por ação; **PLPA** = patrimônio líquido por ação; **TAM** = logaritmo natural dos ativos totais; **END** = endividamento total.

Os *accruals* totais (**TA**) obtiveram média de -44,7765, mediana de -0,0844 e desviopadrão de 929,9978, o que indica que as firmas da amostra apresentaram elevada dispersão
entre os saldos dos lucros e fluxos de caixa operacional, mas que em média, os fluxos de caixa
superaram os resultados contábeis líquidos das firmas, ou seja, houve uma dissociação entre o
reconhecimento dos resultados e a apropriação deles em caixa. E isso pode ser verificado
através da observação da média (-64,4657) e mediana (-0,0188) da variável lucro líquido
(**Lucro**) cujos valores foram inferiores aos apresentados pelo fluxo de caixa operacional
(**FCO**). Assim, as mais da metade das firmas estudadas apresentaram prejuízo durante o período
estudado de trinta anos, o que sugere maiores incentivos aos gestores em gerenciar o resultado
contábil para atender as demandas dos demais usuários das informações contábeis.

A variável **Preço** apresentou uma elevada heterogeneidade decorrente com preços das ações distotantes entre as firmas, o que pode ter influenciado a média para o valor de 9,00E+10, enquanto que a mediana se mostrou no valor de 12,0536. Essa assimetria pode ter sido decorrente das crises no mercado de ações nos anos 2000 que afetou as firmas financeiras em grande medida.

No que diz respeito as características das firmas, foi observado uma baixa heterogeneidade entre o tamanho, uma vez que a média se aproximou da mediana e o desvio-padrão foi baixo, em comparação ao observado por Dechow e Dichev (2002) em que a média foi de 2,436 e o desvio-padrão de 10,878. O endividamento total (**END**) apresentou assimetria positiva já que a média (69,2786) foi superior à mediana (0,5097), o que aponta para uma amostra com metade das firmas com baixo endividamento, inferior a 50%, mas com elevada heterogeneidade nas firmas com alto endividamento, em razão do elevado desvio-padrão (2339,8398).

Esses resultados mostram maiores níveis de endividamento em comparação com os valores médios observado por Rathke et al. (2016) para as firmas anglo-saxônicas (0,5216) e

europeias continentais (0,5708). Portanto, menores de endividamento reduzem as chances de os gestores praticarem ações discricionárias em busca de atingir metas ou atenuar resultados ou posições financeiras menos desejáveis.

A Tabela 3 apresenta as estatísticas descritivas das *proxies* utilizadas para mensurar as relações entre a qualidade da informação contábil. Destaca-se que os *accruals* discricionários (**GR**) mensurado pelo modelo de Paulo (2007) apresentaram média de -12,0490, mediana de 23,3654 e desvio-padrão de 800,2199, expondo que houve indícios de práticas discricionárias dos gestores para reconhecer assimetricamente os resultados contábeis. Ressalta-se que mais de 75% das firmas apresentaram *accruals* discricionários positivos, uma vez que o quantil 25% foi de 22,4269, ou seja, uma grande quantidade de firmas buscou gerenciar resultados para inflar o lucro, enquanto que, menos de 25% das firmas, aquelas distribuídas à esquerda da distribuição, apresentaram-se demasiadamente heterogêneas, com algumas firmas com *accruals* discricionários extremos.

Tabela 3 - Estatística descritiva das proxies da qualidade da informação contábil

Estatística	Observações	Média	p25%	Mediana	p75%	Desvio-padrão
GR	4379	-12,0490	22,4269	23,3654	24,1693	800,2199
QA	4379	-42,5794	-1,0331	-0,2325	-0,1109	610,6366
VR	4379	0,5593	0,3277	0,5868	0,8099	0,2789
TAM	4379	17,3068	14,9968	17,5400	19,8249	3,2917
END	4379	69,2786	0,3473	0,5097	0,9754	2339,8400

Fonte: dados da pesquisa. Nota: $\mathbf{GR} = accruals$ discricionários estimados pelo modelo de Paulo (2007); $\mathbf{QA} =$ qualidade dos accruals estimados pelo modelo de Dechow e Dichev (2002); $\mathbf{VR} = \mathbf{R}^2$ dos modelos de preço de $value\ relevance$; $\mathbf{TAM} = logaritmo\ natural\ dos\ ativos\ totais$; $\mathbf{END} = endividamento\ total$.

A variável QA (qualidade dos *accruals*) apresentou média de -42,5794, mediana de -0,2325 e desvio-padrão de 610,6366. Dessa forma, quanto mais próximo de 0, maior a qualidade dos *accruals* das firmas analisadas. Em semelhança com **GR**, observa-se que a maior parecela das firmas (75%) obteve *accruals* que se distribuíram homogeneamente, enquanto que a outra parcela da amostra, auferiu maiores parecelas discricionárias ou por conta das práticas discricionárias, ou pelo fato do processo de estimação dos *accruals* terem apresentados erros.

A média da *proxy* de *value relevance* (**VR**) foi de 0,5593, enquanto que a mediana e o desvio-padrão foram de 0,5868 e 0,2789 respectivamente, valores médios superiores ao observado por Almeida (2010) em que observou um valor de 0,1057 para a relevância da informação contábil no modelo aplicado nas firmas que negociaram ações no mercado brasileiro. Dessa maneira, essa variável se distribuiu de forma mais simétrica e homogênea.

Esse resultado significa que as firmas em média tem uma relevância informacional do lucro e patrimônio líquido de 55,93%, e que essas informações financeiras são capazes de influenciar os preços das ações das firmas pelo fato de que os usuários as utilizam para tomada de decisão, haja vista as informações com maior *value relevance* possuírem maior qualidade da informação contábil.

A Tabela 4 apresenta as correlações de Spearman entre os pares das variáveis utilizadas nesta pesquisa. As variáveis que representam a qualidade da informação contábil apresentaram os sinais esperados de acordo com a as evidências elencadas por Dechow et al. (2010), com exceção da relação entre os accruals discricionários (**GR**) e a qualidade dos accruals (**QA**) (assim como entre **GR** e **TAM**) que se mostrou positiva (0,0911). Isso se mostrou divergente do esperado uma vez que valores de **GR** distantes de 0 (zero) reduziriam a qualidade da informação contábil, ao passo que, para apresentar aumento da qualidade informacional, **QA** teria que se aproximar de 0.

No que tange a correlação entre a *proxy* de *value relevance* (**VR**), foi observado na Tabela 4 um valor de 0,193 com a variável tamanho (**TAM**), indicando que firmas maiores apresentam maior relevância da informação contábil, como consequência, maior qualidade da informação contábil. Em contrapartida, a correlação entre **VR** e endividamento total (**END**) foi de -0,0924, isto é, firmas mais alavancadas (i.e., maiores níveis de envididamento) apresentam menores níveis de relevância da informação contábil, por consequência, exibem menores níveis de qualidade informacional.

O tamanho das firmas (**TAM**) que fora mensurado através do logaritmo natural dos ativos totais demonstrou uma relação positiva (0,0667) com os *accruals* discricionários (**GR**) estimados pelo modelo de Paulo (2007). Resultados semelhantes foram observados por Almeida (2010) quando analisados os *accruals* discricionários estimados pelo modelo de Jones Modificado no qual auferiu uma correlação de 0,059 entre as variáveis. Em contrapartida, Almeida (2010) observou que a correlação entre o tamanho e os *accruals* discricionários quando estimados pelo modelo de KS se manifestara negativamente (-0,099). Uma possível explicação para tal resultado seja a forma de estimação da *proxy* para gerenciamento de resultados que gera resultados diferentes entre as formas de estimação.

Nessa linha, a perspectiva informativa fundamentada por Leuz, Nanda e Wysocki (2003) não se apresenta como justificadora da relação observada na Tabela 4, em que as firmas com maiores indícios de que praticam manipulações por meio de *accruals* acabam por não informar os agentes sobre o real desempenho da firma, mas essas práticas discricionárias são

vistas como atitudes oportunísticas as quais mascaram a *performance* da firma e reduzem a sua relevância (*value relevance*).

No tocante a correlação entre tamanho (**TAM**) e a qualidade dos *accruals* (**QA**) cujo valor foi positivo e com magnitude de 0,7664, destacando-se uma correlação forte a qual tem similariedade com o que foi apontado por Dechow e Dichev (2002), de que firmas menores têm maior probabilidade de apresentar maiores desvios-padrão dos resíduos do modelo de qualidade dos *accruals*, consequentemente, menores níveis de qualidade da informação contábil.

Tabela 4 - Correlação de Spearman

Tuberu i e	menagas ac spear	IIIuii			
Variável	GR	QA	VR	TAM	END
GR	1				
QA	0,0911***	1			
VR	-0,1512***	0,1265***	1		
TAM	0,0667***	0,7664***	0,193***	1	
END	-0,186***	-0,4766***	-0,0924***	-0,5016***	1

*** significante a 1%;

Nota: amostra composta por 4379 observações, no período de 1985 a 2015.

Fonte: dados da pesquisa.

Além disso, não há necessidade de se preocupar com o problema da multicolinariedade uma vez que a correlação entre as variáveis **TAM** e **END** (-0,5016) não foi forte o suficiente (i.e., maior do que 0,7) para que gerasse problemas de confiabilidade nas inferências baseadas na modelagem por equações estruturais.

4.2 ANÁLISE DA RELAÇÃO ENTRE QUALIDADE DA INFORMAÇÃO CONTÁBIL

É relevante, antes de avaliar o modelo empírico por equações estruturais, confirmar a plausibilidade das *proxies* da qualidade da informação contábil individualmente para assegurar que elas conseguem medir a dimensão hipotetizada. Dessa forma, nesta seção foram testadas as *proxies* da qualidade da informação contábil com as características das firmas por meio de regressão linear múltipla estimadas pelo método da máxima verossimilhança. Destaca-se que foram atendidos os pressupostos para estimação dos modelos por meio das equações estruturais elencados na metodologia.

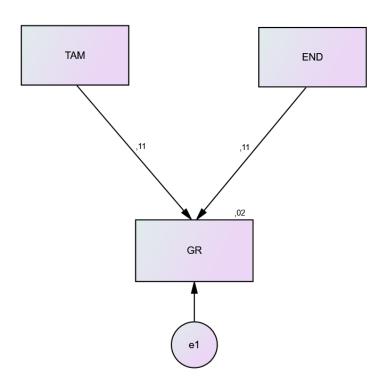
4.2.1 Resultados para os accruals discrionários

Para o gerenciamento de resultados foi realizado as estimações dos *accruals* discricionários pelo modelo de Paulo (2007), na qual obteve um coeficiente de ajustamento (R2) de 0,5918, e cujo todas as estimativas da regressão se encontra no **Apêndice A** desta pesquisa.

Na Figura 3 está o resultado em representação gráfica das relações entre TAM, END e GR cujos coeficientes estão padronizados com os valores 0,11 tanto para TAM quanto para END. Dessa forma, entende-se que tanto o aumento do tamanho da firma, quanto seu endividamento, aumentam as práticas de gerenciamento de resultados.

Verifica-se que a relação não condiz com o esperado para a variável TAM, uma vez que firmas maiores, de acordo com Dechow et al. (2010), tenderiam a apresentar menores práticas de gerenciamento de resultados, fato este que não se apresenta na Tabela 5.

Figura 3 - Representação gráfica das relações entre o gerenciamento de resultados, tamanho e endividamento



Fonte: dados da pesquisa.

Nota: Legenda: TAM – logaritmo natural dos ativos totais; END – endividamento total; GR – *accruals* discricionários estimados pelo modelo de Paulo (2007); e1 – resíduo do modelo.

A Tabela 5 explora os resultados dos coeficientes padronizados e não padronizados, assim como o erro padrão, a estatística de teste (C.R.) e o p-valor de cada relação de dependência.

Tabela 5 - Resultados dos coeficientes padronizados e não-padronizados para o gerenciamento de resultados

Parâmetros	Estimativa padronizada	Estimativa não padronizada	Erro Padrão	C.R.	p-valor
TAM	0,106	25,865	3,633	7,120	***
END	0,110	0,038	0,005	7,343	***
R ²	0,023				

Fonte: dados da pesquisa.

Nota: C.R. representa a razão crítica, ou melhor, a estatística de teste *z* para cada coeficiente estimado. *** - significância estatística a 1%.

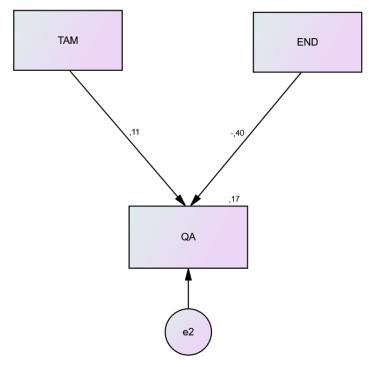
Analisa-se a qualidade do ajustamento do modelo de regressão de matrizes de covariâncias pela correlação múltipla ao quadrado (R²) que apresentou valor de 0,023, um valor baixo o qual representa um mau ajustamento, conforme Marôco (2010). Isto é, apenas 2,3% das variações do tamanho e do endividamento das firmas estudadas explicaram a variabilidade dos accruals discricionários.

4.2.2 Resultados para a qualidade dos accruals

A Figura 4 expõe a representação gráfica das relações entre a qualidade dos *accruals* e as características das firmas, mensuradas pelo tamanho e o endividamento. De maneira geral, pode-se verificar que a qualidade da informação contábil quando mensurada pela qualidade dos *accruals* é afetada positivamente pelo tamanho (**TAM**) e negativamente pelo endividamento (**END**) das firmas.

Essa relação está em concordância com o que Dechow et al. (2010) pleiteia em sua investigação, haja vista que essas características inatas das firmas são determinantes capazes de modificar os níveis de qualidade da informação contábil no sinal que fora observado na Figura 4.

Figura 4 - Representação gráfica das relações entre a qualidade dos accruals, tamanho e endividamento



Fonte: dados da pesquisa.

Nota: Legenda: TAM – logaritmo natural dos ativos totais; END – endividamento total; QA – qualidade dos *accruals* estimados pelo modelo de Dechow e Dichev (2002); e2 – resíduo do modelo.

Além da análise das estimativas padronizadas entre as variáveis das características e da qualidade dos *accruals*, observa-se também, na Tabela 6, significância entre as relações causais das variáveis. Sendo assim, o impacto padronizado gera variabilidade na variância da qualidade dos *accruals*, enquanto que a não padronizada se assemelha à variação marginal, isto é, com o aumento de uma unidade de medida, por exemplo, do tamanho (**TAM**) da firma, eleva-se em 19,953 a qualidade dos *accruals*, *proxy* esta para qualidade das informações contábeis.

Tabela 6 - Resultados dos coeficientes padronizados e não-padronizados para a qualidade dos accruals

Parâmetros	Estimativa	Estimativa não	Erro Padrão	C.R.	n volon	
rarametros	padronizada padronizada		Erro Faurao	C.K.	p-valor	
TAM	0,108	19,953	2,549	7,827	***	
END	-0,398	-0,104	0,004	-28,920	***	
R ²	0,170					

Fonte: dados da pesquisa.

Nota: C.R. representa a razão crítica, ou melhor, a estatística de teste *z* para cada coeficiente estimado. *** - significância estatística a 1%.

A qualidade do ajustamento do modelo exibido na Figura 4 se demonstrou relativamente baixa, razão pela qual seu valor foi baixo (R² = 0,170), em que apenas 17% das variações do tamanho (TAM) e do endividamento (END) das firmas foram capazes de explicar as variações na qualidade dos *accruals*. Sendo que esse ajustamento foi superior ao observado para o modelo de gerenciamento de resultados (0,023), talvez em razão do modelo de qualidade dos *accruals* ser sistematicamente relacionado as características das firmas como fatores essenciais e inerentes ao processo de apropriação dos fluxos de caixa das firmas, os quais geram erros de estimação mais próximos do que pelos obtidos através dos modelos de gerenciamento de resultados, os quais relacionam-se às intenções dos gestores em manipular os números contábeis.

4.2.3 Resultados para o value relevance

A Figura 5 exibe as relações entre a *proxy* de *value relevance* com tamanho e endividamento das firmas. Como esta pesquisa se fundamenta na capacidade informativa do lucro que melhora a tomada de decisão, é salutar observar a dimensão de relevância das informações contábeis e, para tanto, observar se essa dimensão é impactada em semelhança como as outras maneiras de mensuração da qualidade da informação contábil.

Dessa maneira, observa-se na Figura 5 assim como na Figura 4, relação em concordância com a dimensão da qualidade da informação contábil, pois a forma como a *value relevance* (**VR**) é impactada pelo tamanho (**TAM**) (0,183) e pelo endividamento (**END**) (-0,022) se demonstra em concordância com a dimensão da qualidade dos *accruals*, ou seja, firmas maiores têm lucros mais relevantes, ao passo que firmas mais endividadas acabam por produzir lucros menos relevantes informacionalmente para o mercado.

TAM END ...02

VR

Figura 5 - Representação gráfica das relações entre value relevance, tamanho e endividamento

Fonte: dados da pesquisa.

Nota: Legenda: TAM – logaritmo natural dos ativos totais; END – endividamento total; $VR - R^2$ como *proxy* de *value relevance* estimados pelos modelos de preço ao nível de firma; e3 – resíduo do modelo.

Observa-se que a relação entre endividamento (**END**) e *value relevance* se demonstra insignificante estatisticamente (Tabela 7), fazendo com que qualquer inferência de dependência causal não seja levada como válida. Ou seja, o nível de endividamento de uma firma não pode medir o quanto de *value relevance* uma firma pode auferir.

Tabela 7 - Resultados dos coeficientes padronizados e não-padronizados para value relevance

Parâmetros	Estimativa	Estimativa não	Erro Padrão	C.R.	p-valor
Farametros	ros Erro Pa padronizada padronizada		Ello Faulao	C.K.	p-valor
TAM	0,183	0,015	0,001	12,310	***
END	-0,022	0,000	0,000	-1,453	,146
R ²	0,034				

Fonte: dados da pesquisa.

Nota: C.R. representa a razão crítica, ou melhor, a estatística de teste *z* para cada coeficiente estimado. *** - significância estatística a 1%.

Nessa linha de pensamento verifica-se que, diante dos resultados analisados das *proxies* da qualidade da informação contábil, sob cada dimensão individual, com as características das

firmas, que o tamanho das firmas impacta positivamente a qualidade dos *accruals* e a *value relevance*, alinhando-se com as evidências elencadas por Dechow et al. (2010), mas contraria quando a relação é positiva com os *accruals* discricionários. Além disso, o ajustamento do modelo exposto na Tabela 7 ($R^2 = 0.034$) se apresentou como insuficiente para fornecer evidências pertinentes, portanto capacidade explicativa das características sobre a *value relevance*.

Dadas essas considerações, percebeu-se que discorrer uma análise sobre as três dimensões da qualidade da informação contábil de forma individual (i.e., observar o impacto das características em cada *proxy*), acaba por não fornecer informação suficiente para responder ao objetivo desta pesquisa, primeiro porque o enfoque se faz na relação estrutural, isto é, de uma dimensão da qualidade da informação contábil agregada e pleiteada nas evidências (DECHOW et al., 2010) e, também, porque foi percebido a necessidade de agregar informações sobre outras relações conjuntas das características para validar.

4.3 ANÁLISE DO MODELO ESTRUTURAL

Nesta seção foram avaliados os modelos de equações estruturais com o construto da qualidade da informação contábil e as variáveis das características das firmas (e.g., tamanho e endividamento). Para tanto, foram seguidos os passos delineados na metodologia que são as análises das relações entre as *proxies* da qualidade da informação contábil individualmente com tamanho e endividamento, as relações entre o construto e as variáveis da características das firmas (**TAM** e **END**) entre si buscando responder a hipótese de pesquisa, e, por fim, avaliar a qualidade do ajustamento do modelo a fim de valida-lo para a aplicabilidade em futuras pesquisas.

Nesse sentido, inicialmente foi testado o modelo com todos os atributos qualitativos da informação contábil através de regressão com múltiplas variáveis dependentes com o intuito de averiguar se há maior capacidade explicativa ao se analisar as dimensões segregadas, ou por forma de um construto.

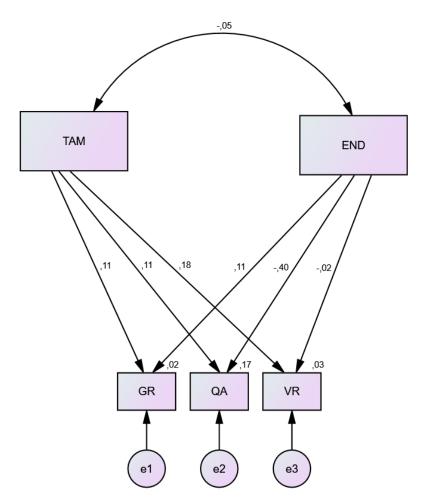


Figura 6 – Representação gráfica das relações entre o gerenciamento de resultados, qualidade dos accruals, value relevance e as características das firmas

Fonte: dados da pesquisa.

Nota: Legenda: TAM – logaritmo natural dos ativos totais; END – endividamento total; GR – accruals discricionários; QA – qualidade dos accruals; VR – value relevance; e's – resíduos do modelo.

Verifica-se que, em semelhança aos resultados obtidos pelos modelos com as *proxies* da qualidade da informação contábil individuais apresentados na seção anterior, as dependências causais entre o tamanho (**TAM**) e o endividamento (**END**) com o gerenciamento de resultados, 0,11 e 0,11 respectivamente são idênticas e, dessa forma, é observado para qualidade dos *accruals*, assim como para *value relevance*. Isto é, a inclusão de todas as dimensões por meio de uma regressão de múltiplas variáveis independentes não agregou informação adicional importante.

Tabela 8 - Resultados dos coeficientes padronizados e não-padronizados para o modelo de gerenciamento de resultados, qualidade dos accruals, value relevance e características das firmas

Variáveis independentes	Variáveis dependentes	Estimativa padronizada	Estimativa não padronizada	Erro Padrão	C.R.	p-valor
TAM	GR	0,106	25,865	3,637	7,112	***
END	GR	0,110	0,038	0,005	7,335	***
TAM	QA	0,108	19,953	2,552	7,819	***
END	QA	-0,397	-0,104	0,004	-28,890	***
TAM	VR	0,183	0,015	0,001	12,297	***
END	VR	-0,022	0,000	0,000	-1,451	0,147
R ²	GR	0,022				
R ²	QA	0,173				
R ²	VR	0,034				

Fonte: dados da pesquisa.

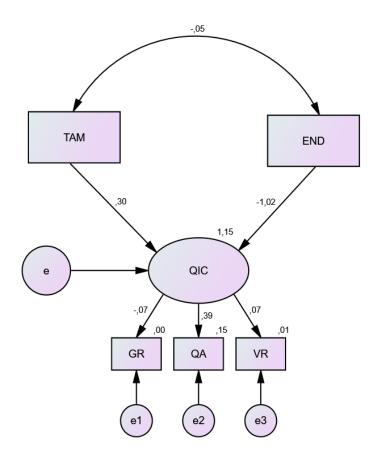
Nota: C.R. representa a razão crítica, ou melhor, a estatística de teste *z* para cada coeficiente estimado. *** - significância estatística a 1%.

Assim, as estimativas produzidas pelo modelo representado na Figura 7, informa apenas a possibilidade adicional de investigar as relações de uma forma conjunta, mas que não insere conteúdo sobre como a variabilidade entre as dimensões da qualidade da informação interagem entre si.

Para tanto, foi realizado o **Modelo estrutural** apresentado na Figura 7 o qual agrega as dimensões da qualidade da informação contábil em um construto que é impactado pelas características das firmas como o tamanho (**TAM**) e o endividamento (**END**). Assim, ao se analisar um modelo estimado por equações estruturais com um construto como fator latente, é imprescindível levar em consideração a observação de que há critérios de qualidade de ajustamentos mínimos para a aceitação do modelo como evidência passível de análise e que se solidifica com uma teoria suportada por evidências científicas.

Figura 7 – Representação gráfica das relações entre a qualidade da informação contábil e as características das firmas

Modelo da qualidade da informação contábil, do tamanho e endividamento X2(4)=203,380; p=,000; X2/df=50,845 CFI=,816; RMSEA=,107; P(rmsea<0.05)=,000 ;MECVI=,054



Fonte: dados da pesquisa.

Nota: Legenda: TAM – logaritmo natural dos ativos totais; END – endividamento total; QIC – construto qualidade da informação contábil; GR – *accruals* discricionários; QA – qualidade dos *accruals*; VR – *value relevance*; e's – resíduos do modelo.

A Figura 7, portanto, exibe um teste qui-quadrado no valor de 203,380 com significância de 0,000, isto é, rejeitando-se a hipótese nula de adequação dos dados ao modelo testado. Mesmo que o modelo seja teoricamente fundamentado, pode haver desvios amostrais que influenciem a rejeição da hipótese nula do teste (MARÔCO, 2010).

A segunda estatística de teste de qualidade de ajustamento, X2/df (qui-quadrado divido pelos graus de liberdade), mostrou valor de 50,845, que comparativamente aos valores de

referência descritos por Marôco (2010) se posiciona como mau ajustamento. Os demais índices da qualidade do ajustamento são analisados no Quadro 2.

Tabela 9 - Resultados dos coeficientes padronizados e não-padronizados para o Modelo estrutural 1

Variáveis	Variáveis	Estimativa	Estimativa não	Erro	C.R.	n volov
endógenas	exógenas	padronizada	padronizada	Padrão	C.K.	p-valor
QIC	END	-1,018	-0,103	,004	-28,8	***
QIC	TAM	0,299	21,496	2,487	8,645	***
GR	QIC	-0,066	-0,222	0,048	-4,615	***
QA	QIC	0,387	1,000			
VR	QIC	0,075	0,000	0,000	5,259	***
R ²	QIC	1,154				
R ²	GR	0,004				
R ²	QA	0,150				
R²	VR	0,006				

Fonte: dados da pesquisa.

Nota: C.R. representa a razão crítica, ou melhor, a estatística de teste *z* para cada coeficiente estimado. *** representa significância estatística à 1%.

As relações entre as variáveis da característica das firmas, tamanho e endividamento (Tabela 9), apresentam-se similares ao observado nos modelos previamente investigados, uma vez que a relação entre o tamanho (**TAM**) e a qualidade da informação contábil (**QIC**) é positiva e de magnitude 0,299, apontando um alinhamento com as evidências apresentadas por Dechow et al. (2010), Almeida (2010) e Rathke et al. (2016) que firmas maiores têm maiores níveis de qualidade da informação contábil.

O impacto do endividamento (**END**) sobre a qualidade da informação contábil (**QIC**) é negativo e de valor -1,018, seguindo as evidências apresentadas no modelo de qualidade dos *accruals*, quando esta foi utilizada como *proxy* individual. Ainda assim, quando se observa a relação entre as *proxies* e o construto da qualidade da informação contábil (**QIC**) é evidente que o sinal resultante são equivalentes aos esperados, isto é, uma relação positiva da qualidade dos *accruals* (**QA**) e do *value relevance* (**VR**) com a dimensão da qualidade da informação contábil (**QIC**), enquanto que o gerenciamento de resultados (**GR**) tem uma relação negativa com a dimensão do construto da qualidade da informação contábil (**QIC**).

No Quadro 2 são exibidos os efeitos totais padronizados entre as variáveis do **Modelo estrutural 1**, onde se percebe que o gerenciamento de resultados (**GR**) tem uma dimensão

conceitual oposta à qualidade dos *accruals* e do *value relevance*, uma vez que o tamanho (**TAM**) e o endividamento (**END**) das firmas apresentam sinais contrários. Consequentemente, o construto da qualidade da informação contábil (**QIC**) capta o mesmo efeito, ou seja, o aumento do gerenciamento de resultados reduz a qualidade da informação contábil (coeficiente de -0,066), em contrapartida, aumentos na qualidade dos *accruals* (0,387) e no *value relevance* (0,075) elevam a qualidade da informação contábil. Assim sendo, as hipóteses de pesquisas formuladas nesta pesquisa são confirmadas.

Quadro 2 - Efeitos totais padronizados do Modelo estrutural 1 da qualidade da informação contábil e da característica das firmas

Variáveis	TAM	END	QIC
QIC	0,299	-1,018	0,000
GR	-0,020	0,067	-0,066
QA	0,116	-0,395	0,387
VR	0,022	-0,076	0,075

Fonte: dados da pesquisa.

Esses resultados apontam para uma direção semelhante a descrita por Dechow et al. (2010), adicionando o fato que, no que tange a amostra analisada, o atributo qualitativo mais impactante para o construto foi a qualidade dos *accruals*. Portanto, ela se apresenta como uma métrica possivelmente mais representativa e que capta melhor as variações do desempenho das firmas quando observa-se o aspecto qualitativo da informação contábil produzida.

Quadro 3 - Resumo das estatísticas de qualidade do ajustamento do Modelo estrutural 1 da qualidade da informação contábil e característica das firmas

Índices de qualidade do ajustamento	Valor	Comentário
CFI	0,816	Ajustamento sofrível
RMSEA	0,107	Ajustamento inaceitável
AIC	235,380	Critério comparativo
PCFI	0,327	Ajustamento mau
MECVI	0,054	Critério comparativo

Fonte: dados da pesquisa.

A despeito dos resultados demonstrados para a qualidade do ajustamento (Quadro 3) para o **modelo estrutural da qualidade da informação contábil**, observa-se um mau ajustamento do modelo sob os parâmetros comparativos e apresentados por Marôco (2010). Deste modo, esse ajuste sofrível pode ter sido explicado pela larga amostra aplicada a qual

apresenta elevada heterogeneidade, pois fora empregado firmas de todos os setores econômicos mostrado na Tabela 1.

Perante esses resultados foi obtida evidências de que a representação dos construtos testados (i.e., qualidade da informação contábil e característica das firmas), com as variáveis mensuráveis fundamentadas na metodologia, não se apresenta adequadamente notadamente no que tange a singularidade da pesquisa, ou seja, a amostra utilizada (alta heterogeneidade) e as *proxies* para cada construto. Entretanto, as relações apresentaram sinais e magnitudes significativas que não podem ser descartados por completo, sendosuportados pela literatura (DECHOW et al., 2010).

Vale destacar que o emprego da metodologia de equações estruturais restringe, em certa medida, a aplicação de todas as *proxies* da qualidade da informação contábil e de outras variáveis relacionadas a dimensão investigada, seja por fatores de impraticidade (análise de *proxies* por nível das firmas para modelos estimados) ou pelo fato de ter um lapso temporal que seja suficientemente relevante para captar e estimar os modelos para captar os valores das *proxies*. Deste modo, o complexo é aplicar uma amostra com um nível consideralvemente grande de firmas com heterogeneidade até certo ponto e que, além disso, estivessem produzindo informações contábeis durante um largo lapso temporal para poder gerar valores mensuráveis através das *proxies* estimadas por modelos utilizados na literatura (DECHOW et al., 2010).

Como informação adicional, caso haja necessidade de analisar mais detalhadamente os resultados do modelo representado nesta seção, o Apêndice F exibe a totalidade das informações dos resultados do **Modelo da qualidade da informação contábil estrutural** com todas as estatísticas e informações sobre as variâncias e covariâncias, efeitos diretos e indiretos e demais índices sobre a qualidade dos ajustamentos.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo buscou contribuir com uma discussão acerca da possibilidade de mensurar as *proxies* da qualidade da informação contábil de forma simultânea por meio da modelagem de equações estruturais. Dessa forma, buscou-se avaliar a viabilidade estatística de mensuração das relações entre os construtos, além de investigar a fiabilidade fatorial dos mesmos com base nas *proxies* utilizadas pela literatura.

Para construir as relações entre as *proxies* da qualidade das informações contábeis com as características das firmas foi tomado como base o estudo de Dechow et al. (2010), os quais fundamentaram as evidências produzidas pela literatura acerca da temática em questão.

Nesse sentido, foram apontadas evidências que relacionaram os atributos qualitativo da informação contábil, o gerenciamento de resultados, a qualidade dos *accruals* e o *value relevance* com as características das firmas (endividamento e tamanho).

As evidências indicaram que, de modo geral, a mensuração da qualidade da informação contábil como variável latente, a qual incorpora várias dimensões qualitativas, apresentaram relações significantes e em acordo com as evidências empíricas, entretanto os testes não alcançaram os requisitos mínimos estatísticos de qualidade do ajustamento que validassem as relações sob o ponto de vista da modelagem descrita por Marôco (2010).

Contudo, é possível inferir algumas questões sobre as interações quanto ao construto da qualidade das informações contábeis, as relações entre as dimensões (*proxies*) desempenharam-se justamente como previram Dechow et al. (2010), na qual observou-se que o gerenciamento de resultados se relacionou negativamente com a qualidade dos *accruals* e com o *value relevance*. Do ponto de vista da relação da característica das firmas e da qualidade da informação contábil, foi evidenciada uma causalidade negativa do endividamento (END) para a qualidade da informação contábil, enquanto que a relação causal para o tamanho das firmas (TAM) foi positiva. Dessa forma, as relações que previram determinação das características das firmas na qualidade das informações contábeis, ou seja, as diferenças entre os fundamentos das firmas são tomadas como diferenciadores da qualidade informacional reportada no sentido pressuposto por Dechow et al. (2010).

Diante do exposto, reforça-se a ideia de que as respostas deste estudo não podem ser levadas como uma verdade consolidada, haja vista, houveram limitações quanto a aplicação de todas as *proxies* da qualidade da informação contábil. Além disso, não foram realizados testes com amostras mais homogêneas (por setores), pois haveria necessidade de uma grande

quantidade de firmas por setor para que não perdesse poder de teste. Outro problema residiu no fato dos atributos da qualidade da informação contábil não apresentarem correlações entre si suficientes, contudo a *proxy* da qualidade da informação contábil que melhor representou o construto foi a qualidade dos *accruals*, pois demonstrou a relação com maior valor, isto é, foi a *proxy* que conseguiu melhor explicar as variações da qualidade da informação contábil, quando impactada pelas características das firmas.

Com esta pesquisa, espera-se contribuir com a literatura sobre qualidade da informação contábil no sentido de aplicação metodológica das equações estruturais, haja vista que foi observado a plausibilidade pelo menos sobre a ordem de dependência causal, de se aplicar estudos com simultaneidade das *proxies* da qualidade da informação contábil, isto é, podendose analisar várias dimensões do mesmo construto qualitativo com determinantes (e.g., característica das firmas, governança corporativa, incentivos a escolhas contábeis) e suas consequências (e.g., custo de capital, custo da dívida, impacto na previsão de analistas, opiniões de auditoria, valuation).

REFERÊNCIAS

AKERLOF, George A. The Market for "Lemons": Quality Uncertainty and the Market Mechanism. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 84, n. 3, p. 488-500, 1970.

ALMEIDA; José E. F. **Qualidade da Informação Contábil em Ambientes Competitivos**. 2010. 188 f. Tese (Doutorado) — Curso de Doutorado em Ciências Contábeis, Departamento de Contabilidade e Atuária, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2010.

BALL, Ray J. Infrastructure requirements for an economically efficient system of public financial reporting and disclosure. In: **Brookings-Wharton papers on financial services**. Massachusetts: Brookings Institution Press, 2001.

; BROWN, P.. An empirical evaluation of accounting income numbers. **Journal of Accounting Research**. v. 6, p. 159–178, 1968.

______; FOSTER, G. Corporate financial reporting: a methodological review of empirical research. **Journal of Accounting Research**, v. 20, p. 161–234, 1982.

_____; KOTHARI, S. P.; NIKOLAEV, V. V. On Estimating Conditional Conservatism. **The Accounting Review**, v. 88, n. 3, p. 755 – 787, 2013.

; SHIVAKUMAR, Lakshmanan. Earnings quality in UK private firms: comparative loss recognition timeliness. **Journal of Accounting and Economics**, v. 39, p. 83-128, 2005.

BARTH, M. E.; BEAVER, W. H.; LANDSMAN, W. R. The Relevance of the Value Relevance Literature for Accounting Standard Setting: Another View. **Journal of Accounting and Economics**. v. 31, p. 77-104, 2001.

; LANDSMAN, W. R.; LANG, M. H. International Accounting Standards and Accounting Quality. **Journal of Accounting Research**, v. 46, n. 3, p. 467-498, 2008.

BASU, Sudipta. The Conservatism and the asymmetric timeliness of earnings. **Journal of Accounting and Economics**, v. 24, n. 1, p. 3-37, 1997.

BEAVER, W., The information content of annual earnings announcements. **Journal of Accounting Research**. v. 6, P. 67–92, 1968.

BUSHMAN, R.; LERMAN, A.; ZHANG, X. F. The Changing Landscape of Accruals Accounting. **Journal of Accounting Research**. v. 54, n. 1, p. 41-78, 2016.

COELHO, Antonio C. D. **Qualidade Informacional e Conservadorismo nos Resultados Contábeis Publicados no Brasil.** 2007. 240 f. Tese (Doutorado) - Curso de Doutorado em Ciências Contábeis, Departamento de Contabilidade e Atuária, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2007.

COLLINS, D. W.; MAYDEW, E. L.; WEISS, I. S. Changes in the value-relevance of earnings and book values over the past forty years. **Journal of Accounting and Economics**. v. 24, p. 39-67, 1997.

CORRÊA, A. C. C.; NETO, A. A.; NAKAO, S. H.; OSAJIMA, A. A. A relevância da informação contábil na identificação de empresas criadoras de valor: um estudo do setor de energia elétrica brasileiro. **Revista Contemporânea de Contabilidade**. v. 9, n. 18, p. 137-166, 2012.

DASKE, Holger; HAIL, Luzi; LEUZ, Christian; VERDI, Rodrigo. Adopting a Label: Heterogeneity in the Economic Consequences around IAS/IFRS Adoption. **Journal of Accounting Research**, v. 51, n. 3, p. 495 – 547, 2013.

DE ANGELO, Harry; DE ANGELO, Linda; SKINNER, Douglas J. Accounting choice in trouble companies. **Journal of Accounting and Economics**. v. 17, p. 113-143, 1994.

DECHOW, Patricia M.; DICHEV, Ilia D. The quality of accruals and earnings: the role of accrual estimation errors. **The Accounting Review**, v. 77, n.4, p.35-59, 2002.

_____; GE, Weili; SCHRAND, Catherine. Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences. **Journal of Accounting and Economics**, v. 50, n. 2-3, p.344-401, 2010. DOI: 10.1016/j.jacceco.2010.09.001.

_____; HUTTON, Amy P.; KIM, Jung H.; SLOAN, Richard G. Detecting Earnings Management: A New Approach. **Journal of Accounting Research**, v. 50, n. 2, p. 275 – 334, 2012.

_____; SKINNER, Douglas J. Earnings Management: Reconciling the Views of Accounting Academics, Practitioners, and Regulators. **Accounting Horizons**. v. 14, n. 2, p. 235 – 250, 2000.

; SLOAN, R. G.; SWEENEY, A. P. "Detecting Earnings Management." **The Accounting Review**, v. 70, p. 193–225, 1995.

DEFOND, M.; JIAMBALVO, J. Debt covenant violation and manipulation of accruals: Accounting choice in troubled companies. **Journal of Accounting and Economics**, v. 17, p. 145–176, 1994.

_____; SUBRAMANYAM, K. Auditor changes and discretionary accruals. **Journal of Accounting and Economics**, v. 25, p. 35–67, 1998.

DONTOH, A.; RADHAKRISHNAN, S.; RONEN, J. Is stock price a good measure for assessing value-relevance of earnings? An empirical test. **Review of Managerial Science**. V. 1, n. 1, p. 3-45, 2007.

DOYLE, J., GE, W., MCVAY, S. Accruals quality and internal control over financial reporting. **The Accounting Review**, v. 82, p. 1141–1170, 2007.

FRANCIS, Jennifer; NANDA, Dhananjay; OLSSON, Per. Voluntary Disclosure, Earnings Quality, and Cost of Capital. **Journal of Accounting Research**, v. 46, n. 1, p. 53 – 99, 2008.

- GARCÍA LARA, Juan M.; GARCÍA OSMA, Beatriz; MORA, Araceli. The Effect of Earnings Management on the Asymmetric Timeliness of Earnings. **Journal of Business Finance and Accounting**, v. 32, n. 3, p. 691-726, 2005.
- _____; OSMA, Beatriz G.; PENALVA, Fernando. Accounting conservatism and corporate governance. **Review of Accounting Studies**, v. 14, p. 161-201, 2009.
- GOW, I. D.; LARCKER, D. F.; REISS, P. C. Causal Inference in Accounting Research. **Journal of Accounting Research**. v. 54, n. 2, p. 477-523, 2016.
- GRECCO, Marta C. P. O Efeito da convergência brasileira às IFRS no gerenciamento de resultados das empresas abertas brasileiras não financeiras. **Brazilian Business Review**, v. 10, n. 4, p. 117-140, 2013.
- HAIR, J. F., ANDERSON, R. E., TATAHM, R. L., BLACK, W. C. **Multivariate data analysis**. 7th ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall International, 2010.
- HERSHBERGER, S. L.; MARCOULIDES, G. A.; PARRAMORE, M. M. Structural equation modeling: An introduction. In: PUGESEK, B.H.; TOMER, A.; VON EYE, A. (Eds.). **Structural equation modeling**: Applications in ecological and evolutionary biology. Cambridge: Cambridge University Press, 2003.
- JONES, Jennifer J. Earnings management during import relief investigations. **Journal of Accounting Research**, v. 29, p. 193–228, 1991.
- KANG, S.; SIVARAMAKRISHNAN, K. Issues in testing earnings management and an instrumental variable approach. **Journal of Accounting Research**, v. 33, n. 2, p. 353-367, 1995.
- KAPLAN, David. **Structural Equation Modeling**: Foundations and Extensions. Sage Publications, 2000.
- KINNEY, W.; MCDANIEL, L., Characteristics of firms correcting previously reported quarterly earnings. **Journal of Accounting and Economics**, v. 11, p. 71–93, 1989.
- KLINE, Rex B. **Principles and Practice of Structural Equation Modeling**. 3rd. ed. New York: The Guilford Press, 2011.
- KOTHARI, S. Capital markets research in accounting. **Journal of Accounting and Economics**, v. 31, p. 105-231, 2001.
- _____; LEONE, Andrew J.; WASLEY, Charles E. Performance matched discretionary accrual measures. **Journal of Accounting and Economics**, v. 39, p. 163-197, 2005.
- LANDSMAN, W. R.; MAYDEW, E. L. Has the Information Content of Quarterly Earnings Announcements Declined in the Past Three Decades? **Journal of Accounting Research**. v. 40, p. 797-808, 2002.
- _____; MAYDEW, E. L.; THORNOCK, J. R. The information content of annual earnings announcements and mandatory adoption of IFRS. **Journal of Accounting and Economics**. v.

53, p. 34-54, 2012.

LEUZ, C.; NANDA, D.; WYSOCKI, P. Earnings Management and Investor Protection: An International Comparison. **Journal of Financial Economics**. v. 69, p. 505–27, 2003.

LEV, B. On the Usefulness of Earnings and Earnings Research: Lessons and Directions from Two Decades of Empirical Research. **Journal of Accounting Research**. v. 27, p. 153-192, 1989.

LIU, Jing; THOMAS, Jacob. Stock Returns and Accounting Earnings. **Journal of Accounting Research**. v. 38, p. 71-101, 2000.

LIMA, Ailza S.; CARVALHO, Evelyne V. A.; PAULO, Edilson; GIRÃO, Luiz F. de A. P. Estágio dos Ciclos de Vida e Qualidade das Informações Contábeis no Brasil. **Revista de Administração Contemporânea**, v. 19, n. 3, p. 398-418, 2015.

LOPES, A. B.; SANT'ANNA, D.; COSTA, F. M. A relevância das informações contábeis na Bovespa a partir do arcabouço teórico de Ohlson: avaliação dos modelos de Residual Income Valuation e Abnormal Earnings Growth. **Revista de Administração**, v. 42, n. 4, p. 497-510, 2007.

MACEDO, M. A. S.; ARAÚJO, M. B. V.; BRAGA, J. P. Impacto do Processo de Convergência às Normas Internacionais de Contabilidade na Relevância das Informações Contábeis. **Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade**. v. 6, n. 4, p. 367-382, 2012.

MARÔCO, João. **Análise de Equações Estruturais:** Fundamentos teóricos, Software & Aplicações. Pêro Pinheiro: ReportNumber, 2010.

MARTINEZ, Antonio L. "Gerenciamento" dos resultados contábeis: estudo empírico das companhias abertas brasileiras. 2001. 153 f. Tese (Doutorado) — Curso de Doutorado em Ciências Contábeis, Departamento de Contabilidade e Atuária, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2001.

Detectando <i>Earnings Management</i> no I	Brasil: Estimando os <i>Accruals</i> Discricionários.
Revista Contabilidade & Finanças, v. 19, n. 4	46, p. 7-17, 2008.

_____. Earnings management in Brazil: a survey of the literature. **Brazilian Business Review**, v. 10, n.4, p. 1-29, 2013.

MARTINS, Orleans S.; PAULO, Edilson. Assimetria de Informação na Negociação de Ações, Características Econômico-Financeiras e Governança Corporativa no Mercado Acionário Brasileiro. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 25, n. 64, p. 33-45, 2014.

MOREIRA, Rafael de L.; COLAUTO, Romualdo D.; AMARAL, Hudson F. Conservadorismo condicional: estudo a partir de variáveis econômicas. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 21, n. 54, p. 64-84, 2010.

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

PAE, Jinhan. Expected accruals models: the impact of operating cash flows and reversals of accruals. **Review of Quantitative Finance and Accounting,** v. 24, n. 1, p. 5-22, 2005.

PEASNELL, K. V.; POPE, P. F.; YOUNG, S. Detecting earnings management using cross-sectional abnormal accruals models. **Accounting and Business Research**. v. 30, n. 4, p. 313-326, 2000.

PAULO, Edilson. **Manipulação das informações contábeis:** uma análise teórica e empírica sobre modelos operacionais de detecção de gerenciamento de resultados. 2007. 260 f. Tese (Doutorado) - Curso de Doutorado em Ciências Contábeis, Departamento de Contabilidade e Atuária, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2007.

_____; GIRÃO, L. F. A. P.; CARTER, D.; SOUZA, R. S. The Impact of the Adoption of International Financial Reporting Standards on the Quality of Accounting Information of the Brazilian and European Public Firms. **SSRN**, 2013. Acesso: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2270678.

PENMAN, Stephen H.; ZHANG, Xiao-Jun. Accounting Conservatism, the Quality of Earnings, and Stock Returns. **The Accounting Review**. v. 77, n. 2, p. 237-264, 2002.

RATHKE, Alex A. T.; SANTANA, Verônica F.; LOURENÇO, Isabel M. E. C.; DALMÁCIO, Flávia Z. International Financial Reporting Standards and Earnings Management in Latin America. **Revista de Administração Contemporânea**, v. 20, n. 3, p. 368 – 388, 2016.

SCHIPPER, K. Commentary on earnings management. **Accounting Horizons**. Dezembro, p. 91–102, 1989.

SLOAN, Richard G. Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? **The Accounting Review**, v. 71, p. 289–315, 1996.

SOUSA, Rossana Guerra. **Gastos Públicos e Desenvolvimento Humano nos Estados do Brasil**. 2014. 178f. Tese (Doutorado) — Programa Multiinstitucional e Inter-Regional Pós-Graduação em Ciências Contábeis da UNB/UFPB/UFRN, João Pessoa, 2014.

SUNDER, Shyam. Teoria da Contabilidade e do Controle. São Paulo: Atlas, 2014.

TEOH, S.; WELCH, I.; WONG, T. Earnings management and the long-run underperformance of seasoned equityofferings. **Journal of Financial Economics**, v. 50, p. 63–100, 1998.

VERRECCHIA, Robert E. Essays on disclosure. **Journal of Accounting and Economics,** v. 32, p. 97-180, 2001.

WOLF, E. J.; HARRINGTON, K. M.; CLARK, S. L.; MILLER, M. W. Sample size requirements for structural equations models: an evaluation of power, bias, and solution propriety. **Educational and Psychological Measurement**. v. 73, n. 6, 2013.

APÊNDICES

APÊNDICE A – RESULTADOS DOS MODELOS DE QUALIDADE DA INFORMAÇÃO CONTÁBIL

Modelo de Paulo (2007) estimado por efeitos fixos e com robustez pelo método de Driscoll-Kraay

	Coeficiente	Intervalo de confiança		
Constante	-20,7309	-26,3748	-15,0870	
	(2,8790)***			
Receita	0,0544	-0,0419	0,1507	
	(0,0491)			
Imobilizado	-0,0433	-0,1510	0,0644	
	(0,0549)			
FCO	0,5403	0,4185	0,6622	
	(0,0622)***			
Var_lucro	0,1952	0,0145	0,3759	
	(0,0922)**			
Dvar_lucro	-6,7749	-12,0269	-1,5228	
	(2,6791)**			
Var_lucro*Dvar_lucro	-0,1883	-0,3679	-0,0086	
	(0,0916)**			
AccTot _{t-1}	-0,3289	-0,4669	-0,1909	
	(0,0704)***			
Observações	70761			
R ²	0,5918			
Teste F	248858***			

Fonte: dados da pesquisa. **Nota:** Os valores em parênteses representam os erros-padrão dos coeficientes estimados. A significância estatística a 5% é representada por **; e a significância estatística a 1% é representada por ***.

Modelo de Dechow e Dichev (2002) estimado por efeitos fixos com robustez

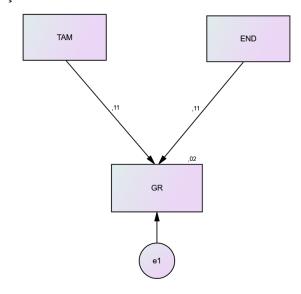
	Coeficiente	Intervalo de confiança dos coeficientes		
Constante	-7,4039	-10,4864	-4,3213	
	(1,5724) ***			
Fcot-1	-0,3908	-0,5789	-0,2026	
	(0,0960) ***			
Fcot	-0,8236	-0,9203	-0,7270	
	(0,0493) ***			
Fcot+1	-0,5156	-0,7356	-0,2954	
	(0,1123) ***			
Observações	71,4080			
R ²	0,3304			

 R^2 ajustado 0,3304 Teste F 108,66***

Nota: A significância estatística a 1% é representada pelos ***. Os erros-padrão estão apresentados em parênteses abaixo do coeficiente correspondente.

APÊNDICE B – RESULTADOS DOS MODELOS DE GERENCIAMENTO DE RESULTADOS

Modelo de GR sem correlação entre TAM e END



Computation of degrees of freedom (Default model)

Number of distinct sample moments: 9
Number of distinct parameters to be estimated: 8
Degrees of freedom (9 - 8): 1

Result (Default model)

Minimum was achieved

Chi-square = 8,994

Degrees of freedom = 1

Probability level = ,003

The model is recursive.

Sample size = 4379

Your model contains the following variables (Group number 1)

Observed, endogenous variables

GR

Observed, exogenous variables

TAM

END

Unobserved, exogenous variables

e1

Variable counts (Group number 1)

Number of variables in your model: 4
Number of observed variables: 3
Number of unobserved variables: 1
Number of exogenous variables: 3
Number of endogenous variables: 1

Estimates (Group number 1 - Default model)

Scalar Estimates (Group number 1 - Default model)

Maximum Likelihood Estimates

Regression Weights: (Group number 1 - Default model)

		` _				
		Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
GR <	TAM	25,865	3,633	7,120	***	
GR <	END	,038	,005	7,343	***	

Standardized Regression Weights: (Group number 1 - Default model)

		Estimate
GR <	TAM	,106
GR <	END	,110

Means: (Group number 1 - Default model)

	Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
TAM	17,307	,050	347,927	***	
END	69,279	35,359	1,959	,050	

Intercepts: (Group number 1 - Default model)

	Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
GR	-462,289	64,002	-7,223	***	

Variances: (Group number 1 - Default model)

	Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
TAM	10,833	,232	46,787	***	
END	5473599,845	116990,383	46,787	***	
e1	625927,278	13378,302	46,787	***	

Squared Multiple Correlations: (Group number 1 - Default model)

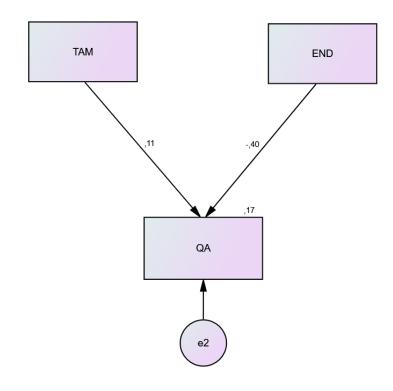
	Estimate
GR	,023

AIC

Model	AIC	BCC	BIC	CAIC
Default model	24,994	25,009		
Saturated model	18,000	18,016		
Independence model	119,742	119,753		

APÊNDICE C – RESULTADOS DOS MODELOS DE QUALIDADE DOS ACCRUALS

Modelo 2 QA sem correlação entre TAM e END



Computation of degrees of freedom (Default model)

Number of distinct sample moments: 9
Number of distinct parameters to be estimated: 8

Degrees of freedom (9 - 8):

Result (Default model)

Minimum was achieved

Chi-square = 8,994

Degrees of freedom = 1

Probability level = ,003

The model is recursive.

Sample size = 4379

Estimates (Group number 1 - Default model)

Scalar Estimates (Group number 1 - Default model)

Maximum Likelihood Estimates

Regression Weights: (Group number 1 - Default model)

		Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
QA <	TAM	19,953	2,549	7,827	***	
QA <	END	-,104	,004	-28,920	***	

Standardized Regression Weights: (Group number 1 - Default model)

		Estimate
QA <	TAM	,108
QA <	END	-,398

Means: (Group number 1 - Default model)

	1				
	Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
TAM	17,307	,050	347,927	***	
END	69,279	35,359	1,959	,050	

Intercepts: (Group number 1 - Default model)

	` _				
	Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
QA	-380,712	44,908	-8,478	***	

Variances: (Group number 1 - Default model)

	Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
TAM	10,833	,232	46,787	***	
END	5473599,845	116990,383	46,787	***	
e2	308164,418	6586,575	46,787	***	

Squared Multiple Correlations: (Group number 1 - Default model)

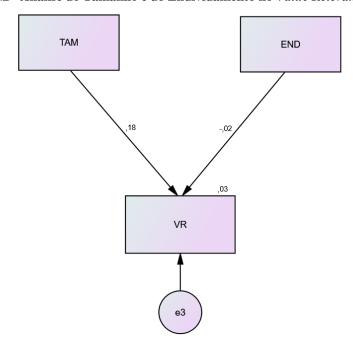
	Estimate
QA	,170

AIC

Model	AIC	BCC	BIC	CAIC
Default model	24,994	25,009		
Saturated model	18,000	18,016		
Independence model	854,508	854,519		

APÊNDICE D – RESULTADOS DOS MODELOS DE VALUE RELEVANCE

Modelo 3 - TAM e END- Análise do Tamanho e do Endividamento no Value Relevance



Notes for Model (Default model)

Computation of degrees of freedom (Default model)

Number of distinct sample moments: 9
Number of distinct parameters to be estimated: 8
Degrees of freedom (9 - 8): 1

Result (Default model)

Minimum was achieved

Chi-square = 8,994

Degrees of freedom = 1

Probability level = ,003

Estimates (Group number 1 - Default model)

Scalar Estimates (Group number 1 - Default model)

Maximum Likelihood Estimates

Regression Weights: (Group number 1 - Default model)

		Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
VR <	TAM	,015	,001	12,310	***	
VR <	END	,000	,000	-1,453	,146	

Standardized Regression Weights: (Group number 1 - Default model)

		Estimate
VR <	TAM	,183
VR <	END	-,022

Means: (Group number 1 - Default model)

	Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
TAM	17,307	,050	347,927	***	
END	69,279	35,359	1,959	,050	

Intercepts: (Group number 1 - Default model)

	Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
VR	,291	,022	13,146	***	

Variances: (Group number 1 - Default model)

	Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
TAM	10,833	,232	46,787	***	
END	5473599,845	116990,383	46,787	***	
e3	,075	,002	46,787	***	

Squared Multiple Correlations: (Group number 1 - Default model)

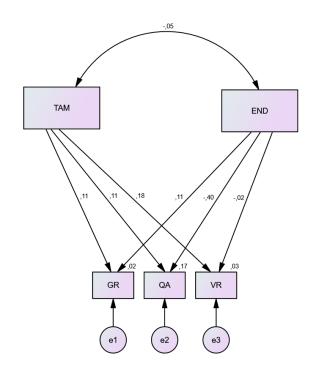
	Estimate
VR	,034

AIC

Model	AIC	BCC	BIC	CAIC
Default model	24,994	25,009		
Saturated model	18,000	18,016		
Independence model	173,560	173,571		

APÊNDICE E – RESULTADOS DO MODELO DE GERENCIAMENTO DE RESULTADOS, QUALIDADE DOS ACCRUALS E VALUE RELEVANCE

Modelo - Análise GR, QA, VR, TAM e END



Variable Summary (Group number 1)

Your model contains the following variables (Group number 1)

Observed, endogenous variables

VR

QA

GR

Observed, exogenous variables

TAM

END

Unobserved, exogenous variables

e3 e2

e2

Variable counts (Group number 1)

Number of variables in your model: 8
Number of observed variables: 5
Number of unobserved variables: 3
Number of exogenous variables: 5
Number of endogenous variables: 3

Notes for Model (Default model)

Computation of degrees of freedom (Default model)

Number of distinct sample moments: 20 Number of distinct parameters to be estimated: 17 Degrees of freedom (20 - 17): 3

Result (Default model)

Minimum was achieved

Chi-square = 1,846

Degrees of freedom = 3

Probability level = ,605

Estimates (Group number 1 - Default model)

Scalar Estimates (Group number 1 - Default model)

Maximum Likelihood Estimates

Regression Weights: (Group number 1 - Default model)

		Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
GR <	TAM	25,865	3,637	7,112	***	
QA <	TAM	19,953	2,552	7,819	***	
VR <	TAM	,015	,001	12,297	***	
GR <	END	,038	,005	7,335	***	
QA <	END	-,104	,004	-28,890	***	
VR <	END	,000	,000	-1,451	,147	

Standardized Regression Weights: (Group number 1 - Default model)

		Estimate
GR <	TAM	,106
QA <	TAM	,108
VR <	TAM	,183
GR <	END	,110
QA <	END	-,397
VR <	END	-,022

Means: (Group number 1 - Default model)

	Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
TAM	17,307	,050	347,927	***	
END	69,279	35,359	1,959	,050	

Intercepts: (Group number 1 - Default model)

	Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
VR	,291	,022	13,130	***	

	Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
QA	-380,712	44,964	-8,467	***	
GR	-462,289	64,082	-7,214	***	

Covariances: (Group number 1 - Default model)

		Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
TAM <>	END	-348,836	116,496	-2,994	,003	

Correlations: (Group number 1 - Default model)

		Estimate
TAM <>	END	-,045

Variances: (Group number 1 - Default model)

	Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
TAM	10,833	,232	46,787	***	
END	5473599,845	116990,383	46,787	***	
e3	,075	,002	46,787	***	
e2	308164,418	6586,575	46,787	***	
e1	625927,278	13378,302	46,787	***	

Squared Multiple Correlations: (Group number 1 - Default model)

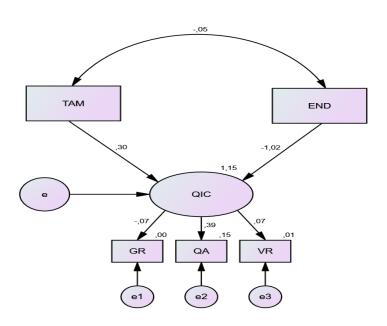
	Estimate
GR	,022
QA	,173
VR	,034

AIC

Model	AIC	BCC	BIC	CAIC
Default model	35,846	35,893		
Saturated model	40,000	40,055		
Independence model	1115,667	1115,694		

APÊNDICE F – RESULTADOS DO MODELO DE QUALIDADE DA INFORMAÇÃO CONTÁBIL

Modelo da qualidade da informação contábil, do tamanho e endividamento X2(4)=203,380; p=,000; X2/df=50,845 CFI=,816; RMSEA=,107; P(rmsea<0.05)=,000 ;MECVI=,054



Variable Summary (Group number 1)

Your model contains the following variables (Group number 1)

Observed, endogenous variables

VR

QA

GR

Observed, exogenous variables

END

TAM

Unobserved, endogenous variables

QIC

Unobserved, exogenous variables

e3

e2

e1

ا ک

Variable counts (Group number 1)

Number of variables in your model: 10
Number of observed variables: 5
Number of unobserved variables: 5
Number of exogenous variables: 6
Number of endogenous variables: 4

Notes for Model (Group number 1 - Default model)

The following variances are negative. (Group number 1 - Default model)

e
-8626,892

Estimates (Group number 1 - Default model)

Scalar Estimates (Group number 1 - Default model)

Maximum Likelihood Estimates

Regression Weights: (Group number 1 - Default model)

		Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
QIC <	END	-,103	,004	-28,765	***	
QIC <	TAM	21,496	2,487	8,645	***	
VR <	QIC	,000	,000	5,259	***	
QA <	QIC	1,000				
GR <	QIC	-,222	,048	-4,615	***	

Standardized Regression Weights: (Group number 1 - Default model)

		Estimate
QIC <	END	-1,018
QIC <	TAM	,299
VR <	QIC	,075
QA <	QIC	,387
GR <	QIC	-,066

Means: (Group number 1 - Default model)

	0 00 10 00 00				
	Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
TAM	17,307	,050	347,927	***	
END	69,279	35,359	1,959	.050	

Intercepts: (Group number 1 - Default model)

	Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
VR	,527	,008	64,270	***	
QA	-407,478	43,852	-9,292	***	
GR	68,792	22,992	2,992	,003	

Covariances: (Group number 1 - Default model)

		Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
END <>	TAM	-348,836	116,496	-2,994	,003	

Correlations: (Group number 1 - Default model)

		Estimate
END <>	TAM	-,045

Variances: (Group number 1 - Default model)

	Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
END	5473599,845	116990,383	46,787	***	
TAM	10,833	,232	46,787	***	
e	-8626,892	19778,999	-,436	,663	
e3	,077	,002	46,600	***	
e2	316831,276	20904,484	15,156	***	
e1	637459,062	13654,835	46,684	***	

<u>Squared Multiple Corre</u>lations: (Group number 1 - Default model)

	Estimate
QIC	1,154
GR	,004
QA	,150
VR	,006

Matrices (Group number 1 - Default model)

Factor Score Weights (Group number 1 - Default model)

	TAM	END	GR	QA	VR
QIC	22,133	-,106	,003	-,028	-10,139

Total Effects (Group number 1 - Default model)

	TAM	END	QIC
QIC	21,496	-,103	,000
GR	-4,762	,023	-,222
QA	21,496	-,103	1,000
VR	,002	,000	,000

Standardized Total Effects (Group number 1 - Default model)

	TAM	END	QIC
QIC	,299	-1,018	,000
GR	-,020	,067	-,066
QA	,116	-,395	,387
VR	,022	-,076	,075

Direct Effects (Group number 1 - Default model)

	TAM	END	QIC
QIC	21,496	-,103	,000
GR	,000	,000	-,222
QA	,000	,000	1,000
VR	,000	,000	,000

Standardized Direct Effects (Group number 1 - Default model)

	TAM	END	QIC
QIC	,299	-1,018	,000
GR	,000	,000	-,066
QA	,000	,000	,387
VR	,000	.000	.075

Indirect Effects (Group number 1 - Default model)

	TAM	END	QIC
QIC	,000	,000	,000
GR	-4,762	,023	,000
QA	21,496	-,103	,000
VR	,002	,000	,000

Standardized Indirect Effects (Group number 1 - Default model)

	TAM	END	QIC
QIC	,000	,000	,000

	TAM	END	QIC
GR	-,020	,067	,000
QA	,116	-,395	,000
VR	,022	-,076	,000

Modification Indices (Group number 1 - Default model)

Covariances: (Group number 1 - Default model)

		M.I.	Par Change
e1 <>	TAM	69,596	330,867
e3 <>	TAM	112,982	,147
e3 <>	END	13,126	35,570

Model Fit Summary

CMIN

Model	NPAR	CMIN	DF	P	CMIN/DF
Default model	16	203,380	4	,000	50,845
Saturated model	20	,000	0		
Independence model	10	1095,667	10	,000	109,567

Baseline Comparisons

Model	NFI Delta1	RFI rho1	IFI Delta2	TLI rho2	CFI
Default model	,814	,536	,817	,541	,816
Saturated model	1,000		1,000		1,000
Independence model	,000	,000	,000	,000	,000

Parsimony-Adjusted Measures

Model	PRATIO	PNFI	PCFI
Default model	,400	,326	,327
Saturated model	,000	,000	,000
Independence model	1,000	,000	,000

NCP

Model	NCP	LO 90	HI 90
Default model	199,380	156,345	249,831
Saturated model	,000	,000	,000
Independence model	1085,667	980,675	1198,041

FMIN

Model	FMIN	F0	LO 90	HI 90
Default model	,046	,046	,036	,057
Saturated model	,000	,000	,000	,000
Independence model	,250	,248	,224	,274

RMSEA

Model	RMSEA	LO 90	HI 90	PCLOSE
Default model	,107	,094	,119	,000
Independence model	,157	,150	,165	,000

AIC

Model	AIC	BCC	BIC	CAIC
Default model	235,380	235,424		
Saturated model	40,000	40,055		
Independence model	1115,667	1115,694		

ECVI

Model	ECVI	LO 90	HI 90	MECVI
Default model	,054	,044	,065	,054
Saturated model	,009	,009	,009	,009
Independence model	,255	,231	,281	,255

HOELTER

Model	HOELTER .05	HOELTER .01
Default model	205	286
Independence model	74	93