



UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA - UnB
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE - FACE
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS CONTÁBEIS E ATUARIAIS - CCA

QUALIDADE CONTÁBIL: ANÁLISE DE FATORES
ENDÓGENOS E EXÓGENOS

GUSTAVO AMORIM ANTUNES

Brasília/DF

2014

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA - UnB
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE - FACE
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS CONTÁBEIS E ATUARIAIS – CCA

Programa Multiinstitucional e Inter-regional de Pós Graduação em Ciências Contábeis
UnB/UFPB/UFRN

Curso de Doutorado em Ciências Contábeis

QUALIDADE CONTÁBIL: ANÁLISE DE FATORES
ENDÓGENOS E EXÓGENOS

GUSTAVO AMORIM ANTUNES

Tese apresentada como requisito parcial à obtenção do título de Doutor em Ciências Contábeis ao Programa Multiinstitucional e Interregional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade de Brasília - UnB, Universidade Federal da Paraíba - UFPB e Universidade Federal do Rio Grande do Norte - UFRN.

Orientador: Prof. Ph.D. Otávio Ribeiro de Medeiros.

Brasília/DF

2014

Divisão de Serviços Técnicos

Catálogo da Publicação na Fonte. UnB / Biblioteca Central

Antunes, Gustavo Amorim

Qualidade contábil: análise de fatores endógenos e exógenos / Gustavo Amorim Antunes

– Brasília/DF, 2014. 125 f.

Orientador: Prof. Ph.D. Otávio Ribeiro de Medeiros.

Tese (Doutorado) – Universidade de Brasília (UnB). Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade (FACE). Programa Multiinstitucional e Inter-regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da UnB, UFPB e UFRN.

1. Conservadorismo – 2. Relevância contábil – 3. Oportunidade contábil – 4. Gerenciamento de resultados

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA (UnB)

Reitor:

Professor Doutor Ivan Marques de Toledo Camargo

Vice-Reitora:

Professora Doutora Sônia Nair Bão

Decano de Pesquisa e Pós-Graduação:

Professor Doutor Jaime Martins de Santana

Diretor da Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade (FACE):

Professor Doutor Roberto de Goes Ellery Junior

Chefe do Departamento de Ciências Contábeis e Atuariais (CCA):

Professor Doutor José Antônio de França

Coordenador-Geral do Programa Multiinstitucional e Inter-regional de Pós-Graduação em

Ciências Contábeis UnB/UFPB/UFRN:

Professor Doutor Rodrigo de Souza Gonçalves

TERMO DE APROVAÇÃO

GUSTAVO AMORIM ANTUNES

QUALIDADE CONTÁBIL: ANÁLISE DE FATORES
ENDÓGENOS E EXÓGENOS

Tese apresentada ao Programa Multiinstitucional e Inter-regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis UnB/UEPB/UFRN, como requisito para a obtenção do título de Doutor em Ciências Contábeis.

Comissão Examinadora:

Prof. PhD. Otávio Ribeiro de Medeiros

Presidente da Comissão Examinadora

Prof. Dr. Paulo Roberto Barbosa Lustosa

Membro Examinador Interno

Prof. Dr. Márcio André Veras Machado

Membro Examinador Externo

Prof. Dr. Fábio Moraes da Costa

Membro Examinador Externo

Prof. Dr. Wagner Moura Lamounier

Membro Examinador Externo

Brasília, 24 de outubro de 2013

RESUMO

A literatura especializada apresenta métricas alternativas para avaliar a qualidade contábil, entre as quais se destacam quatro modelos econométricos de conservadorismo, oportunidade, relevância e poder preditivo dos *accruals*. Com base neles, buscou-se verificar se a qualidade contábil no Brasil e nos Estados Unidos da América considerando a influência de três fatores exógenos, três fatores endógenos e dois aspectos metodológicos. Os fatores exógenos pesquisados foram: 1) diferenças institucionais entre países *code* e *commom law* como Brasil e Estados Unidos da América; 2) avanços institucionais específicos do Brasil em 2000, com a criação do Novo Mercado da BM&FBOVESPA e a conclusão do processo de estabilização econômica pela Lei de Responsabilidade Fiscal – LRF; e 3) aperfeiçoamento contábil específico do Brasil em 2007, com a introdução das normas internacionais e do Regime Tributário de Transição – RTT. Os fatores endógenos pesquisados foram oportunidade de crescimento, endividamento e nível de *accrual* discricionário. Os dois aspectos metodológicos analisados foram: a) presença de endogeneidade nos modelos de qualidade contábil; e b) profusão de métricas de *accruals* discricionários usadas nas pesquisas de gerenciamento de resultados. Os resultados desta pesquisa indicam qualidade contábil superior nos Estados Unidos, em comparação ao Brasil, e a existência de efeito positivo dos fatores endógenos e exógenos sobre a qualidade contábil brasileira. Sobre a endogeneidade, os resultados de dois modelos tornam-se inconsistentes quando são estimados por mínimos quadrados em dois estágios, o que sugere a necessidade de se aprofundar a discussão sobre suas propriedades estatísticas. Por fim, verificou-se que os diversos modelos de gerenciamento usados para separar o *accrual* discricionário apresentam forte correlação entre si apenas quando se baseiam no mesmo método de cálculo do *accrual* total. Isso sugere que a escolha da métrica de *accrual* total é mais importante que o modelo de participação do *accrual* discricionário.

PALAVRAS-CHAVE: Conservadorismo, relevância contábil, oportunidade contábil, gerenciamento de resultados.

CÓDIGO JEL: M41 – Administração e Economia de Negócios, Marketing e Contabilidade – Contabilidade e Auditoria – Contabilidade.

ABSTRACT

Specialized literature suggests some accounting quality metrics, with emphasis to four econometric models related to conservatism, timeliness, value relevance and accrual predictive power. Using them, this research verifies accounting quality in Brazil and in United States of America considering three exogenous factors, three endogenous factors and two methodology issues. The three exogenous factors are: 1) institutional differences between code and common law countries, such as Brazil and United States of America; 2) Brazilian institutional advance in 2000, after creation of a governance level in BM&FBOVESPA and conclusion of economic stabilization process; and 3) Brazilian accounting improvement in 2007, after the introduction of international accounting standards and transition fiscal regime. The three endogenous factors are growth opportunities, leverage and discretionary accrual level. The two methodology issues are: a) endogeneity in accounting quality models; and b) large number of metrics to calculate discretionary accruals. Our results reveal higher accounting quality in United States, compared to Brazil, and positive effect of endogenous and exogenous factors on Brazilian accounting quality. About endogeneity, the results of two models became inconsistent when statistical correction for endogeneity was made, suggesting necessity to discuss their statistical properties. Finally, the various models used to identify discretionary accruals presented high correlation only when using the same method to calculate total accruals, indicating that the choice about total accruals is more important than the model to identify discretionary accruals.

KEY-WORDS: Conservatism, value relevance, timeliness, earnings management.

JEL CODE: M41 – Business Administration and Business Economics; Marketing; Accounting – Accounting and Auditing – Accounting.

SUMÁRIO

CAPÍTULO 1: INTRODUÇÃO	10
CAPÍTULO 2: QUESTÕES DE PESQUISA	14
CAPÍTULO 3: REFERENCIAL TEÓRICO	17
3.1. ESTRUTURA CONCEITUAL DA CONTABILIDADE	20
3.2. QUALIDADE CONTÁBIL E SUAS MÉTRICAS EMPÍRICAS	23
3.3. RELEVÂNCIA	24
3.4. OPORTUNIDADE	31
3.5. CONSERVADORISMO	33
3.6. PODER PREDITIVO DOS ACCRUALS	35
3.7. GERENCIAMENTO DE RESULTADOS	40
3.8. RESUMO DAS MÉTRICAS EMPÍRICAS DE QUALIDADE CONTÁBIL	44
CAPÍTULO 4: FATORES EXÓGENOS	46
4.1. METODOLOGIA	49
4.2. AMOSTRA	51
4.3. RESULTADOS	52
CAPÍTULO 5: FATORES ENDÓGENOS	61
5.1. METODOLOGIA	63
5.2. AMOSTRA	66
5.3. RESULTADOS	67
CAPÍTULO 6: CONSIDERAÇÕES METODOLÓGICAS	72
6.1. ENDOGENEIDADE	72
6.2. RESULTADO DO TESTE DE SENSIBILIDADE	73
6.3. PROFUSÃO DE MÉTRICAS DE ACCRUALS DISCRICIONÁRIOS	76
6.4. MÉTRICAS DISPONÍVEIS NA LITERATURA	77
6.5. METODOLOGIA PARA ANÁLISE DE CORRELAÇÃO	81
6.6. RESULTADOS DA ANÁLISE DE CORRELAÇÃO	82
CAPÍTULO 7: CONCLUSÕES	87
REFERÊNCIAS	90
ANEXO I – LISTA DE SIGLAS	103
ANEXO II – LISTA DE EQUAÇÕES	106
ANEXO III – CORRELAÇÃO DAS MÉTRICAS DE ACCRUAL DISCRICIONÁRIO	108
ANEXO IV – PRESSUPOSTOS DAS REGRESSÕES	110
ANEXO V – RESULTADOS DOS PRESSUPOSTOS ESTATÍSTICOS	121

QUADROS

Quadro 1: Resumo dos modelos de qualidade contábil	45
Quadro 2: Teste de efeito país	50
Quadro 3: Teste do fator exógeno – avanços institucionais e contábeis	51
Quadro 4: Teste incondicional do fator endógeno	64
Quadro 5: Teste condicional do fator endógeno	65
Quadro 6: Interpretação do diagnóstico de painel	112
Quadro 7: Resumo dos pressupostos da regressão	120
Quadro 8: Evidências sobre pressupostos da regressão e ajustes necessários	124

TABELAS

Tabela 1: Amostra inicial	51
Tabela 2: Amostra final, desbalanceada	52
Tabela 3: Significância da variável de controle setorial	53
Tabela 4: Resultados dos modelos de qualidade contábil em cada país	55
Tabela 5: Resultados teste de efeito país	57
Tabela 6: Resultados teste de efeito de avanço institucional	58
Tabela 7: Resultados teste de efeito do avanço contábil	59
Tabela 8: Resultados do teste de cada avanço isolado	60
Tabela 9: Indicadores institucionais do Brasil e EUA	62
Tabela 10: Apuração do accrual discricionário	67
Tabela 11: Resultados teste de fator endógeno incondicional	69
Tabela 12: Resultados teste de fator endógeno condicional	71
Tabela 13: Análise de sensibilidade para o Modelo (A)	74
Tabela 14: Análise de sensibilidade para o Modelo (B)	74
Tabela 15: Análise de sensibilidade para o Modelo (C)	75
Tabela 16: Análise de sensibilidade para o Modelo (D)	75
Tabela 17: Estatística descritiva das métricas de accrual total	82
Tabela 18: Correlação entre as 05 métricas de accruals totais	83
Tabela 19: Estatística descritiva das 35 métricas de accruals discricionários	84
Tabela 20: Poder explicativo dos modelos de accruals não-discricionários	85
Tabela 21: Correlação entre as 35 proxies de accrual discricionário	108
Tabela 22: Coeficientes e valores-p apurados nos modelos de accrual discricionário	109
Tabela 23: Teste de relação linear	121
Tabela 24: Diagnóstico de painel	122
Tabela 25: Teste de raiz unitária	123

CAPÍTULO 1: INTRODUÇÃO

O risco moral é inerente ao processo contábil, pois as demonstrações contábeis divulgadas ao usuário externo são elaboradas pelas próprias empresas, de modo que a fiscalização e análise do investidor são baseadas em informações preparadas pelo próprio agente fiscalizado. Isso pode induzir a empresa a não retratar sua realidade econômica fielmente, prejudicando a formação de expectativas realistas sobre seu fluxo de caixa futuro.

Anteriormente, a qualidade contábil e suas características qualitativas eram avaliadas apenas conceitualmente. Porém após os trabalhos pioneiros de Ball e Brown (1968) e Beaver (1968), a pesquisa contábil se direcionou para a abordagem positiva e as propriedades conceituais da contabilidade passaram a ser pesquisadas empiricamente.

A partir da década de 90, Jones (1991), Basu (1997), Amir e Lev (1996) – em linha com o trabalho de Ohlson (1995) – e Dechow e Dichev (2002) propuseram modelos econométricos para mensurar cinco características qualitativas da contabilidade relativas a gerenciamento de resultado, oportunidade, conservadorismo, relevância e poder preditivo dos *accruals*. Apesar de existirem diversas métricas para se avaliar a qualidade contábil, as regressões propostas por esses autores se firmaram entre os principais modelos da contabilidade financeira moderna e são amplamente utilizados nas pesquisas empíricas da área. Essa assertiva pode ser confirmada em consulta à quantidade de citações no *Google Scholar*, conforme Ball, Kothari e Nikolaev (2013, p. 2). No dia 31.3.2013, observou-se 3.506 citações de Jones (1991), 3.374 de Ohlson (1995), 2.045 de Basu (1997) e 1.553 de Dechow e Dichev (2002). No mesmo período, Ball e Brown (1968) tinham 4.188 citações e Beaver (1968), 1.813.

No Brasil, a partir de 2006, os periódicos passaram a publicar testes individuais de alguns desses modelos no Brasil, a exemplo de Costa, Lopes e Costa (2006), Costa e Lopes (2007) e Martinez (2008). Em seguida, Antunes (2007) e Lopes (2008) utilizaram dois desses modelos – Basu (1997) para conservadorismo e Amir e Lev (1996) para relevância – em conjunto para avaliar a qualidade contábil brasileira. Não foi identificado nenhum trabalho nacional sobre poder preditivo dos *accruals*, nem sobre os efeitos do gerenciamento de resultado nos modelos de qualidade contábil, e apenas Antunes (2007) investiga especificamente a oportunidade contábil, já que os trabalhos que utilizam o modelo de Basu (1997) focam apenas o conservadorismo.

De modo geral, as pesquisas nacionais sugerem que a contabilidade brasileira é relevante, mas não há indícios robustos sobre oportunidade ou conservadorismo, conforme

Antunes (2010, pp. 8-11). Porém, as pesquisas anteriores utilizaram amostras sempre consolidadas, geralmente com todas as empresas da BM&FBOVESPA, com série histórica acumulada desde 1995 e sem considerar variável de controle. Assim, é possível que os resultados possam mudar com a introdução de fatores endógenos, exógenos e de controle.

Nesse contexto, este trabalho amplia as pesquisas nacionais sobre qualidade contábil da seguinte forma: a) estuda cinco características qualitativas da contabilidade sobre gerenciamento de resultado, relevância, oportunidade, conservadorismo, poder preditivo dos *accruals*; b) estima quatro dos principais modelos econométricos da literatura contábil-financeira, quais sejam, Jones (1991), Basu (1997), Amir e Lev (1996) e Dechow e Dichev (2002); c) avalia três fatores endógenos e três exógenos, isoladamente e em conjunto; e d) introduz variável de controle setorial.

De início, este trabalho assume que as diferenças setoriais são importantes e que podem afetar a qualidade contábil das empresas. Assim, a 1ª hipótese de trabalho é que a inclusão de *dummies* setoriais nos modelos de qualidade contábil irá exibir resultados estatisticamente significantes, não sendo relevante para esta pesquisa avaliar o sinal obtido em seus coeficientes.

Para avaliar os fatores exógenos, foram feitos três testes: 1º) as empresas brasileiras foram comparadas com as norte-americanas, 2º) a amostra brasileira foi avaliada após avanços institucionais do Brasil no ano 2000, como o surgimento do Novo Mercado da BM&FBOVESPA e a conclusão do processo de estabilização econômica com a Lei de Responsabilidade Fiscal – LRF; e 3º) a amostra brasileira foi avaliada após aperfeiçoamento contábil em 2007, com a introdução das normas internacionais de contabilidade e do Regime Tributário de Transição – RTT.

Na esfera jurídica os países podem ser classificados em dois grupos pela tradição normativa: a) países com tradição de direito consuetudinário como os Estados Unidos são denominados de *common law*; e b) países com tradição de direito romano como o Brasil são denominados *code law*. Isso afeta a contabilidade porque as normas *code law* sofrem maior influência governamental, enquanto que as normas *common law* são autorreguladas pelos profissionais da área. Além disso, os países *common law* tendem a apresentar mercado de capitais mais desenvolvido, como ocorre na comparação entre Estados Unidos e Brasil. O desenvolvimento do mercado de capitais reduz a concentração acionária e a dependência do crédito bancário, sendo que o acionista controlador e as instituições financeiras podem exigir informações gerenciais e prescindir do *disclosure* contábil. Por fim, nos mercados desenvolvidos, a base de investidores tende a ser mais sofisticada e exigente em relação à

contabilidade. Dessa forma, a 2ª hipótese deste trabalho é que os Estados Unidos exibem maior qualidade contábil do que o Brasil.

Ao pesquisar o Brasil isoladamente, os avanços ocorridos em 2000 e em 2007 são importantes para a qualidade contábil. Em 2000, a estabilização econômica iniciada pelo Plano Real foi consolidada pela edição da Lei Complementar nº 101/00 (LRF), favorecendo o processo de formação de expectativas dos investidores, e o surgimento do Novo Mercado da BM&FBOVESPA representa desenvolvimento do mercado acionário nacional, que tende a gerar os efeitos citados no parágrafo anterior. Assim, a 3ª hipótese deste trabalho é que o Brasil exibe maior qualidade contábil a partir de 2001.

Em 2007, a Lei nº 11.638/07 introduziu três novos parágrafos no art. 177 da Lei nº 6.404/76: a) o §5º altera o padrão contábil nacional com a adoção das normas internacionais; b) o §7º determina que os lançamentos contábeis efetuados para harmonização com as normas internacionais não poderão ser base para incidência tributária; e c) o §2º separa a contabilidade societária das disposições fiscais. Destaca-se que a neutralidade do novo padrão contábil foi reafirmada pela Medida Provisória nº 449/08, convertida na Lei nº 11.941/09, cujo art. 15 institui o RTT. O ano de 2007 marca, portanto, dois eventos contábeis importantes: mudança para o padrão internacional considerado de qualidade superior e autonomia da contabilidade societária com menor interferência fiscal. Logo, a 4ª hipótese deste trabalho é que o Brasil exibe maior qualidade contábil a partir de 2008.

Para avaliar os fatores endógenos, os modelos foram testados na amostra geral, com empresas do Brasil e dos Estados Unidos, adicionando-se variável *dummy* adicional para captar a influência de três características da firma: oportunidades de crescimento, endividamento e *accrual* discricionário. Além disso, testou-se também a interação dessas características com o país sede da empresa.

As oportunidades de crescimento e o endividamento geram necessidade de recursos nas empresas que tendem a aumentar a qualidade contábil para facilitar a captação no mercado. Portanto, as hipóteses nº 5 e 6 deste trabalho são que as empresas com maior necessidade de financiamento, medidas pelas oportunidades de crescimento ou endividamento, respectivamente, exibem maior qualidade contábil.

Os *accruals* discricionários tendem a diminuir a qualidade contábil devido à maior exposição ao gerenciamento de resultados. Em linha, a 7ª hipótese deste trabalho é que as empresas com menor nível de *accruals* discricionários exibem maior qualidade contábil.

Por outro lado, espera-se que os fatores endógenos sejam mais importantes onde as instituições são mais fracas. Com isso, a 8ª hipótese desse trabalho é que o efeito das variáveis

endógenas (crescimento, endividamento e *accruals* discricionários) sobre a qualidade contábil das empresas é maior no Brasil do que nos Estados Unidos.

Além disso, ao empreender esta pesquisa, observou-se que os modelos de qualidade contábil são comumente estimados por Mínimos Quadrados Ordinários – MQO, sem ajustes de endogeneidade, inclusive em periódicos internacionais, e que as pesquisas sobre gerenciamento de resultados se baseiam em diversos métodos alternativos de cálculo dos *accruals* discricionários. Assim, buscou-se avaliar também se os resultados obtidos por MQO e por Mínimos Quadrados em Dois Estágios – MQ2E são similares e se existe correlação entre as diversas métricas de *accrual* discricionário.

Considerando que as pesquisas internacionais estimam os modelos de qualidade contábil por MQO, como 9ª hipótese de trabalho, espera-se que os resultados por MQO e MQ2E sejam qualitativamente similares, para justificar a escolha vigente na literatura.

Da mesma forma, considerando que as pesquisas internacionais estudam o gerenciamento de resultados por intermédio de vários métodos distintos de cálculo dos *accruals* discricionários, como 10ª hipótese de trabalho, espera-se encontrar forte correlação entre as diversas métricas de *accrual* discricionário.

Dessa forma, este trabalho apresenta contribuições também no âmbito internacional, ao discutir aspectos metodológicos como endogeneidade nos modelos de qualidade contábil e a profusão de métricas para pesquisar o gerenciamento de resultado. Destaca-se que a introdução de variável de controle setorial, a investigação de fatores endógenos em um país emergente (Brasil) e a análise simultânea de cinco características contábeis também são contribuições importantes no cenário internacional, pois são poucos os trabalhos que abordam esses aspectos.

CAPÍTULO 2: QUESTÕES DE PESQUISA

O objetivo geral deste trabalho é estudar a qualidade contábil de forma ampliada e integrada, em linha com o trabalho de Dechow, Ge e Schrand (2010), que empreendeu revisão de 300 artigos relevantes sobre o tema, envolvendo diversas métricas de qualidade e sua associação com diversos incentivos endógenos e exógenos.

Aqui, foram avaliadas cinco características qualitativas relativas a gerenciamento de resultado, conservadorismo, oportunidade, relevância e poder preditivo dos *accruals*, a partir de modelos econométricos tradicionais da literatura e avaliando três fatores endógenos e três exógenos, com amostra de empresas do Brasil e dos Estados Unidos.

A motivação principal para esta pesquisa é a constatação de que as pesquisas nacionais sobre qualidade contábil se concentram na aplicação individual de apenas dois modelos, de relevância e conservadorismo, e que os resultados gerais dessas pesquisas não exibem indícios robustos de qualidade contábil (ANTUNES, 2010, pp. 8-11). Assim, considerando que a qualidade contábil pode ser afetada por fatores endógenos, exógenos e de controle, buscou-se avaliar sete questões:

- Variáveis de controle:

I) As diferenças setoriais são importantes para estimar os modelos econométricos de qualidade contábil?

H1: Espera-se que o intercepto dos modelos de qualidade contábil apresente diferenças significantes entre os diversos **setores** da economia.

- Fatores exógenos:

II) Os modelos econométricos de qualidade contábil exibem resultados similares em países *commom* e *code law*?

H2: Espera-se que os **Estados Unidos** apresentem maior qualidade contábil do que o Brasil.

III) Os resultados brasileiros mudam após avanços institucionais em 2000, como desenvolvimento do mercado de capitais e conclusão do processo de estabilização econômica?

H3: Espera-se que as empresas brasileiras apresentem maior qualidade contábil a partir de **2001**.

IV) Os resultados brasileiros mudam após aperfeiçoamentos contábeis em 2007, como introdução das normas internacionais e do RTT?

H4: Espera-se que as empresas brasileiras apresentem maior qualidade contábil a partir de **2008**.

- Fatores endógenos:

V) A necessidade de financiamento das empresas, avaliada pelas oportunidades de crescimento ou pelo endividamento, alteram os resultados dos modelos econométricos de qualidade contábil?

H5: Espera-se que empresas com maiores oportunidades de **crescimento** apresentem maior qualidade contábil.

H6: Espera-se que empresas com maior **endividamento** apresentem maior qualidade contábil.

VI) O gerenciamento de resultado, avaliado pelo nível de *accruals* discricionário, altera os resultados dos modelos econométricos de qualidade contábil?

H7: Espera-se que empresas com menor nível de *accruals* discricionários apresentem maior qualidade contábil.

VI) A influência dos fatores endógenos sobre os modelos de qualidade contábil é similar em países *commom* e *code law*?

H8: Espera-se que os **fatores endógenos** sejam mais significantes **no Brasil** do que nos Estados Unidos.

Não obstante, ao realizar esta pesquisa, observou-se que os modelos de qualidade contábil são comumente estimados sem ajustes de endogeneidade, inclusive em periódicos internacionais, e que existem diversos métodos para apurar os *accruals* discricionários usados nas pesquisas de gerenciamento de resultados. Assim, buscou-se avaliar também duas questões metodológicas adicionais:

VIII) Os resultados dos modelos de qualidade contábil se alteram após os ajustes por endogeneidade?

H9: Espera-se que as estimações por MQO e **MQ2E** gerem resultados qualitativamente similares.

IX) Os diversos métodos de se calcular os *accruals* discricionários são similares?

H10: Espera-se encontrar forte correlação entre as diversas **métricas de *accrual*** discricionário.

CAPÍTULO 3: REFERENCIAL TEÓRICO

O principal objetivo da pesquisa de contabilidade no mercado de capitais é avaliar se os relatórios contábeis possuem informação útil para os investidores (NEGAKIS, 2005, p. 1). Essa linha de pesquisa surgiu dos trabalhos empíricos de Ball e Brown (1968) e Beaver (1968) com suporte da teoria de finanças.

Sharpe (1964) e Lintner (1965) desenvolveram o mais conhecido modelo de precificação de ativos, denominado *Capital Asset Pricing Model* – CAPM, capaz de estimar o retorno esperado das ações. Por outro lado, Fama (1970) formulou a Hipótese de Mercados Eficientes, segundo a qual informações passadas não afetam a expectativa de retorno. Nesse contexto, Ball e Brown (1968) e Beaver (1968) investigaram se as ações apresentavam movimentos inesperados (nível de preço e volume negociado, respectivamente) nas proximidades da data de divulgação contábil. Ao confirmar a existência dessas anormalidades, Ball e Brown (1968) e Beaver (1968) concluíram que os relatórios financeiros possuem informações novas capazes de afetar a expectativa dos investidores. Com isso, Ball e Brown (1968) e Beaver (1968) quebraram o paradigma normativista e propiciaram o surgimento da contabilidade positiva, com três vertentes envolvendo mercado de capitais (NEGAKIS, 2005, p. 2).

A primeira vertente representa um novo método empírico de investigação, denominado estudo de eventos, que consiste em analisar a evolução de certa variável (preço da ação) durante a ocorrência de determinado fenômeno (divulgação contábil). Ball e Brown (1968) e Beaver (1968) demonstraram que os investidores realmente reagem à informação financeira e identificaram que a maior parte dos movimentos anormais ocorria antes do evento contábil, sinalizando que a informação contida nos relatórios era antecipada pelos investidores, a partir de fontes mais oportunas. Isso induziu alguns pesquisadores a repetir esse tipo de pesquisa com dados trimestrais, disponíveis aos investidores de forma mais rápida e frequente. Esses estudos também corroboraram a utilidade da informação contábil, inclusive como instrumento para validar e confirmar as expectativas formadas antecipadamente.

A segunda vertente equivale a testes de relevância que avaliam a relação direta entre preço e lucro. Inicialmente, os trabalhos testavam a variação do preço contra a variação do lucro, mas Easton e Harris (1991) propuseram incluir o próprio lucro na regressão, a partir de um modelo de avaliação baseado no Patrimônio Líquido (PL) e no Lucro. Ao testarem a regressão múltipla, os autores observaram significância estatística para o lucro e sua variação.

Ainda, o respectivo R^2 ajustado apresentou-se superior ao R^2 das regressões simples feitas com cada variável isolada. O trabalho dos autores também é importante por ser a primeira tentativa empírica de se combinar Lucro e PL em avaliação de empresas. Isso ficaria consolidado com os trabalhos de Ohlson (1995), Feltham e Ohlson (1995) e Amir e Lev (1996). Os testes de relevância podem assumir várias formas. Em alguns casos, o retorno da ação é regredido com diferentes métricas de lucro (GAAP's diferentes, por exemplo) para se verificar o maior coeficiente R^2 . Em outras situações, a variável contábil de interesse é inserida em algum modelo de avaliação para testar sua contribuição incremental. Ainda, pode-se utilizar o estudo de evento, pressupondo que oscilação de preço reflete a relevância da informação contábil. Pode-se testar também a relação do preço das ações com variáveis de balanço ou métricas de gerenciamento de resultado.

Além dos testes de relevância, pode-se avaliar a qualidade contábil com outros modelos econométricos ou por outras métricas. Alguns desses modelos e métricas são discutidos por Richardson e Tinaikar (2004) e Ewert e Wagenhofer (2011). Negakis (2005, p. 13) afirma que a qualidade contábil pode ser avaliada, entre outros, por: a) práticas contábeis consistentes e conservadoras; b) lucro pré-imposto recorrente e derivado das atividades operacionais; e c) vendas que se convertem em caixa rapidamente.

Adicionalmente, Barth, Landsman e Lang (2008) utilizam as seguintes métricas de qualidade contábil: a) variância do resíduo de regressão da variação do lucro ou do fluxo de caixa contra variáveis de controle; b) correlação entre os resíduos das regressões do fluxo de caixa e dos *accruals* contra variáveis de controle; c) coeficiente de *dummy* para rentabilidade do ativo positiva $< +1\%$ ou negativa $< -20\%$ em regressão com outras variáveis de controle; d) R^2 do modelo de Amir e Lev (1996); e e) R^2 de regressão do lucro contra o retorno das ações.

Especificamente sobre a regressão retorno/lucro, Lev (1989) identificou 19 estudos publicados em 'top journals' com R^2 inferior a 10% e destacou que diversos estudos indicam a perda de importância da contabilidade. De acordo com o autor, isso poderia ser explicado pela antecipação do lucro por outras fontes e por sua baixa qualidade informacional. Assim, ele sugere que os princípios contábeis de mensuração e avaliação sejam aprofundados, bem como a investigação acerca do gerenciamento de resultados.

A terceira vertente avalia o nível de divulgação financeira. Em um mercado perfeito, as empresas poderiam maximizar a relação custo/benefício da divulgação e tenderiam a fornecer uma quantidade ótima de informações desejadas pelos investidores. Contudo, os dados contábeis podem ser considerados bens públicos, pois o atual acionista custeia sua

produção na empresa, mas não pode cobrar pelo uso dos investidores potenciais e demais interessados. Logo, podem-se investigar quais imperfeições de mercado geram necessidade de divulgações obrigatórias e qual a reação do investidor ao receber essas informações.

Nesse contexto, algumas pesquisas testam a relevância dos novos padrões contábeis. Incluem-se também aqui os estudos sobre a contribuição dos auditores para a confiabilidade das informações. Apesar dos bancos exigirem auditoria independente de empresas em que a auditoria não é obrigatória, Negakis (2005) alega que há pouca evidência de que os auditores aumentam a credibilidade contábil, especialmente em mercados emergentes, e cita trabalhos de Watts e Zimmerman (1981), que aplicaram questionário em grupo de auditores e suas respostas indicaram tendência de agirem no interesse de quem lhes contrata.

Kothari (2001) fornece revisão ampla e detalhada sobre a pesquisa contábil no mercado de capitais. Essa linha de pesquisa está em sintonia com a abordagem da informação (*information approach*), em cuja visão o objetivo das demonstrações financeiras é prover informação útil para tomada de decisão. Para tanto, a contabilidade precisa ser relevante e representar fielmente a realidade econômica, o que pode ser enaltecido com características qualitativas de comparabilidade, verificabilidade, oportunidade e compreensibilidade (FASB, 2010, item QC4).

Inicialmente, as características qualitativas da contabilidade eram discutidas em termos conceituais e teóricos. Porém, à luz do novo paradigma de contabilidade positiva e a partir dos trabalhos de Jones (1991), Amir e Lev (1996), Basu (1997), Dechow e Dichev (2002), foi possível investigá-las empiricamente por meio de modelos econométricos.

No Brasil, é comum, nas pesquisas empíricas, o uso de um único modelo, sendo que Antunes (2007), Lopes (2008), Antunes *et al* (2010) e Paulo, Cavalcante e Melo (2012) utilizaram dois desses modelos em conjunto: Basu (1997) e Amir e Lev (1996), especificamente. De acordo com a revisão da literatura feita por Antunes *et al* (2010, pp. 8-11), a análise consolidada dessas pesquisas permite inferir que as informações contábeis das empresas brasileiras exibem sinais de relevância, mas sem indícios robustos de oportunidade e conservadorismo. Nesse contexto, este trabalho buscou investigar se tais resultados poderiam mudar devido a avanços institucionais, por características individuais das firmas, variável de controle ou com a introdução dos modelos de Jones (1991) e Dechow e Dichev (2002).

3.1. Estrutura conceitual da contabilidade

A Estrutura Conceitual da Contabilidade – ECC é um documento que define o objetivo das demonstrações financeiras, suas características qualitativas, seus elementos e os critérios de reconhecimento e mensuração, no intuito principal de orientar a elaboração e aplicação dos pronunciamentos contábeis.

Nos Estados Unidos, a ECC evoluiu a partir dos GAAP's – *Generally Accepted Accounting Principles* surgidos em 1930, passando pelo ASOBAT – *A Statement of Basic Accounting Theory* em 1966, pelo pronunciamento nº 4 do APB – *Accounting Principles Board* de 1970 e pela série de documentos intitulados SFAC's – *Statement of Financial Accounting Concepts*, editados a partir de 1978. No cenário internacional, a ECC evoluiu a partir das Diretivas da União Europeia nºs 4 e 7, de 1978 e 1983, respectivamente (Paulo, 2002, p. 53), passando pelo *Framework* editado em 1989.

O processo de convergência entre o órgão internacional, *International Accounting Standard Board* – IASB, e o órgão norte americano, *Financial Accounting Standard Board* – FASB, teve início em 2002 com a assinatura da carta de intenções intitulada *Norwalk Agreement*. Em 2004, a convergência alcançou o tema específico da ECC, quando se formalizou o projeto de unificação da ECC de ambos os órgãos (*Frameworkproject*). A adoção de uma única ECC pelo FASB e pelo IASB favorece todo o processo de convergência, torna os pronunciamentos contábeis mais consistentes e alinha o entendimento individual de seus membros. Nesse sentido, dois integrantes do FASB/IASB comentam:

“Without the guidance provided by an agreed-upon Framework, standard setting ends up being based on the individual concepts developed by each member of the standard-setting body. (...) That concern is not merely hypothetical: substantial difficulties in reaching agreement in its first standards projects was a major reason that the FASB members decided to devote substantial effort to develop a conceptual Framework.” (Bullen e Crook, 2005, pp. 1-2)

Para facilitar a elaboração de uma ECC unificada por IASB/FASB, seu conteúdo foi separado em módulos para discussão separada: a) objetivos e atributos das demonstrações financeiras; b) definição de entidade relatante; c) elementos contábeis; d) critérios de reconhecimento e mensuração; e) escopo da divulgação financeira; f) propósito da estrutura conceitual; e g) entidades não lucrativas.

O módulo sobre objetivos e atributos das demonstrações financeiras foi finalizado em setembro de 2010, com a emissão de uma norma unificada intitulada *Conceptual*

Framework for Financial Reporting – CFFR. Nos Estados Unidos essa norma é codificada como SFAC nº 8. Essa norma substituiu os SFAC’s nº 1 e 2 do FASB e dois capítulos do *Framework* antigo do IASB. Os outros módulos ainda estão em desenvolvimento e extrapolam o escopo desta pesquisa. Assim, não serão aqui abordados.

No Brasil, a ECC evoluiu a partir da Resolução do Conselho Federal de Contabilidade – CFC nº 530, de 1981, passando pela Deliberação da Comissão de Valores Mobiliários – CVM nº 29, de 1986, pela Resolução CFC nº 750, de 1993 e pela Lei nº 11.638/07, que oficializou a convergência do Brasil com o IASB. Em linha, a ECC brasileira é a mesma do IASB, considerando que o Pronunciamento Básico do Comitê de Pronunciamentos Contábeis – PB/CPC, editado em 2008 e atualizado em dezembro de 2011, é tradução do CFFR. Interessante notar que, formalmente, a Resolução CFC nº 750/93 ainda está vigente, mas seu teor não está adequado à nova ECC, mesmo após sua atualização pela Resolução CFC nº 1.282, de 2010. Assim, acredita-se que ela tende a ser revogada.

A princípio, a ECC tenderia ser uma norma genérica e abstrata, de maior hierarquia, a partir da qual seriam derivadas outras normas mais específicas e concretas. Em linha, a Resolução CFC nº 750/93, art. 1º, §1º, estabelece que os princípios contábeis sejam obrigatórios.

Resolução CFC nº 750/93, art. 1º, § 1º.

“A observância dos Princípios de Contabilidade é obrigatória no exercício da profissão e constitui condição de legitimidade das Normas Brasileiras de Contabilidade”.

Contudo, esse entendimento teórico não é compartilhado pelos órgãos de pronunciamentos contábeis, pois, na prática, os preceitos da ECC podem não ser aplicáveis em determinados casos concretos. Portanto, a ECC serve apenas para orientar a elaboração dos pronunciamentos técnicos e não possui nenhum *status* autorizativo. Nesse contexto, o PB/CPC traduziu o CFFR e esclareceu que limitados casos de conflito podem ocorrer entre os pronunciamentos contábeis e a ECC, sendo que o pronunciado deve prevalecer sobre a ECC. Esse é o mesmo entendimento do FASB.

PB/CPC (2011), p. 5

“Pode haver um número limitado de casos em que seja observado um conflito entre esta Estrutura Conceitual e um Pronunciamento Técnico, uma Interpretação ou uma Orientação. Nesses casos, as exigências do Pronunciamento Técnico, da Interpretação ou da Orientação específicos devem prevalecer sobre esta Estrutura Conceitual”.

CFFR, p. 6

“The Board recognizes that in a limited number of cases there may be a conflict between the Conceptual Framework and an IFRS. In those cases where there is a conflict, the requirements of the IFRS prevail over those of the Conceptual Framework”.

SFAC nº 8, p. 6

“Concepts Statements are not part of the FASB Accounting Standards Codification, which is the source of authoritative GAAP recognized by the FASB to be applied by nongovernmental entities. Rather, Concepts Statements describe concepts that will underlie guidance on future financial accounting practices and in due course will serve as a basis for evaluating existing guidance and practices”.

Vale destacar que o entendimento atual mostra evolução em direção ao posicionamento anterior do FASB. Em 2008, o CPC defendia que não deveria haver conflito entre os pronunciamentos e a ECC, enquanto o IASB permitia aplicar a ECC diretamente na ausência de pronunciamento sobre a transação. Porém, o FASB sempre reconheceu a possibilidade de conflito, com prevalência do pronunciamento sobre a ECC.

PB/CPC (2008), item 3

“Não deverá haver conflito entre o estabelecido nesta Estrutura Conceitual e qualquer Pronunciamento Técnico”.

IASB (2008a), item P13

“At present, an entity preparing financial statements under International Financial Reporting Standards (IFRSs) is required to consider the IASB Framework when there is no standard or interpretation that specifically applies to a transaction, other event or condition or that deals with a similar and related issue”

SFAC nº 1 (1978), p. 4, §4º

“The Board recognizes that in certain respects current generally accepted accounting principles may be inconsistent with those that may derive from the objectives and concepts set forth in this Statement and others in the series”.

Esse alinhamento em direção ao FASB diverge da sinalização prévia feita em 2008: em consulta pública sobre a ECC, IASB e FASB orientaram os respondentes a assumir que a ECC iria subir na hierarquia do FASB e se aproximar do status vigente até então no IASB.

IASB (2008a), itens P14 e P16

“The boards have not reached a common conclusion on the authoritative status of the common conceptual Framework; however, both have decided that the common conceptual Framework will not have the same status as financial reporting Standards” (...)

“However, for the purposes of providing comments on this exposure draft, and on other discussion papers and exposure drafts published by the boards during their joint conceptual Framework project, respondents should assume that the Framework’s authoritative status will be elevated in the US GAAP hierarchy to be comparable to the status of the Framework in IFRSs”.

3.2. Qualidade contábil e suas métricas empíricas

De acordo com a ECC a qualidade contábil pode ser avaliada conceitualmente por intermédio de suas características qualitativas.

Anteriormente, IASB e FASB prescreviam hierarquias diferentes para as características qualitativas da informação contábil. No SFAC nº 2, itens 33 e 40, o FASB dividia os atributos contábeis em dois níveis: características principais (relevância e confiabilidade) e secundárias (comparabilidade e compreensibilidade). Já o IASB, no *Framework*, item 24, listava essas quatro características em uma mesma hierarquia. IASB e FASB também divergiam quanto ao entendimento sobre confiabilidade: o FASB fragmentava-a em representação fiel e verificabilidade, enquanto o IASB incluía também a ideia de prudência/conservadorismo. No Brasil, o CPC replicou a posição do IASB, enquanto a Resolução CFC nº 750/93 continuou tratando apenas dos atributos considerados subcomponentes: oportunidade e prudência.

Em 2010, IASB/FASB unificaram seus entendimentos sobre as características qualitativas da informação financeira e decidiram manter a posição anterior do FASB: divisão das características em dois níveis e exclusão da prudência/conservadorismo.

SFAC nº 8 e CFFR, itens QC4 e BC3.27

“If financial information is to be useful, it must be relevant and faithfully represents what it purports to represent. The usefulness of financial information is enhanced if it is comparable, verifiable, timely, and understandable” (...)

“Chapter 3 does not include prudence or conservatism as an aspect of faithful representation because including either would be inconsistent with neutrality”.

Atualmente, as características consideradas essenciais pela ECC são: primeiro a relevância e, depois, a representação adequada, que guarda relação com o antigo conceito de confiabilidade. Por seu turno, as características complementares são: oportunidade e verificabilidade, antes subcomponentes, comparabilidade e compreensibilidade, que não eram consideradas secundárias pelo IASB. A separação entre características essenciais e complementares visa demonstrar que as primeiras são necessárias e suficientes para que a informação financeira atenda ao objetivo de auxiliar a alocação de capital, e que as segundas aumentam a qualidade da informação, mas cuja ausência não necessariamente impede acesso ao fluxo de caixa futuro.

A separação em dois níveis também permite a desvinculação conceitual entre oportunidade e relevância, em linha com os achados empíricos de Antunes et al (2010).

Os autores avaliaram essas duas características nas empresas brasileiras que aderiram aos níveis de governança da BM&FBOVESPA e verificaram aumento na relevância com redução da oportunidade. Isso reforça o entendimento de que a oportunidade não é componente necessariamente intrínseco da relevância.

A comparabilidade aparece em segundo nível para permitir que os padrões contábeis evoluam com o tempo, considerando que a mudança de práticas compromete a comparação/consistência naquele período. Da mesma forma, a compreensibilidade também foi considerada secundária para não impedir a divulgação de elementos complexos. Assim, é de responsabilidade do usuário conhecer as atividades da empresa e assimilar a divulgação financeira.

Finalmente, destaca-se que o conservadorismo foi suprimido da ECC, sob a alegação que essa prática milenar é incompatível com a neutralidade. Por outro lado, a academia tem realizado diversas pesquisas para mensurar o conservadorismo, inclusive considerando-o como métrica de qualidade contábil, a exemplo deste presente trabalho. Contudo, isso não é contraditório, pois o tipo de conservadorismo suprimido da ECC é associado à subestimação do Patrimônio Líquido (prudência) e o tipo de conservadorismo pesquisado pela academia é associado ao maior rigor exigido para registro das despesas (verificabilidade).

Com base no exposto, a partir da ECC, este trabalho define qualidade contábil como informação que retrata fielmente a realidade econômica da empresa e permite a formação de expectativas realistas sobre seu fluxo de caixa futuro. A seguir, apresentam-se as métricas empíricas de qualidade contábil utilizadas neste trabalho: relevância, oportunidade, conservadorismo, gerenciamento de resultados e poder preditivo dos *accruals*.

Destaca-se que a última métrica de qualidade contábil pode ser extraída diretamente do objetivo da contabilidade e as demais são extraídas a partir de suas características qualitativas, conforme apresentado a seguir.

3.3. Relevância

A relevância é considerada um atributo essencial da contabilidade pela atual ECC e vem sendo pesquisada como métrica de qualidade contábil. Formalmente, a relevância se apresenta quando a contabilidade divulga informação nova e capaz de afetar a expectativa dos investidores acerca do desempenho futuro da empresa (Lopes e Martins, 2005). Empiricamente, pode-se avaliar a relevância a partir da relação entre os números contábeis, mais especificamente o lucro, e o preço das ações. Ressalta-se que a relevância implica em

afetar a decisão do investidor sobre *manter*, comprar ou vender ações. Porém, por questões práticas, apenas a variação do preço, decorrente de ordens de compra ou venda, são objeto de análise nos testes de relevância contábil.

Holthausen e Watts (2001) fornecem revisão ampla sobre a pesquisa de relevância contábil. Esse conceito está associado ao de eficiência informacional, que remonta à obra de Bachelier (1900). Extremamente precoce para a época, essa obra foi resgatada décadas mais tarde, nos anos 60, após diversos trabalhos empíricos. Há duas definições acerca sobre eficiência informacional: a original é dada por Fama (1970) e aponta para a completa incorporação de informações pelo sistema de preços; a segunda, dada por Ross (1987), é mais prática por identificar mercados eficientes pela ausência (sistemática) de arbitragem.

A definição de Ross (1987) remete ao conceito de arbitragem, que consiste na compra e venda, sem risco, quando o mesmo ativo possui preços diferentes em dois ou mais mercados simultaneamente. Porém, o mercado de ações é inerentemente arriscado e especulativo. O investidor atua no mercado quando ele, subjetivamente, acredita que o preço de mercado não reflete seu valor fundamental, sendo que agentes com informação privada ou maior capacidade de análise serão mais precisos na precificação. Assim, as informações são incorporadas ao preço pela busca de renda informacional por parte de agentes com talento diferenciado ou informação assimétrica e que incorrem em risco devido à especulação. Acredita-se, então, que a definição baseada em arbitragem não se aproxima da realidade do mercado de capitais. Em linha, Salles (1991) argumenta que a difusão de informações se dá pela interferência dos analistas nos preços e Fama et al. (1969, p. 18) argumentam que “os maiores retornos decorrem de informação superior e talentos analíticos”.

Fama (1970) define eficiência informacional pelo conteúdo informacional inserido no preço do ativo. As informações são inseridas no preço na medida em que o benefício marginal de obtê-la supera seu custo marginal. Dessa forma, se a informação contábil é relevante para o usuário, ela gera benefício líquido e afeta o preço das ações. Caso contrário, o agente não se interessa pela contabilidade.

A definição de Fama (1970) possui três formas distintas, de acordo com o crescente conjunto informacional contido nos preços, conhecidas como Hipóteses de Mercado Eficiente:

A) Eficiência fraca – o preço corrente contém toda informação sobre os preços passados;

B) Eficiência semiforte – o preço corrente contém toda informação pública relevante (a relevância contábil investiga, especificamente, se o preço é afetado pelos números contábeis);

C) Eficiência forte – o preço corrente contém toda e qualquer informação existente, inclusive privada.

A eficiência fraca pressupõe retornos independentes do calendário cronológico. Estatisticamente, isso implica estacionariedade fraca, que prescreve observações independentes e pertencentes à mesma função de distribuição, cuja média e autocovariância (dois primeiros momentos) são constantes. Os preços, então, seguiriam um modelo de passeio aleatório, segundo a equação abaixo (NELSON e PLOSSER, 1982, p. 143):

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde

Y_t é o preço corrente;

Y_{t-1} é o preço imediatamente anterior (que será o melhor estimador de Y_t);

ε_t é o termo de erro aleatório.

A forma fraca pode ser ilustrada por agentes que olham o passado em busca de padrões de comportamento passíveis de serem replicados no futuro, ou seja, agentes que extrapolam e perseguem a tendência passada (ciclo, sazonalidade ou volatilidade). Desse modo, os agentes estimariam o preço futuro a partir da ponderação de observações passadas. Considerando que os agentes buscam maximizar seus ganhos, é inevitável que outras informações além do preço sejam utilizadas pelos investidores. Ou seja, a hipótese fraca é simplista e irreal.

Por outro lado, a eficiência forte é infactível. Grossman e Stiglitz (1980) construíram um modelo que formaliza a utilidade dos agentes se tornarem informados e mostraram que tanto a informação perfeita quanto a imperfeição total geram inconsistência no sistema de equações. Intuitivamente, isso ocorre por que: a) se toda informação já estiver no preço, nenhum agente busca novas informações e estas não serão incorporadas ao preço; e b) se o preço não contém nenhuma informação, todos os agentes buscam informação e estas serão incorporadas ao preço. Isso é empiricamente comprovado pela prática do *bid-ask spread* usada pelos *dealers* para se protegerem dos agentes com informações superiores. Copeland e

Galai (1983) analisaram os determinantes da prática dos *dealers* de estipular uma cunha entre o preço de compra e venda em mercados financeiros organizados. Se uma das funções do *broker* é “manter o anonimato dos clientes que iniciam uma negociação” (COPELAND; GALAI, 1983, p. 1459), o *dealer* não distingue que agentes estão mais informados do que ele próprio. Assim, o dealer manipula essa cunha de modo a minimizar a expectativa de perda para agentes informados e maximizar a expectativa de ganho ao negociar com os demais. Ora, se o próprio dealer que confere liquidez aos papéis sabe que existe agente mais informado que ele, conclui-se que a eficiência informacional não pode ser verificada em sua forma forte.

A eficiência semiforte na área de finanças equivale, à Hipótese das Expectativas Racionais formulada por Muth (1961) na área de economia. Segundo as expectativas racionais, os agentes formam suas expectativas ao longo do tempo de acordo com a expressão:

$$E_{t-1}(Y_t) = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 X_{t-1} + \alpha_3 Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde X e Z são as demais variáveis relevantes que afetam e explicam o comportamento de Y ;

Isso significa que a “expectativa racional de Y_t formada no período $t-1$ é a esperança matemática de Y_t condicionada à [toda] informação disponível” (ATTFIELD et al., 1984, p. 16). Matematicamente, isso pode ser expresso pela equação abaixo:

$$E_{t-1}(Y_t) = E(Y_t / Inf_{t-1}) \quad (3)$$

A Hipótese de Expectativas Racionais provê a estimativa mais precisa possível acerca da variável de interesse, uma vez que sua projeção se desvia do valor real apenas na magnitude do resíduo da equação (2) que, por definição, é um termo aleatório, não previsível por qualquer método. Nessa hipótese, os agentes econômicos são capazes de identificar, transcorridas as repetições necessárias, o processo que rege o comportamento da variável em questão. Enquanto esse processo não mudar, “o valor real [da variável] Y será igual [na média] à predição ou expectativa de Y ” (ATTFIELD et al., 1984, p.12).

Isso sempre será válido, porque os agentes econômicos não maximizam apenas o lucro esperado, eles também maximizam as informações disponíveis de modo que todo investidor irá “usar [toda] informação disponível sobre o processo em questão quando for

projetar alguma variável” (ATTFIELD et al., 1984, p.14). Caso contrário, o mesmo estaria incorrendo em erro desnecessário, não maximizando sua capacidade de previsão.

Em termos matemáticos, o processo gerador da variável é uma projeção baseada em outras variáveis independentes estatisticamente significantes, cujo valor é conhecido até o instante da projeção. Contudo, como há um intervalo de tempo entre a projeção e o período projetado, pode surgir um novo fato (choque), imprevisível até o momento da projeção, que impacte a variável de interesse.

Assim, o termo ε_t da equação (2) representa esse choque aleatório por definição (informação nova ou privada), consistindo, assim, no erro estocástico que só será conhecido no instante da observação da variável de interesse. Assume-se que esse erro possui média zero, supondo que o agente não tem viés em sua estimação e não comete erros sistemáticos. A variância geralmente é tida como constante. Se houver padrão nos choques, o agente apreende o processo que rege esses choques e o estima racionalmente. A regressão, então, seria:

$$E_{t-1}(Y_t) = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 X_{t-1} + \alpha_3 Z_{t-1} + E_{t-1}(\varepsilon_t) \quad (4)$$

Observe que, mesmo assim, a projeção poderá incorrer em erro, pois ainda há um termo de erro estocástico, representado pelo termo $E_{t-1}(\varepsilon_t)$. Apesar dos modelos acima descreverem a eficiência semiforte, existem problemas para testá-la empiricamente, pois é necessário especificar o processo estocástico de formação da variável de interesse, no caso desta pesquisa, um modelo de relevância contábil. Assim, o teste de relevância sempre estará inserido em um modelo qualquer assumido como verdadeiro: Amir e Lev (1996), por exemplo. Desse modo, não é possível testar a relevância diretamente e, sempre, testa-se o conjunto: relevância e modelo escolhido.

Segundo Fama (1991), isso impede que inferências precisas sobre o grau de ineficiência do mercado sejam feitas, ou seja, faz com que a racionalidade não seja de fato estabelecida pelos testes existentes. Além desse problema amplamente destacado na literatura, ressalta-se a possibilidade de que o método de estimação pode estar equivocado, tornando ainda mais ambíguas as inferências sobre a relevância contábil.

Modelo econométrico

Ohlson (1995, p. 669) reatualizou a equação da Avaliação pelo Lucro Residual, que relaciona o preço de mercado com variáveis contábeis de lucro e PL. Em linha com esse trabalho, Amir e Lev (1996, p. 12) propuseram a equação (A), que capta a relevância do lucro e do patrimônio líquido pelos coeficientes β_1 e β_2 . Espera-se que ambos os coeficientes apresentem valor positivo e significativo: maior lucro ou maior patrimônio líquido, maior tende a ser o preço da ação.

$$P_{i,t+1} = \alpha_0 + \beta_1 V_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (A)$$

Onde:

$P_{i,t+1}$ é o Preço da ação da empresa i em 30 de abril do ano t+1 (que contém reflexos das informações contábeis do ano anterior);

$V_{i,t}$ é o Valor patrimonial da ação da empresa i em 31 de dezembro do ano t;

$L_{i,t}$ é o Lucro por ação da empresa i em 31 de dezembro do ano t;

$\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro;

α_0 é o intercepto da regressão; e

β_1 e β_2 são os coeficientes de inclinação.

Espera-se também que o coeficiente do lucro seja sempre maior que o coeficiente do patrimônio líquido. Isso ocorre porque o valor absoluto do patrimônio tende a ser superior ao lucro, de modo que o patrimônio precisaria de maiores variações para sensibilizar o preço das ações, resultado em menor coeficiente de resposta.

Destaca-se que a notação aqui utilizada para representar este e os demais modelos econométricos pode diferir da forma original, pois se optou por utilizar notações com apenas uma ou, no máximo, duas letras, não coincidentes com outras variáveis aqui utilizadas, para facilitar e padronizar a visualização de todos os modelos estudados. Com esse mesmo intuito, as equações foram assim organizadas: a) os modelos econométricos originais de qualidade contábil foram identificados por letras; b) as variações feitas nos modelos de qualidade contábil, com introdução de *dummies* para os testes desta pesquisa, foram identificados com letras e números; e c) as demais equações foram identificadas apenas por números.

As variáveis citadas na equação (A) foram coletadas diretamente na base de dados da Economatica®, a partir dos seguintes parâmetros:

$P_{i,t+1}$ = Preço de fechamento no dia 30 de abril, ajustado para proventos, em moeda original (dólar ou real);

$V_{i,t}$ = Valor patrimonial da ação (VPA) em dezembro, em moeda original (dólar ou real), extraído das demonstrações consolidadas, quando disponíveis, e ajustado para proventos; e

$L_{i,t}$ = Lucro por ação (LPA) em dezembro (12 meses), em moeda original (dólar ou real), extraído das demonstrações consolidadas, quando disponíveis, e ajustado para proventos.

O uso de preço com data de abril, quatro meses após o encerramento do exercício, garante que a informação contábil sobre a posição oficial de dezembro é de domínio público e, portanto, está integralmente refletida nos preços. O uso do preço com defasagem foi proposto por Amir e Lev (1996, p. 13), Collins, Maydew e Weiss (1997, p. 45) e outros, sendo comum na literatura conforme destacado por Barth, Landsman e Lang (2008, p. 486).

No trabalho original de Amir e Lev (1996, p. 13), os autores estimaram o modelo (A) com dados trimestrais para o período de 1984 a 1993, usando o preço da ação de dois meses após o fechamento de cada trimestre e o método tradicional de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Foram utilizadas duas amostras, 329 observações com as quatorze empresas operadoras de telefonia móvel dos Estados Unidos e 1.005 observações com as demais empresas de telefonia, todas disponíveis na base de dados COMPUSTAT. Os resultados da amostra maior exibiram R^2 de 83% e coeficientes positivos para as variáveis V e L com significância de 1%, indicando a existência de relevância do lucro e do PL.

Porém, as variáveis P, V e L possuem características de não-estacionariedade, o que pode gerar uma relação espúria, conforme Brooks (2008, p. 336) e Valdés e Vázquez (2010, p. 136). Indicativo disso é o elevado R^2 de 83% encontrado por Amir e Lev (1996, p. 13). Nesse contexto, Valdés e Vázquez (2010, pp. 139-140) e Lee, Jiang e Liu (2010, pp. 39-43) testaram e encontraram evidências de raiz unitária e cointegração nas variáveis do modelo (A). Dessa forma, as referidas variáveis não poderiam ser utilizadas diretamente, em nível, sendo necessário aplicar-lhes o operador de 1ª diferença (Δ) para que a estacionariedade seja estabelecida. Ademais, considerando também a presença de cointegração, deveria-se

aplicar correção para equilíbrio de longo prazo, conforme Brooks (2008, p. 338). Com isso, o modelo (A) precisaria ser alterado para a forma descrita na equação (5) a seguir.

$$\Delta P_{i,t+1} = \alpha_0 + \beta_1 \Delta V_{i,t} + \beta_2 \Delta L_{i,t} + \beta_3 W_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

onde $W_{i,t-1}$ é o termo de correção de erro em caso de cointegração, que corresponde ao resíduo defasado da regressão original em nível.

Por outro lado, a teoria prediz determinação simultânea das variáveis contidas no modelo (A), pois o lucro, como medida de desempenho econômico, afeta o preço da ação, mas o contrário também é verdadeiro, ou seja, o lucro é uma variável endógena, conforme Sales (2011, p. 67). Isso pode ser compreendido de duas formas: a) pela teoria - o gestor pode gerenciar o lucro para estabilizar ou induzir o nível de preço; e b) pelas equações dos modelos de qualidade contábil – o modelo (A) usa o lucro para explicar o preço e o modelo (B) adiante usa a variação do preço (retorno) para explicar o lucro. Portanto, o modelo (A) não pode ser estimado por MQO, sendo indicado um método apropriado de estimação para regressões com variáveis explanatórias endógenas, como o método de Mínimos Quadrados em dois Estágios (MQ2E) e este dispensa ajustes por estacionariedade e cointegração, conforme HSIAO (1997a e 1997b). Dessa forma, o modelo (A) deve ser estimado com MQ2E em sua forma original.

Note-se que Valdés e Vázquez (2010, pp. 134) ressaltam que, apesar de o modelo (A) ser exaustivamente testado, pouca atenção tem sido dada a não-estacionariedade de suas variáveis. Em linha, o levantamento aqui empreendido não encontrou trabalhos que estimassem o modelo (A) por MQ2E.

3.4. Oportunidade

A oportunidade é considerada um atributo complementar da contabilidade pela atual ECC e vem sendo pesquisada como métrica de qualidade contábil. O conceito de oportunidade está associado à velocidade com que os números contábeis capturam as alterações de valor da empresa (BUSHMAN *ET AL*, 2004). Na medida em que a contabilidade demora a refletir o valor, cria-se lapso temporal entre a geração/destruição de valor por parte dos gestores e a premiação/punição por parte dos acionistas. Essa defasagem tende a reduzir a utilidade dos números contábeis como métricas de desempenho e dificulta o monitoramento dos gestores.

Esse conceito remete a duas características contábeis apontadas por Iudícibus (2005), quais sejam, tempestividade e integralidade. A informação contábil é tempestiva quando o registro das variações patrimoniais é feito no momento em que o fato gerador ocorre, concedendo tempo hábil para que os usuários da contabilidade maximizem a utilidade de seu uso. Caso o registro não seja tempestivo, os demonstrativos contábeis se revelarão incompletos, prejudicando análises, diagnósticos e prognósticos.

A integralidade, por sua vez, repousa no reconhecimento da variação patrimonial em sua totalidade, ou seja, sem a omissão de quaisquer valores monetários quantificáveis. Assim, a informação contábil é integral na medida em que revela todos os elementos relevantes e significativos para compreensão da situação patrimonial da empresa.

Empiricamente, a oportunidade pode ser avaliada a partir da relação entre o retorno das ações e o lucro. Isso indica que oportunidade e relevância estão inter-relacionadas, pois ambas são verificadas pela relação entre lucro e ação: a relevância utiliza o preço e a oportunidade, o retorno. Ainda, nota-se que a informação relevante, que afeta a expectativa do investidor, *tende* a refletir o valor da empresa e ser oportuna. Porém, por esta ser apenas uma tendência, a estrutura conceitual da contabilidade separa os conceitos de relevância e oportunidade, identificando o primeiro como atributo essencial e o segundo, como complementar (FASB, 2010, item QC4).

Modelo econométrico

A equação (B) abaixo representa o primeiro modelo de Basu (1997, p. 13), que capta pelos coeficientes β_1 e β_3 a velocidade com que a contabilidade reflete a informação de mercado. Esperam-se valores positivos e significantes para ambos: o retorno positivo se reflete rapidamente no resultado contábil (oportunidade) e o resultado negativo se reflete ainda mais rápido (conservadorismo). Bushman *et al* (2004, p. 173) comentam que o coeficiente α_1 da equação (B) “mensura a velocidade relativa com que o lucro reflete boas notícias. Nós esperamos baixos valores para empresas com atraso no reconhecimento de criação de valor”.

$$L_{i,t}^* = \alpha_0 + \beta_1 R_{i,t+1} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} R_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t} \quad (B)$$

Onde:

* denota que a variável é escalonada pelo preço da ação do período anterior;

$R_{i,t}$ é o Retorno logaritimizado da ação da empresa i observado entre abril do ano $t+1$ e abril do ano t (\log de $P_{i,t+1}/P_{i,t}$); e

$D_{i,t}$ é uma variável *Dummy* que assume valor unitário quando $R_{i,t+1} < 0$ ou valor nulo caso contrário.

As variáveis citadas na equação (B) foram calculadas a partir das variáveis primárias citadas na equação (B).

No trabalho original de Basu (1997, p. 10), o autor estimou o modelo (B) por MQO para o período de 1963 a 1990 com todas as empresas dos Estados Unidos disponíveis nas bases de dados CRSP NYSE/AMEX e COMPUSTAT. Após a exclusão dos valores 1% superior e inferior de L^* e R , obteve-se 43.321 observações. Seus resultados exibiram coeficientes positivos para as variáveis R e DR com significância de 1%, indicando a existência de oportunidade e conservadorismo.

Ressalta-se que Basu (1997, pp. 14 e 15) testou três especificações diferentes para o retorno das ações e para o deflator do lucro por ação e seus resultados foram sempre consistentes. Para o retorno, o autor utilizou: a) retorno simples de março a março; b) retorno simples de janeiro a dezembro; e c) retorno anormal de março a março – retorno simples menos retorno médio de mercado. Para o deflator do lucro por ação, o autor testou: a) preço da ação no início do ano; b) ativo total por ação; e c) patrimônio líquido por ação. O R^2 das regressões ficou entre 10% e 12%.

3.5. Conservadorismo

O conservadorismo e a prudência foram excluídos da ECC por causa da antiga referência à submensuração do PL, apontada como viés que distorce a característica essencial da representação fiel. Essa forma de conservadorismo está presente na avaliação tradicional de estoques (custo ou mercado, dos dois o menor) e pode ser explicada pela redução nos custos de litígio e de regulação associados ao PL menor (WATTS, 2003). Lara e Mora (2004) desenvolveram modelo econométrico para submensuração do PL.

Porém, o conservadorismo também pode remeter ao conceito de verificabilidade, incluído na ECC como atributo complementar da contabilidade e, nesse sentido, continua

sendo pesquisado como métrica de qualidade contábil. Basu (2009) fornece revisão ampla sobre os avanços nessa área.

A verificabilidade ocorre quando profissionais diferentes tendem a obter consenso para representar determinado evento econômico (FASB, 2010, item QC26), o que tende a ocorrer quando se exige maior confiabilidade nas estimativas de receita. Em linha, Watts (2003) define conservadorismo como sendo o diferencial de verificabilidade exigido para reconhecer receitas e despesas. Assim, as pesquisas sobre conservadorismo costumam se referenciar na verificabilidade e não na submensuração do PL. Uma motivação prática para essa forma de conservadorismo repousaria na a necessidade de métricas contratuais mais confiáveis (verificáveis) para se distinguir desempenho de sorte ou azar.

Empiricamente, pode-se avaliar esse conservadorismo a partir da assimetria na relação entre o lucro e o retorno da ação, isto é, elasticidades diferentes entre o lucro e os retornos positivo e negativo. Espera-se que o lucro tenha relação mais forte com o retorno negativo, devido ao menor rigor para reconhecer perdas. O conservadorismo também pode ser analisado a partir das reversões de resultados: devido ao menor rigor para reconhecimento de perdas, estas tendem se reverter mais frequentemente do que os ganhos.

Destaca-se que a literatura fornece ainda outra definição de conservadorismo, dada pela máxima de postergar receitas e antecipar despesas (BLISS, 1924). A defasagem temporal no reconhecimento de receitas e despesas pode ser motivada pela postergação de impostos obtida ao postergar receitas (WATTS, 2003) e está relacionada com seu maior grau de verificabilidade.

Modelo econométrico

Basu (1997, p. 13 e 21) propõe duas medidas para captar o conservadorismo contábil. A primeira equivale ao coeficiente β_3 da equação (B), cujo sinal esperado é positivo e significativo, conforme citado anteriormente. O modelo (B) avalia se o resultado contábil está associado à queda no preço das ações, ou seja, o conservadorismo estaria vinculado à existência de perda de valor da empresa e carregaria informação econômica. Nesse sentido, Ball e Shivakumar (2005, p. 89) e Beaver e Ryan (2005, p. 269) cunharam o termo de conservadorismo condicional.

A segunda é extraída da equação (C), que capta a reversão das reduções de lucro pelo coeficiente β_3 . Espera-se valor negativo e significativo para β_3 : a baixa verificabilidade para reconhecer despesas (conservadorismo) tende a torná-las transitórias, com reversão em

períodos seguintes. O modelo (C) não está vinculado à informação econômica e se aproxima do conservadorismo incondicional.

$$\Delta L_{i,t}^* = \alpha_0 + \beta_1 \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_2 B_{i,t} + \beta_3 B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \varepsilon_{i,t} \quad (C)$$

onde $B_{i,t}$ é uma variável binária (*dummy*) que assume valor unitário quando $\Delta L_{i,t}^* < 0$ e valor nulo caso contrário.

As variáveis citadas na equação (C) também foram calculadas a partir das variáveis primárias citadas na equação (A). Nota-se que a variável ΔL_{t-1}^* está em primeira diferença com uma defasagem e isso provoca a perda dos dois últimos anos da série de dados utilizada.

No trabalho original de Basu (1997, p. 21), o autor estimou o modelo (C) por MQO para o período de 1964 a 1990, com todas as empresas dos Estados Unidos disponíveis nas bases de dados CRSP NYSE/AMEX e COMPUSTAT. Após a exclusão dos valores 1% superiores e inferiores de ΔL^* , obtiveram-se 36.394 observações. Seus resultados exibiram coeficiente negativo para a variável $B\Delta L^*$ com significância de 1%, indicando a existência de conservadorismo.

Ressalta-se que Basu (1997, p. 21) testou duas especificações diferentes para a *dummy* B, onde se assumiu valor unitário para ΔL_{t-1}^* ou L_{t-1}^* negativos. Em ambos os casos, os resultados foram consistentes e com R^2 entre 18% e 20%. O autor também testou a *dummy* B com valor unitário para R_t negativo, em alusão ao modelo (B): o coeficiente de $B\Delta L^*$ resultou negativo, conforme esperado, mas não apresentou significância estatística.

Sobre a equação (C), Coelho e Lima (2008, p. 26) comentam que esse segundo modelo de conservadorismo pode incorrer em imprecisão, pois o nível de atividade da firma pode afetar as variações do lucro. Nesse sentido, os autores sugerem testar outro modelo de forma complementar. Aqui, isso é feito pela análise conjunta das equações (B) e (C).

3.6. Poder preditivo dos *accruals*

Anteriormente, IASB e FASB indicavam objetivos diferentes para a contabilidade. No SFAC nº 1, item 34, o FASB focava um usuário (provedor de capital, presente e futuro) e um objetivo (auxiliar decisão de alocar recurso). Já o IASB, no *Framework*, item 12, era mais genérico e admitia um grande número de usuários e não especificava nenhum tipo especial de

decisão. No Brasil, o CPC replicou a definição genérica do IASB, enquanto a atual Resolução CFC nº 750/93 é omissa sobre o assunto.

Em 2010, IASB/FASB unificaram seus entendimentos e decidiram preservar a posição anterior do FASB: foco em um usuário (mercado de capitais) e em uma decisão (alocar recurso). Dessa forma, ficou pacificado que o objetivo da informação financeira é acessar o fluxo de caixa futuro das empresas. Em 2011, o CPC traduziu esse entendimento e internalizou-o no Brasil.

SFAC nº 8 e CFFR, itens OB2 e OB3

“The objective of general purpose financial reporting is to provide financial information about the reporting entity that is useful to existing and potential investors, lenders, and other creditors in making decisions about providing resources to the entity. Those decisions involve buying, selling, or holding equity and debt instruments and providing or settling loans and other forms of credit. (...) “Consequently, existing and potential investors, lenders, and other creditors need information to help them assess the prospects for future net cash inflows to an entity.”

SFAC nº 8 e CFFR, item BC1.16.b

“The Board’s and the IASB’s responsibilities require them to focus on the needs of participants in capital markets, which include not only existing investors, but also potential investors and existing and potential lenders and other creditors”.

Considerando, portanto, que o objetivo principal da contabilidade é acessar o fluxo de caixa futuro, propõe-se utilizar a relação dos *accruals* com o fluxo de caixa futuro como primeira métrica de qualidade contábil.

Dechow e Dichev (2002) demonstraram matematicamente que todo *accrual* corrente tem origem em um fluxo de caixa reconhecido: a) no presente como a venda corrente à vista; b) no passado como a venda anterior a prazo; ou c) no futuro como a venda corrente a prazo.

No primeiro caso, os registros por caixa e competência são idênticos e não existe *accrual*. No segundo, o registro por competência é feito no passado sem haver impacto no caixa, gerando *accrual* equivalente à estimativa passada sobre o fluxo de caixa corrente. Quando este se realizar, haverá novo *accrual*, de valor igual, em módulo, ao *accrual* passado: se o valor realizado não for idêntico à estimativa, o erro de estimação será ajustado via complemento ou estorno. Logo, esse tipo de *accrual* equivale ao fluxo de caixa corrente mais a correção da estimativa passada. O terceiro caso é similar ao segundo, na medida em que o registro por competência é feito sem observar o impacto no caixa, gerando *accrual* equivalente à estimativa sobre o fluxo de caixa. Porém, esse último tipo de *accrual* sinaliza fluxo de caixa futuro, com possível erro de estimativa, e este é o objetivo central da ECC:

permitir que os participantes do mercado de capitais acessem o fluxo de caixa futuro das empresas.

Modelo econométrico

A equação (D) abaixo representa o modelo de Dechow e Dichev (2002, p. 44), que capta a realização financeira dos *accruals* por meio de seus três coeficientes angulares. Espera-se valor negativo para β_2 e positivo para os demais, com significância para todos: o *accrual* sinaliza o diferimento de fluxo de caixa passado ou futuro; e, mantendo-se o lucro (competência) constante, quanto maior fluxo de caixa, menor o *accrual*. Há interesse especial na variável $F_{i,t+1}$ cujo coeficiente β_3 , caso significativo e positivo, indica o poder preditivo do *accrual*.

$$A_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 F_{i,t-1} + \beta_2 F_{i,t} + \beta_3 F_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t} \quad (D)$$

Onde:

$A_{i,t}$ é o *Accrual* total da empresa i no ano t , ponderado pelo ativo total do ano anterior, apurado pela equação (6) adiante; e

$F_{i,t}$ é o Fluxo de caixa operacional da empresa i no ano t , ponderado pelo ativo total do ano anterior.

Destaca-se que a variável F_{t+1} faz perder o ano mais recente da série de dados analisada. Por outro lado, a variável F_{t-1} não implica em perda adicional de dados, pois a equação (C) também possui variável com uma defasagem e isso já implicaria a perda do último ano da série.

No trabalho original de Dechow e Dichev (2002, p. 40), as autoras estimaram o modelo (D) por MQO para o período de 1987 a 1999 com todas as empresas dos Estados Unidos disponíveis na base de dado COMPUSTAT. Após a exclusão dos valores 1% superiores e inferiores para A e F , obteve-se 15.234 observações com mínimo de oito anos por empresa. Seus resultados exibiram coeficientes consistentes para as três variáveis explicativas, com significância de 1%, indicando relação entre *accrual* e fluxo de caixa.

Ressalta-se que Dechow e Dichev (2002, p. 44) testaram três abordagens diferentes para as regressões: a) *Firm-Specific Regressions* com 1.725 empresas; b) *Industry-Specific*

Regressions com 136 setores; e c) *pooled* com 15.234 observações. Os resultados foram consistentes em todos os casos e apresentaram R^2 entre 29% e 47%.

Dechow e Dichev (2002, p. 43) utilizaram o item 308 do COMPUSTAT como variável F e a variação do capital de giro como variável A . Aqui, a variável F citada na equação (D) foi coletada diretamente no Economática® a partir dos seguintes parâmetros: Caixa Operacional (CxOper) em dezembro, em moeda original (dólar ou real), em milhares, no exercício, extraído das demonstrações consolidadas, quando disponíveis.

Por outro lado, a variável A não é diretamente observável e precisa ser estimada por *proxy*. O *accrual* representa a diferença intertemporal existente entre os registrados feitos pelo regime de caixa e de competência. Assim, uma primeira forma de se estimar o *accrual* seria comparar o resultado contábil com o fluxo de caixa (método do resultado), conforme sugerido por Mendonça *et al* (2010, p. 12), Hribar e Collins (2002, p. 109) e Antunes (2009, p. 149). Porém, considerando que as despesas não pagas são lançadas no passivo e as receitas não recebidas no ativo, também é possível estimar o *accrual* a partir da variação das contas do balanço (método do balanço), a exemplo das sugestões de Dechow e Dichev (2002, p. 40), Paulo (2007, p. 93) e Hribar e Collins (2002, p. 109).

Em termos teóricos, ambos os métodos do resultado e do balanço deveriam gerar resultados similares. Porém, na prática, esses dois métodos geram *proxies* numericamente distintas.

Considerando que o método do resultado requer dados da Demonstração dos Fluxos de Caixa que esta se tornou obrigatória no Brasil apenas a partir de 2008, optou-se pelo método do balanço, que é o mais utilizado na literatura (PAULO, 2007, p. 92). Além disso, entende-se que o método do resultado não seria compatível com os propósitos desta pesquisa, pois a equação (D) já contém o fluxo de caixa operacional como variável explicativa. Assim, o uso do método do resultado iria colocar o fluxo de caixa operacional nos dois lados da equação (D), na esquerda, como variável dependente e na direita, como variável explicativa.

Dentre os métodos baseados no balanço disponíveis na literatura, optou-se pela metodologia de Paulo (2007, p. 93), apresentada na equação (6) a seguir. A escolha da equação (6) foi motivada pelos seguintes aspectos: a) se baseia no capital de giro, métrica adotada no modelo original de Dechow e Dichev (2002); b) é mais abrangente e avalia todo o ativo circulante, não só as contas do capital de giro; e c) segue a abordagem do balanço patrimonial, que é a mais utilizada na literatura, conforme Paulo (2007, p.92).

$$A_{i,t} = \Delta CCL_{i,t} - De_{i,t} - \Delta CX_{i,t} + \Delta FE_{i,t} \quad (6)$$

Onde todas as variáveis são ponderadas pelo ativo total do ano anterior, e:

$CCL_{i,t}$ denota o Capital Circulante Líquido da empresa i no ano t ;

$De_{i,t}$ denota a despesa de Depreciação da empresa i no ano t ;

$Cx_{i,t}$ denota o Caixa da empresa i no ano t ; e

$FE_{i,t}$ denota o total de Financiamentos e Empréstimos de curto prazo, inclusive debêntures.

O CCL consiste na diferença entre o ativo e passivo circulantes, variáveis estas coletadas diretamente a partir dos seguintes parâmetros:

Ativo circulante = Ativo circulante (AtvCir) em dezembro, em moeda original (dólar ou real), em milhares, extraído das demonstrações consolidadas, quando disponíveis; e

Passivo circulante = Passivo circulante (PasCir) em dezembro, em moeda original (dólar ou real), em milhares, extraído das demonstrações consolidadas, quando disponíveis.

As variáveis De e FE citadas na equação (6) foram coletadas diretamente a partir dos parâmetros a seguir:

$De_{i,t}$ = Depreciação e Amortização (DeprAmor) em dezembro (12 meses), em moeda original (dólar ou real), em milhares, extraído das demonstrações consolidadas, quando disponíveis;

$FE_{i,t}$ para a amostra brasileira = Total de empréstimos e financiamentos de curto prazo (TotEmFiCP), em dezembro, em moeda original (dólar ou real), extraído das demonstrações consolidadas, quando disponíveis, inclusive debêntures; e

$FE_{i,t}$ para a amostra norte-americana = Financiamentos de curto prazo (FinCP), em dezembro, em moeda original (dólar ou real), extraído das demonstrações consolidadas, quando disponíveis, inclusive debêntures.

A variável Cx é identificada pelo código “CaixaEEqCx”, porém seus valores estão disponíveis apenas para os anos de 2010 e 2011. Assim, obteve-se o caixa da empresa a partir da diferença entre a dívida financeira bruta e líquida, disponível para todo o período

analisado. Destaca-se que esse procedimento para obter a variável caixa não consiste em uma *proxy*, pois por definição, a dívida líquida é a dívida bruta menos o caixa.

Dívida bruta = Dívida total bruta (Div Tt Br) em dezembro, em moeda original (dólar ou real), extraído das demonstrações consolidadas, quando disponíveis; e
 Dívida líquida = Dívida total líquida (Div Tt Lq) em dezembro, em moeda original (dólar ou real), extraído das demonstrações consolidadas, quando disponíveis.

3.7. Gerenciamento de resultados

A representação fiel dos eventos econômicos é considerada atributo essencial da contabilidade pela ECC e, portanto, é utilizada como métrica de qualidade contábil. A representação fiel refere-se a informações completas, neutras, sem viés e sem erro material ou omissão (FASB, 2010, item QC12). Isso não significa, porém, valores exatos, pois a contabilidade contém estimativas e subjetividade. A presença da representação fiel é de difícil observação empírica (FASB, 2010, item BC3.31), mas há avanços na identificação de suas distorções, através das pesquisas relativas a gerenciamento de resultados. Healy e Wahlen (1999) fornecem revisão ampla sobre a pesquisa nessa área, que ganhou destaque após os escândalos da Enron, Worldcom e da crise dos *subprime* nos Estados Unidos.

Quando a informação é divulgada fora dos padrões contábeis, há erro ou fraude. Por outro lado, quando o padrão contábil é obedecido, a informação pode representar ou não fielmente a realidade da empresa. Considerando que o regime de competência exige certas estimativas, a discricionariedade exercida pelo gestor pode sinalizar informações relevantes ao usuário exógeno (LOPES; MARTINS, 2005), mas pode consistir em erro ou oportunismo sob a forma de gerenciamento da informação.

Existem duas formas principais de gerenciamento das informações contábeis, com foco nas atividades reais ou nos *accruals*. O gerenciamento de atividades reais (*real activities manipulation*) altera a condução normal dos negócios para apresentar informações contábeis mais satisfatórias ao gestor, diretamente e sem uso de nenhum procedimento ou escolha contábil (GUNNY, 2005; ROYCHOWDHURY, 2006; MARTINEZ e CARDOSO, 2009).

Por outro lado, o gerenciamento de *accruals* (*earnings management*) é mais sutil e modifica apenas a descrição contábil da realidade no que tange à identificação, mensuração e/ou evidenciação dos eventos econômicos. Os *accruals* representam a diferença entre os registros dos regimes de caixa e competência, que geralmente são apenas temporais, mas

podem refletir alteração intencional e não fraudulenta por motivações particulares (MARTINEZ, 2001).

Não bastasse o maior impacto do gerenciamento de atividades reais, Graham, Harvey e Rajgopal (2005, p. 35) sugerem que ele é mais frequente. Os autores realizaram entrevistas com 400 executivos dos Estados Unidos da América, na qual 80% admitiu sacrificar atividades reais para alterar o lucro e apenas 40% ou 20% afirmou mudar o tempo de reconhecimento da receita ou despesa. Porém, a academia tem privilegiado mais as pesquisas de manipulação dos resultados através dos *accruals* (GRAHAM; HARVEY; RAJGOPAL, 2005), cujo conceito não é consenso na academia nem no mercado (Dechow; Shinner, 2000). Algumas das definições disponíveis na literatura são:

- a) “Escolha (...) de políticas contábeis para atingir objetivos específicos” (Scott, 2003, p. 369);
- b) “Escolhas contábeis para alterar as informações contábeis com o objetivo de influenciar análise empresarial” (Paulo, 2007, p. 258);
- c) “Uso de julgamento (...) para alterar os relatórios contábeis e confundir (...) ou influenciar os resultados contratuais” (Healy e Wahlen, 1999, p. 368); e
- d) “Intervenção proposital no processo de divulgação contábil com o objetivo de obter ganho privado” (Schipper, 1989, p. 92)

As duas primeiras definições presumem implicitamente que toda escolha contábil é gerenciamento. Porém, a discricionariedade pode ser utilizada para pode sinalizar informação detida pelo gestor e refletir melhor a realidade da empresa, de modo que o *accrual* possui conteúdo informacional (CLIKEMAN e HENNING, 2000, p. 3).

Por outro lado, as duas últimas definições desconsideram a possibilidade teórica de que o objetivo privado e a realidade econômica podem, em tese, serem alcançados por escolhas contábeis coincidentes.

Assim, no intuito de harmonizar e consolidar essas definições propõe-se aqui utilizar o termo “manipulação de *accruals*”, definido como exercício da discricionariedade contábil com a intenção proposital de distorcer a realidade da empresa. Esse conceito explicita que a variável de interesse é o *accrual* e diferencia erro, manipulação e exercício legítimo da discricionariedade contábil, não sendo necessário explicitar o interesse específico que motivou o gerenciamento.

Modelo econométrico

Como o gerenciamento de resultados não é observável diretamente, sua investigação empírica é feita pelo uso de *proxies*, cujo cálculo é dividido em dois estágios (PAULO, 2007).

O primeiro estágio busca identificar os *accruals* discricionários, passíveis de gerenciamento, que são obtidos pela diferença entre os *accruals* totais e *accruals* não discricionários, conforme equação (7):

$$AD_{i,t} = A_{i,t} - AN_{i,t} \quad (7)$$

Em que:

AD_{it} denota os *accruals* discricionários da empresa i no período t ;

A_{it} denota o total de *accruals* da empresa i no período t ; e

AN_{it} denota os *accruals* não discricionários da empresa i no período t .

Assim, no primeiro estágio, é preciso calcular duas variáveis (TA e AN) para se obter da variável desejada (AD) pela diferença. Isso é feito em três sub-etapas consecutivas: a) calcula-se *proxy* para os *accruals* totais, a exemplo da equação (6) anterior; b) estima-se modelo identificar os *accruals* não discricionários, inerentes ao regime de competência e às atividades da empresa, a exemplo dos modelos (E) e (F) adiante; e c) utiliza-se o resíduo desse modelo como *proxy* dos *accruals* discricionários.

No segundo estágio, busca-se analisar a relação causal entre os *accruals* discricionários e os incentivos que supostamente induzem as empresas a gerenciar seus resultados (fator pró-gerenciamento). Aqui, o segundo estágio será adaptado, pois o nível *accrual* discricionário será considerado diretamente como característica individual das empresas e usado como variável *dummy* adaptada dentro dos modelos de qualidade contábil anteriores (A, B, C e D) para avaliar o efeito-firma.

A literatura oferece diversos modelos para identificar o *accrual* discricionário, a exemplo de Pae (2005, p. 6), Peasnell, Pope e Young (2000, p. 316), Dechow, Richardson e Tuna (2003, p. 359), e Paulo (2007, p. 238). Aqui, optou-se pelo modelo original de Jones (1991, p. 211) e Kang e Sivaramakrishnan – KS (1995, p. 355). Essa escolha se deu por estes serem os mais tradicionais e mais citados sobre o gerenciamento de resultados. Por outro lado, muitos dos outros modelos disponíveis derivam do modelo de Jones e, assim, optou-se

por utilizar a versão original de Jones e outro modelo que não deriva dele, para dispor de abordagem alternativa. Destaca-se que o uso de outros modelos é discutido no capítulo 6.

Destaca-se que todas as variáveis do modelo de Jones (1991) são escalonadas pelo ativo total, como artifício para corrigir a ausência de estacionariedade, ou seja, a presença do (inverso do) ativo total como variável explicativa visa apenas controlar para o efeito tamanho. Dessa forma, a equação original do modelo de Jones omite o termo do intercepto α_0 ; o que foi incluído neste presente trabalho.

$$A_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1(1/AT_{i,t-1}) + \beta_2\Delta RL_{i,t} + \alpha_3 I_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (E)$$

$$A_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1\theta_1 RL_{i,t} + \beta_2\theta_2 CD_{i,t} + \beta_3\theta_3 I_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (F)$$

Onde todas as variáveis são escalonadas por $AT_{i,t-1}$, exceto ela própria, e:

$AT_{i,t-1}$ denota o Ativo Total da empresa i no ano $t-1$;

$RL_{i,t}$ denota a Receita Líquida da empresa i no ano t ;

$I_{i,t}$ denota o Imobilizado;

$CD_{i,t}$ denota o Custo e Despesa operacional, excluída a depreciação

θ_1 equivale à razão $CR_{i,t-1}/RL_{i,t-1}$;

$CR_{i,t}$ denota as Contas a Receber (clientes);

θ_2 equivale à razão $(ES_{i,t-1} + FP_{i,t-1} + DA_{i,t-1})/CD_{i,t-1}$;

$ES_{i,t-1}$ denota o Estoque de curto prazo;

$FP_{i,t-1}$ denota os Fornecedores a Pagar;

$DA_{i,t-1}$ denota as Despesas Antecipadas;

θ_3 equivale à razão $De_{i,t-1}/I_{i,t-1}$; e

ε é o resíduo da regressão, utilizado como métrica de *accruals* discricionários, passíveis de gerenciamento, cujo módulo é avaliado como característica individual da firma.

No modelo de Jones, o ativo total é apenas variável de controle (tamanho) e, portanto, espera-se significância de β_1 , sem sinal pré-definido. Por outro lado, infere-se sinal positivo para β_2 , pois aumentos na receita tendem a aumentar o lucro e o *accrual*. Por fim, presume-se β_3 negativo, pois o imobilizado produz depreciação, que reduz o lucro e o *accrual*.

No modelo KS, também se espera β_3 negativo, conforme esclarecimento anterior. Porém, espera-se β_1 e β_2 positivos, pois o volume de vendas a prazo tende a aumentar o *accrual*, assim como o total de gastos ativados (estoque, fornecedores e despesa antecipada).

3.8. Resumo das métricas empíricas de qualidade contábil

Considerando a existência de diferenças setoriais importantes, buscou-se introduzir essa variável de controle nos modelos originais de qualidade contábil, a partir de *dummy* interagindo com o intercepto das regressões. Isso visa corrigir a estimação para as diferenças setoriais existentes no nível das variáveis dependentes (P, L, ΔL^* e A). Apesar de se esperar que alguma *dummy* apresente-se significativa, não há predição teórica para qual seja nem para o sinal esperado do coeficiente.

Como o setor financeiro foi excluído dessa pesquisa, restaram dezenove classificações na Economática®. Optou-se, então, por adotar o setor “outros” como referência e criaram-se 18 *dummies*, uma para cada setor além desse. Com isso, os modelos ficaram assim especificados:

$$P_{i,t+1} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 V_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{A.1})$$

$$L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 R_{i,t+1} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} R_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{B.1})$$

$$\Delta L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_2 B_{i,t} + \beta_3 B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{C.1})$$

$$A_{i,t} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 F_{i,t-1} + \beta_2 F_{i,t} + \beta_3 F_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{D.1})$$

onde Z_j é uma variável *dummy* que sempre assume valor nulo para o setor “outros” e valor unitário uma vez para cada um dos demais dezoito setores.

Isso posto, o Quadro 1 a seguir explicita as variáveis de interesse pesquisadas pelos modelos de qualidade contábil aqui adaptados. Destaca-se que os modelos (E) e (F) de gerenciamento de resultados não estão presentes neste tópico de resumo, pois eles não serão avaliados diretamente, mas sim utilizados de forma auxiliar para construir variável *dummy* a ser inserida nos demais modelos (A, B, C e D).

Quadro 1: Resumo dos modelos de qualidade contábil

Modelo	Característica	Variável de interesse	Coefficiente	Sinal esperado	Inferência
A.1	Relevância	V	β_1	(+)	Indícios de qualidade contábil na amostra avaliada
A.1	Relevância	L	β_2	(+)	
B.1	Oportunidade	R	β_1	(+)	
B.1	Conservadorismo	D.R	β_3	(+)	
C.1	Conservadorismo	B. Δ L*	β_3	(-)	
D.1	Poder preditivo do <i>accrual</i>	F _{t+1}	β_3	(+)	

Fonte: Elaboração própria

$$(A.1) P_{i,t+1} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 V_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(B.1) L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 R_{i,t+1} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} R_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(C.1) \Delta L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_2 B_{i,t} + \beta_3 B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \varepsilon_{i,t}$$

$$(D.1) A_{i,t} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 F_{i,t-1} + \beta_2 F_{i,t} + \beta_3 F_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

Em relação aos modelos utilizados é interessante observar que dois são baseados na interação de números contábeis e de mercado (A e B) e dois utilizam apenas números contábeis (C e D), o que favorece uma análise ampliada como aqui desejado.

É interessante também observar que três modelos possuem relação direta com o conceito de qualidade contábil utilizado no tópico C.2. O modelo (D) estima a associação entre *accrual* e fluxo de caixa futuro e os modelos (A) e (B) avaliam a associação entre lucro e preço/retorno, sendo que o preço equivale ao valor presente dos fluxos de caixa futuros. Nessa análise podem ser incluídos também os modelos de gerenciamento de resultado (E e F), usados para avaliar se há distorção da representação fiel da realidade da empresa. Assim, apenas o modelo (C) seria uma medida indireta de qualidade contábil, pois investiga a persistência e o grau de verificabilidade das despesas.

CAPÍTULO 4: FATORES EXÓGENOS

A literatura especializada demonstra que aspectos ambientais exógenos afetam a qualidade contábil, a exemplo dos trabalhos de Ali e Hwang (2000), Ball, Kothari e Robin (2000) e Leuz, Nanda e Wysocki (2003). Dentre os vários fatores exógenos que tendem a contribuir para a melhoria contábil pode-se destacar a tradição normativa do direito, o desenvolvimento do mercado de capitais e a mudança de padrão contábil.

Sobre o assunto, Ball, Kothari e Robin (2000, p. 1) afirmam que a contabilidade de países com direito romano (*code law*) sofre maior a influência governamental. No Brasil isso pode ser exemplificado pela vinculação da contabilidade comercial às regras tributárias, vigente até 2007, bem como pelos planos de contas setoriais definidos pelas agências reguladoras. Os autores também argumentam a regulação do governo privilegia seus interesses tributários, de credores e empregados, que podem obter informações gerenciais e prescindir da contabilidade societária. Por outro lado, em países *common-law* como os Estados Unidos, as propriedades contábeis seriam definidas de forma autônoma pelos profissionais contábeis e investidores de mercado, que não possuem acesso privilegiado às informações gerenciais e demandam maior qualidade nas divulgações financeiras.

Adicionalmente, Lopes e Martins (2005, pp. 58-59) comentam que a profissão contábil tende a ter maior prestígio e relevância em países *common law*, com autoridade para autorregular. Os autores também comentam que a concentração acionária é maior em mercados em desenvolvimento, onde o acionista controlador tem acesso às informações internas da empresa e, novamente, pode prescindir do *disclosure* contábil. Ademais, quando o mercado de capitais é restrito, a principal fonte de financiamento das empresas se torna o crédito bancário e as instituições financeiras podem exigir informações gerenciais. Por fim, nos mercados desenvolvidos, a base de investidores tende a ser mais sofisticada e exigente em relação à contabilidade.

Nesse sentido, o primeiro teste de fator exógeno foi comparar as empresas brasileiras com as norte-americanas. Esse teste, além de captar as diferenças institucionais dos dois países, pode também ser afetado pela diferença transitória de padrão contábil. Até 2007, Brasil e Estados Unidos adotavam seus respectivos padrões contábeis nacionais. A partir de 2008, o Brasil passou a adotar o padrão internacional, que foi harmonizado em convergência com o padrão dos Estados Unidos.

Além de ambiente favorável, lembra-se que foi nos Estados Unidos que surgiram os modelos de qualidade contábil e a pesquisa empírica exhibe resultados consistentes para aquele

país, diferentemente do Brasil. Esperava-se que a amostra norte-americana exibisse qualidade contábil superior. Antes, porém, buscou-se investigar se as diferenças setoriais são importantes e podem afetar a qualidade contábil das empresas.

H1: Espera-se que o intercepto dos modelos de qualidade contábil apresente diferenças significantes entre os diversos **setores** da economia.

H2: Espera-se que os **Estados Unidos** apresentem maior qualidade contábil do que o Brasil.

Como os modelos de qualidade contábil utilizam variáveis contábeis e o preço das ações, pode-se supor que a falta de significância estatística no Brasil poderia decorrer do baixo nível de desenvolvimento do nosso mercado de capitais e/ou da baixa qualidade das normas contábeis aqui adotadas. Assim, esperava-se que os avanços institucionais em 2000 e o aperfeiçoamento contábil de 2007 contribuíssem para que os modelos econométricos se ajustassem aos dados brasileiros, apontando indícios de melhoria na qualidade contábil. Esses recortes temporais representam o segundo teste de fator exógeno.

A análise do período antes e a partir de 2001 visa captar os efeitos de três avanços institucionais, relativos ao desenvolvimento do mercado de capitais, conclusão do processo de estabilização econômica e aumento da proteção dos acionistas minoritários.

O surgimento do Novo Mercado da BM&FBOVESPA em 2000 representa desenvolvimento do mercado acionário nacional, especialmente por institucionalizar mecanismo de auto regulação do mercado, com adoção voluntária de práticas de governança e proteção aos minoritários. Os dispositivos do Novo Mercado mais relevantes para o desenvolvimento do mercado são: *tag along* integral para ações ON, vedação à existência de ações PN, *free float* de 25%, adesão à câmara de arbitragem e demonstrações contábeis em padrão internacional ou norte-americano. Esse último diferencial foi válido até 2008, quando o padrão internacional se tornou obrigatório para todas as empresas brasileiras.

O programa de estabilização econômica brasileiro se iniciou em 1994, com a edição da Medida Provisória nº 434/94, que institui a Unidade Real de Valor – URV como novo padrão monetário. Em 1995, a Lei nº 9.069/95 substitui a URV pelo Real, a nova moeda nacional. Em 1997, a Lei nº 9.457/97 revogou o art. 254 da Lei nº 6.404/76, que fixava *tag along* de 100% dos acionistas minoritários, para maximizar a receita da privatização de empresas estatais e contribuir para o ajuste fiscal do governo. Em 1999, foram introduzidos

três mecanismos: regime de câmbio flutuante (Comunicado do Banco Central nº 6.565, de 18.01.1999), regime de metas de superávit primário (Lei de Diretrizes Orçamentárias – LDO, Anexo de Metas Fiscais) e regime de metas de inflação (Decreto nº 3.088/99). Em 2000, a Lei Complementar nº 101/00 (LRF) promoveu a transparência e controle dos gastos públicos e pode ser considerada como marco de conclusão do programa de estabilização. Corroborando isso, em 2001, a Lei nº 10.303/01 reestabeleceu o *tag along* das ações ON, com a inclusão do art. 254-A na Lei nº 6.404/76.

É certo que o novo percentual de *tag along* foi de apenas 80%, menor que o 100% vigente antes de 1997. Isso representa um retrocesso em relação ao período até 1996, mas um avanço em relação ao período após 1997. Como a amostra desta pesquisa contém dados apenas entre 1997 e 2010, conforme tópico 4.2 adiante, o ano de 2001 marca aumento da proteção dos minoritários. A Lei nº 10.303/01 também limitou as novas emissões de ações PN a 50% do total e vedou a emissão de partes beneficiárias (arts. 15, §2º, e 47, § único, da Lei nº 6.404/76), o que também contribui para as práticas de governança. Destaca-se que a relevância da Lei nº 10.303/01 foi confirmada por Silva e Subrahmanyam (2007, pp. 11-13), cujo trabalho identificou impacto significativo sobre o retorno das ações, inclusive antes mesmo de sua publicação, a partir da data de sua aprovação na Câmara dos Deputados, em 28.3.2001. Nesse sentido, espera-se que os efeitos dessa Lei sejam captados pela *dummy* em 2001, pois os dados se referem ao final do ano.

Dessa forma, espera-se que o processo de formação de expectativas dos investidores seja aprimorado a partir de 2001, com impacto positivo sobre a qualidade contábil, cuja definição aqui adotada se vincula à projeção dos fluxos de caixa futuros.

H3: Espera-se que as empresas brasileiras apresentem maior qualidade contábil a partir de **2001**.

A análise do período antes e a partir 2008 visa captar os efeitos de dois avanços contábeis, relativos à introdução do padrão contábil internacional, considerado de qualidade superior, e do ganho de autonomia contábil em relação às interferências tributárias.

A Lei nº 11.638/07 introduziu três novos parágrafos no art. 177 da Lei nº 6.404/76: a) o §5º altera o padrão contábil nacional com a adoção das normas internacionais; b) o §7º determina que os lançamentos contábeis efetuados para harmonização com as normas internacionais não poderão ser base para incidência tributária; e c) o §2º separa a contabilidade societária das disposições fiscais. Destaca-se que a neutralidade do novo padrão

contábil foi reafirmada pela Medida Provisória nº 449/08, convertida na Lei nº 11.941/09, cujo art. 15 institui o RTT.

H4: Espera-se que as empresas brasileiras apresentem maior qualidade contábil a partir de **2008**.

4.1. Metodologia

Para avaliar o efeito de fatores exógenos, foram utilizadas duas estratégias, no intuito de testar diferenças entre Brasil e Estados Unidos e do Brasil ao longo do tempo. Na primeira abordagem, os modelos (A.1) a (D.1) foram estimados com a inserção de variável adicional, conforme demonstrado a seguir. Essa mesma metodologia foi utilizada por Ball, Kothari e Robin (2000, p. 16) e Ball, Robin e Wu (2003, p. 20), que testaram o modelo (B) com adição de *dummies* para testar diferenças entre países.

$$P_{i,t+1} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 V_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \beta_3 S_{i,t} V_{i,t} + \beta_4 S_{i,t} L_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{A.2})$$

$$L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 R_{i,t+1} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_4 S_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_5 S_{i,t} D_{i,t} R_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{B.2})$$

$$\Delta L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_2 B_{i,t} + \beta_3 B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_4 S_{i,t} B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{C.2})$$

$$A_{i,t} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 F_{i,t-1} + \beta_2 F_{i,t} + \beta_3 F_{i,t+1} + \beta_4 S_{i,t} F_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{D.2})$$

Onde $S_{i,t}$ é uma variável *dummy* que indica o país-sede da empresa.

De modo estrito, a inserção de *dummy* envolve sua interação com todas as variáveis, inclusive o intercepto, mas sua apresentação foi omitida por simplificação. A regressão e os resultados do trabalho consideram todas as interações devidas. Espera-se que as empresas norte-americanas apresentem qualidade contábil superior àquela verificada no Brasil. Esse resultado é esperado porque os Estados Unidos possuem tradição *common law* e seu mercado de capitais é mais desenvolvido. O Quadro 2 explicita as variáveis de interesse pesquisadas no teste de fator exógeno entre países.

Quadro 2: Teste de efeito país

Modelo	Característica	Variável de interesse	Coefficiente	Sinal esperado	Inferência
1.2	Relevância	S.V	β_3	(+)	Indícios de qualidade contábil superior nos EUA
1.2	Relevância	S.L	β_4	(+)	
2.2	Oportunidade	S.R	β_4	(+)	
2.2	Conservadorismo	S.D.R	β_5	(+)	
3.2	Conservadorismo	S.B. ΔL^*	β_4	(-)	
4.2	Poder preditivo do <i>accrual</i>	S.F _{t+1}	β_4	(+)	

Fonte: Elaboração própria

$$(A.2) P_{i,t+1} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 V_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \beta_3 S_{i,t} V_{i,t} + \beta_4 S_{i,t} L_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(B.2) L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 R_{i,t+1} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_4 S_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_5 S_{i,t} D_{i,t} R_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(C.2) \Delta L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_2 B_{i,t} + \beta_3 B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_4 S_{i,t} B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \varepsilon_{i,t}$$

$$(D.2) A_{i,t} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 F_{i,t-1} + \beta_2 F_{i,t} + \beta_3 F_{i,t+1} + \beta_4 S_{i,t} F_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

Na segunda abordagem, os modelos de (A.1) a (D.1) foram estimados apenas para a amostra brasileira, também com a inserção de variável adicional para captar efeitos a partir de 2001 ou 2008, conforme demonstrado a seguir. Essa mesma metodologia foi utilizada por Antunes et al (2010, p. 4), que testaram os modelos (A), (B) e (C) com adição de *dummy* para testar diferenças entre empresas brasileiras após ocorrência de um evento.

$$P_{i,t+1} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 V_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \beta_3 Y_{i,t} V_{i,t} + \beta_4 Y_{i,t} L_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (A.3)$$

$$L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 R_{i,t+1} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_4 Y_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_5 Y_{i,t} D_{i,t} R_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t} \quad (B.3)$$

$$\Delta L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_2 B_{i,t} + \beta_3 B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_4 Y_{i,t} B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \varepsilon_{i,t} \quad (C.3)$$

$$A_{i,t} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 F_{i,t-1} + \beta_2 F_{i,t} + \beta_3 F_{i,t+1} + \beta_4 Y_{i,t} F_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t} \quad (D.3)$$

Onde $Y_{i,t}$ é variável *dummy* que assume valor unitário para os períodos a partir de 2001 e valor nulo nos demais casos, no primeiro teste, de avanço institucional. No segundo teste, de aperfeiçoamento contábil, essa *dummy* assume valor unitário para os períodos a partir de 2008.

Espera-se observar melhoria da qualidade contábil brasileira após os avanços institucionais em 2000/01, como Novo Mercado, conclusão do programa de estabilização econômica e retorno do *tag along* para ações ON, e após o aperfeiçoamento contábil em 2007/08, como introdução do padrão internacional e ganho de autonomia contábil em relação ao fisco. As empresas norte-americanas foram excluídas deste teste, vez que se avalia apenas os avanços institucionais específicos do Brasil. O Quadro 3 explicita as variáveis de interesse pesquisadas no teste de fator exógeno intra-país.

Quadro 3: Teste do fator exógeno – avanços institucionais e contábeis

Modelo	Característica	Variável de interesse	Coefficiente	Sinal esperado	Inferência
1.3	Relevância	Y.V	β_3	(+)	Indícios de qualidade contábil superior a partir de 2001 ou 2008
1.3	Relevância	Y.L	β_4	(+)	
2.3	Oportunidade	Y.R	β_4	(+)	
2.3	Conservadorismo	Y.D.R	β_5	(+)	
3.3	Conservadorismo	Y.B. ΔL^*	β_4	(-)	
4.3	Poder preditivo do <i>accrual</i>	Y.F _{t+1}	β_4	(+)	

Fonte: Elaboração própria

$$(A.3) P_{i,t+1} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 V_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \beta_3 Y_{i,t} V_{i,t} + \beta_4 Y_{i,t} L_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(B.3) L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 R_{i,t+1} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_4 Y_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_5 Y_{i,t} D_{i,t} R_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(C.3) \Delta L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_2 B_{i,t} + \beta_3 B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_4 Y_{i,t} B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \varepsilon_{i,t}$$

$$(D.3) A_{i,t} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 F_{i,t-1} + \beta_2 F_{i,t} + \beta_3 F_{i,t+1} + \beta_4 Y_{i,t} F_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

4.2. Amostra

Os dados necessários para realizar esta pesquisa foram coletados na Economática® e se referem às empresas brasileiras e norte-americanas. A amostra inicial está apresentada na Tabela 1. Registra-se que os nomes das empresas Hercules, Mills e Whirlpool estavam disponíveis no Brasil e nos Estados Unidos. Assim, os respectivos nomes foram adaptados para permitir diferenciação.

Tabela 1: Amostra inicial

Tamanho inicial da amostra	40.426
Empresas brasileiras disponíveis: 28%	665
Empresas americanas disponíveis: 72%	1.713
Anos coletados: 1995 a 2011	17
Setores disponíveis	21

Fonte: Elaboração própria

A amostra inicial passou por processo de filtragem dos dados. Primeiro, foram excluídas 29.472 observações que tinham dados incompletos para os modelos adotados. Segundo, optou-se por retirar 364 observações de PL negativo e 405 do setor financeiro, que poderiam distorcer a análise. Em seguida, observaram-se inconsistências nas variáveis, a exemplo de: a) 05 valores iguais em anos consecutivos; b) 52 valores negativos para variáveis positivas por definição; c) 465 observações dos modelos Jones e KS com valores maiores que o ativo total da empresa; e d) 233 valores zerados em outras variáveis que não o fluxo de

caixa. A partir das 9.430 observações restantes, foram excluídos os 94 valores extremos maiores e menores (1%) para as variáveis dependentes P, L*, ΔL^* e A (*outliers*)¹.

Ao final, obteve-se amostra desbalanceada com 8.678 observações, conforme Tabela 2, que foi utilizada como referência para este estudo. Destaca-se que a escolha pela amostra desbalanceada evita perda de dados e permite aumentar os graus de liberdade.

Tabela 2: Amostra final, desbalanceada

Tamanho da amostra	8.678
Total de dados brasileiros: 6%	516
Total de dados americanos: 94%	8.162
Empresas brasileiras pesquisadas	207
Empresas americanas pesquisadas	1.034
Anos analisados: 1997-2010*	14
Setores pesquisados**	19

Fonte: Elaboração própria

* Perda do 1º, 2º e último ano da série inicial

** Setor financeiro foi excluído

Destaca-se, porém, que na análise separada de Brasil e Estados Unidos da América, a amostra da Tabela 2 foi fragmentada em 516 e 8.162 observações, respectivamente.

4.3. Resultados

Os resultados das regressões por MQO *pooled*, com erros padrões robustos², tendo em vista a presença de heterocedasticidade, foram organizados em cinco tópicos: 1) *dummies* setoriais usadas como variável de controle; 2) teste de efeito país; 3) teste de efeito dos avanços institucionais; e 4) teste de efeito do aperfeiçoamento contábil.

4.3.1. Variável de controle setorial

Toda reta é definida por um coeficiente de inclinação, que representa o grau de influência da variável explicativa sobre a variável dependente, e um intercepto. Quando a regressão é estimada sem intercepto, obriga-se a reta a passar pela origem, distorcendo sua inclinação. Nesses casos, haverá erro sistemático entre a reta de regressão e o valor

¹ Não foi feita análise sobre pontos de influência ou alavanca. A exclusão sumária dos *outliers* é comum na literatura, a exemplo de Basu (1997, p. 21), Ball e Shivakumar (2000, p. 99) e Dechow e Dichev (2002, p. 40), que também utilizaram o critério de 1%.

² Isso significa que, na matriz de covariância dos coeficientes, a variância dos resíduos σ^2 é substituída pelo seu estimador, que consiste nos quadrados dos resíduos e^2 . As raízes quadradas dos elementos na diagonal principal dessa matriz de covariância modificada serão erros-padrões robustos ou erros-padrões de White, consistentes com heteroscedasticidade e correlação serial (HEIJ et al, 2004).

efetivamente observado da variável dependente, ou seja, os resíduos terão média diferente de zero. Portanto, não é necessário efetuar teste para a verificação dessa premissa, apenas garantir a presença do intercepto na regressão.

No presente caso, o pressuposto de que a média dos resíduos é igual a zero está garantida, pois todos os modelos possuem intercepto. Note-se que o modelo original de Jones não prevê intercepto, mas a versão aqui estimada fez sua inclusão. Porém, o valor médio das variáveis dependentes (intercepto) pode variar entre os diversos setores da economia, de modo que a estimação de um único intercepto para todas as empresa pode distorcer os coeficientes de inclinação estimados.

Nesse contexto, a Tabela 3 a seguir apresenta os resultados das dezoito *dummies* setoriais usadas como variável de controle nos modelos de qualidade contábil. Observa-se que a maioria das *dummies* foi significativa a 10% e isso sugere que, de fato, existem diferenças setoriais relevantes no nível de preço, lucro, variação do lucro e *accrual total*.

Tabela 3: Significância da variável de controle setorial

Nº	Setor	Modelo (A.1)	Modelo (B.1)	Modelo (C.1)	Modelo (D.1)
1	Agro e Pesca	-11,14***	-0,10**	-0,06**	0,01
2	Alimentos e Beb	-1,72	0,01***	-0,00*	0,01**
3	Comércio	-2,98**	0,01***	0,00	0,02***
4	Construção	-3,64	0,02***	0,01*	0,04***
5	Eletroeletrônicos	0,34	-0,01***	0,00**	0,00*
6	Energia Elétrica	-12,93***	0,04***	-0,00	0,01***
7	Máquinas Indust	-0,286	0,00	-0,00	0,02***
8	Mineração	0,57	0,00	-0,01***	-0,01**
9	Minerais não Met	-6,33**	0,02	0,00	-0,01
10	Papel e Celulose	-4,04*	0,00	4,96	-0,00*
11	Petróleo e Gas	-6,94***	0,02***	-0,00	-0,00*
12	Química	5,66***	-0,02***	-0,00*	0,01***
13	Siderur & Metalur	-2,85	0,02***	-0,00*	0,01***
14	Software e Dados	0,89	-0,01***	0,00	-0,01***
15	Telecomunicações	0,37	-0,01	0,00	-0,04***
16	Textil	-4,66**	0,02***	0,00	0,02***
17	Transporte Serviç	-5,01**	0,01***	-0,00	-0,00
18	Veiculos e peças	-0,87	0,02***	-0,00	0,01**
	Observações	8.678	8.678	8.678	7.752
	<i>Dummies</i> significantes a 10%	9	13	7	15

Fonte: Resultados desta pesquisa

$$(A.1) P_{i,t+1} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 V_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(B.1) L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 R_{i,t+1} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} R_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(C.1) \Delta L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_2 B_{i,t} + \beta_3 B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \varepsilon_{i,t}$$

$$(D.1) A_{i,t} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 F_{i,t-1} + \beta_2 F_{i,t} + \beta_3 F_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

Isso corrobora o uso dessas *dummies* como variável de controle nesta pesquisa e permite responder positivamente a primeira hipótese de trabalho.

H1: Sim. O intercepto dos modelos de qualidade contábil apresentou diferenças significantes entre os diversos **setores** da economia. Por consequência, esse controle deve ser feito sempre que tais modelos forem estimados.

4.3.2. *Efeito país*

Considerando que os Estados Unidos possuem tradição *common law* e mercado de capitais mais desenvolvido, espera-se que suas empresas se diferenciem das brasileiras e exibam maior qualidade contábil. Para avaliar essa questão, a amostra total anterior foi inicialmente subdividida para isolar observações do Brasil e dos Estados Unidos. Os modelos de qualidade contábil foram, então, estimados a partir dessas duas sub-amostras, conforme Tabela 4.

Na amostra dos Estados Unidos, observam-se sinais de relevância, conservadorismo e poder preditivo dos *accruals*. Os coeficientes de inclinação e de R^2 ajustados apurados na presente pesquisa são, em geral, compatíveis com os verificados nos trabalhos originais de Amir e Lev (1996, p. 14), Basu (1997, pp. 13 e 21) e Dechow e Dichev (2002, p. 44), além de outras pesquisas feitas nos Estados Unidos, a exemplo de Collins, Maydew e Weiss (1997, p. 49), Cahan et al (2000, p. 1292), Keener (2011, p. 14), LaFond, R. e Watts (2008, p. 51), Ahmed e Duellman (2007, p. 50), Lara e Penalva (2009, p. 18), Ball e Shivakumar (2005, p. 106), Wysocki (2009, p. 42), Ball e Shivakumar (2006, p. 42), Srinidhi e Gul (2006, p. 41).

A princípio, esperava-se coeficiente consistente para a oportunidade contábil nos Estados Unidos, o que não foi verificado nesta pesquisa quando utilizada a regressão com *pooled data*. Porém, o coeficiente torna-se positivo e significativo quando se estima o modelo (B.1) em painel com efeitos fixos (essa melhoria do resultado não ocorreu na amostra do Brasil). Ademais, nota-se que outras pesquisas norte-americanas também já encontraram coeficiente inconsistente naquele país, a exemplo de Ahmed e Duellman (2007, p. 50), Lara e Penalva (2009, p. 18).

Tabela 4: Resultados dos modelos de qualidade contábil em cada país

Modelo e característica	Variável	Sinal esperado	Brasil		Estados Unidos	
			Coefficiente	R ² ajustado	Coefficiente	R ² ajustado
A.1. Relevância	V	(+)	0,38***	68,54%	0,81***	37,52%
A.1. Relevância	L	(+)	3,88***		3,41***	
B.1. Oportunidade	R	(+)	0,05	18,16%	-0,02	11,04%
B.1. Conservadorismo	D.R	(+)	0,13*		0,16***	
C.1. Conservadorismo	B.ΔL	(-)	-0,38***	15,50%	-1,61***	2,31%
D.1. Poder preditivo do <i>accrual</i>	F _{t+1}	(+)	0,04	34,70%	0,09***	13,65%

Fonte: Elaboração própria. *** significante a 1%. * significante a 10%.

$$(A.1) P_{i,t+1} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 V_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(B.1) L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 R_{i,t+1} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} R_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(C.1) \Delta L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_2 B_{i,t} + \beta_3 B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \varepsilon_{i,t}$$

$$(D.1) A_{i,t} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 F_{i,t+1} + \beta_2 F_{i,t} + \beta_3 F_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

Na amostra do Brasil, observam-se sinais de relevância e conservadorismo, mas não de oportunidade nem de poder preditivo dos *accruals*. Isso é compatível com a maioria dos trabalhos empíricos brasileiros compilados por Antunes et al (2010, pp. 8-10), destacando-se que não foi encontrada pesquisa nacional sobre o poder preditivo dos *accruals*.

Lopes (2008) e Antunes *et al* (2010) também utilizaram modelos econométricos em conjunto para avaliar a qualidade contábil no Brasil e não encontraram resultados consistentes em todos os modelos simultaneamente. Aqui, com o uso do controle setorial, isso se repetiu, o que reforça a conclusão de que as empresas brasileiras não apresentam qualidade contábil em todos os seus aspectos.

No quesito relevância, Rezende (2005) encontrou resultado inconsistente no Brasil e seis trabalhos anteriores identificaram coeficiente positivo e significante: Costa e Lopes (2007), Lopes (2008), Reis e Costa (2009), Antunes *et al* (2010), Macedo *et al* (2012) e Lopes e Walker (2012). Aqui, com o uso do controle setorial, o resultado predominante se repetiu, o que reforça a conclusão de que há relevância contábil no Brasil.

No quesito oportunidade, três trabalhos encontraram coeficiente com sinal positivo e significante em amostras brasileiras: Santos e Costa (2008), Costa *et al* (2009) e Antunes *et al* (2010). Porém, oito artigos identificaram resultado inconsistente: Costa, Lopes e Costa (2006), Lopes (2008), Kaizer *et al* (2009), Mendonça *et al* (2010), Neto, Rodrigues e Almeida (2010), Moreira, Colauto e Amaral (2010), Santos *et al* (2011) e Almeida *et al* (2012). Aqui, com o uso do controle setorial, o resultado predominante se repetiu, o que reforça a conclusão de que não há oportunidade contábil no Brasil.

No quesito conservadorismo, pelo modelo (B), quatro pesquisas encontraram coeficiente com sinal positivo e significante em amostras brasileiras: Costa, Lopes e Costa

(2006), Lopes (2008), Neto, Rodrigues e Almeida (2010) e Almeida *et al* (2012). Porém, oito trabalhos identificaram resultado inconsistente: Santos e Costa (2008), Costa *et al* (2009), Kaizer *et al* (2009), Mendonça *et al* (2010), Antunes *et al* (2010), Moreira, Colauto e Amaral (2010), Antunes e Medeiros (2011) e Santos *et al* (2011). Aqui, com o uso do controle setorial, o resultado predominante não se repetiu. Considerando que a variável de controle corrige distorções do coeficiente estimado, entende-se que o resultado desta pesquisa é mais robusto e, assim, pode-se inferir que há conservadorismo contábil no Brasil pela métrica do modelo (B).

No conservadorismo pelo modelo (C), Coelho, Cia e Lima (2010) encontraram resultado inconsistente no Brasil, mas seis outros trabalhos encontraram coeficiente de sinal negativo e significativo: Coelho e Lima (2007), Paulo, Antunes e Formigoni (2008), Coelho e Lima (2008), Costa *et al* (2009), Mendonça *et al* (2010) e Antunes *et al* (2010). Aqui, com o uso do controle setorial, o resultado predominante se repetiu, o que reforça a conclusão de que há conservadorismo contábil no Brasil também pela métrica do modelo (C). Ou seja, os dois modelos de conservadorismo apresentaram resultados consistentes, o que torna a conclusão mais robusta.

A Tabela 4 anterior revela maior consistência dos modelos aplicados à amostra norte-americana, o que sugere maior qualidade contábil naquele país. Porém, as diferenças numéricas apuradas não foram testadas estatisticamente, de modo que ainda não é possível responder a segunda hipótese de trabalho. Importante destacar que o R^2 ajustado no Brasil foi maior do que nos Estados Unidos, mas isso é compatível com os valores apurados nas pesquisas já citadas.

Desse modo, para avançar na comparação entre países, a amostra completa foi retomada e os modelos foram reestimados com a inserção de uma variável *dummy* de valor unitário para os Estados Unidos e valor nulo para o Brasil. Esses resultados estão expostos na Tabela 5 a seguir.

Destaca-se que a maioria das *dummies* apresentou sinal esperado e significativo. Não se observou aumento na relevância do lucro, mas houve incremento na relevância do PL. No quesito oportunidade, não houve impacto na regressão com *pooled data*, mas foi possível perceber esse efeito na regressão com dados em painel com efeitos fixos.

Tabela 5: Resultados teste de efeito país

Modelo e característica	Variável	Sinal esperado	Amostra geral	
			Coefficiente	R ² ajustado
A.2. Relevância	S.V	(+)	0,42***	39,78%
A.2. Relevância	S.L	(+)	-1,08	
B.2. Oportunidade	S.R	(+)	0,04	13,58%
B.2. Conservadorismo	S.D.R	(+)	0,14**	
C.2. Conservadorismo	S.B.ΔL	(-)	-0,37***	3,41%
D.2. Poder preditivo do <i>accrual</i>	S.F _{t+1}	(+)	0,07*	16,07%

Fonte: Elaboração própria. *** significativa a 1%. * significativa a 10%.

dummy S = 1 para empresas norte-americanas

$$(A.2) P_{i,t+1} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 V_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \beta_3 S_{i,t} V_{i,t} + \beta_4 S_{i,t} L_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(B.2) L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 R_{i,t+1} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_4 S_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_5 S_{i,t} D_{i,t} R_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(C.2) \Delta L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_2 B_{i,t} + \beta_3 B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_4 S_{i,t} B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \varepsilon_{i,t}$$

$$(D.2) A_{i,t} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 F_{i,t-1} + \beta_2 F_{i,t} + \beta_3 F_{i,t+1} + \beta_4 S_{i,t} F_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

Dessa forma, conclui-se que há sim indícios de maior qualidade contábil nos Estados Unidos de tradição *common law* relativamente ao Brasil de tradição *code law*, o que permite responder positivamente a segunda hipótese de trabalho.

H2: Sim. Os **Estados Unidos** apresentaram maior qualidade contábil do que o Brasil. Por consequência, infere-se que os aspectos culturais e institucionais do país afetam a qualidade das demonstrações contábeis das empresas.

Isso corrobora a hipótese de que fatores exógenos afetam a qualidade contábil das empresas e está compatível com o trabalho de Ali e Hwang (2000, p. 15). Os autores avaliaram, entre outros, o efeito da tradição *common law* sobre a relevância contábil de 16 países e encontraram efeitos positivos em relação à tradição *code law*.

4.3.3. Efeito dos avanços institucionais

Assumindo que o surgimento do Novo Mercado da BM&FBovespa em 2000 indica avanço institucional do mercado de capitais brasileiro, aliado à conclusão do programa de estabilização econômica com a LRF e o retorno do *tag along* das ações ON pela Lei nº 10.303/01, espera-se que encontrar maior qualidade contábil a partir desse ano, especialmente nos modelos que utilizam variáveis de mercado. Para avaliar essa questão, adotou-se a amostra brasileira para estimar os modelos de qualidade contábil com a introdução de uma *dummy* de valor unitário a partir de 2001, conforme Tabela 6.

Tabela 6: Resultados teste de efeito de avanço institucional

Modelo e característica	Variável	Sinal esperado	Brasil	
			Coefficiente	R ² ajustado
A.3. Relevância	V	(+)	0,17**	70,14%
A.3. Relevância	L	(+)	0,49	
B.3. Oportunidade	R	(+)	1,23**	25,54%
B.3. Conservadorismo	D.R	(+)	-1,30**	
C.3. Conservadorismo	B.ΔL	(-)	-0,25	15,37%
D.3. Poder preditivo do <i>accrual</i>	F _{t+1}	(+)	nd	nd

Fonte: Elaboração própria. *** significante a 1%. * significante a 10%.

dummy Y = 1 a partir de 2001

'na' indica que esse teste não foi aplicado por multicolinearidade na amostra devido à limitação de dados sobre o fluxo de caixa antes de 2001.

$$(A.3) P_{i,t+1} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 V_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \beta_3 Y_{i,t} V_{i,t} + \beta_4 Y_{i,t} L_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(B.3) L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 R_{i,t+1} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_4 Y_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_5 Y_{i,t} D_{i,t} R_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(C.3) \Delta L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_2 B_{i,t} + \beta_3 B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_4 Y_{i,t} B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \varepsilon_{i,t}$$

$$(D.3) A_{i,t} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 F_{i,t-1} + \beta_2 F_{i,t} + \beta_3 F_{i,t+1} + \beta_4 Y_{i,t} F_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

Observa-se que os resultados para o quesito conservadorismo foram inconsistentes, pois uma métrica mostrou sinal inverso ao esperado e a outra não foi significativa nem a 10%. A despeito disso, verificam-se sinais de aumento na relevância do PL e da oportunidade contábil. Dessa forma, parece haver indícios de maior qualidade contábil no Brasil após o surgimento do Novo Mercado, o que corrobora a terceira hipótese de trabalho.

H3: Sim. As empresas brasileiras apresentaram maior qualidade contábil a partir de **2001**. Por consequência, infere-se que a promoção de reformas institucionais em um país pode contribuir para a melhoria das práticas contábeis.

Interessante destacar que Antunes et al (2010) pesquisaram se a efetiva adesão aos níveis de governança da BM&FBovespa (Novo Mercado, Nível 1 e Nível 2) afetou a qualidade contábil das empresas brasileiras e não encontrou resultados consistentes. Isso pode ser parcialmente explicado pela presente pesquisa, pois o surgimento do Novo Mercado parece ter induzido melhoria contábil no ambiente empresarial como um todo e não só especificamente naquelas empresas que aderiram ao seu regulamento.

4.3.4. Efeito do aperfeiçoamento contábil

Assumindo que a introdução das normas internacionais a partir de 2008 indica melhoria dos padrões contábeis nacionais, aliado à autonomia em relação ao fisco pelo RTT, espera-se que encontrar maior qualidade contábil a partir daquele ano. Para avaliar essa

questão, adotou-se a amostra brasileira para estimar os modelos de qualidade contábil com a introdução de uma *dummy* de valor unitário a partir de 2008, conforme Tabela 7.

Tabela 7: Resultados teste de efeito do avanço contábil

Modelo e característica	Variável	Sinal esperado	Brasil	
			Coefficiente	R ² ajustado
A.3. Relevância	V	(+)	0,25***	69,18%
A.3. Relevância	L	(+)	-2,20***	
B.3. Oportunidade	R	(+)	0,27*	19,83%
B.3. Conservadorismo	D.R	(+)	-0,30	
C.3. Conservadorismo	B.ΔL	(-)	-0,14	15,69%
D.3. Poder preditivo do <i>accrual</i>	F _{t+1}	(+)	0,13*	35,11%

Fonte: Elaboração própria. *** significante a 1%. * significante a 10%.

dummy Y = 1 a partir de 2008

$$(A.3) P_{i,t+1} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 V_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \beta_3 Y_{i,t} V_{i,t} + \beta_4 Y_{i,t} L_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(B.3) L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 R_{i,t+1} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_4 Y_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_5 Y_{i,t} D_{i,t} R_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(C.3) \Delta L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_2 B_{i,t} + \beta_3 B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_4 Y_{i,t} B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \varepsilon_{i,t}$$

$$(D.3) A_{i,t} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 F_{i,t-1} + \beta_2 F_{i,t} + \beta_3 F_{i,t+1} + \beta_4 Y_{i,t} F_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

Verificam-se sinais de aumento na relevância do PL, na oportunidade contábil e no poder preditivo dos *accruals*. Isso sugere que há indícios de maior qualidade contábil no Brasil após a introdução do IFRS, o que corrobora a quarta hipótese de trabalho.

H4: Sim. As empresas brasileiras apresentaram maior qualidade contábil a partir de **2008**. Por consequência, infere-se que o fortalecimento das práticas contábeis favorece a qualidade das informações prestadas pelas empresas.

É verdade que a relevância do lucro mostrou-se inconsistente, mas talvez isso seja ruído na *proxy* devido à crise financeira internacional, cujo ápice se deu em 2008 e pode ter invertido a relação entre preço e lucro naquele ano e afetado a *dummy* aqui utilizada. Lembre-se que o uso dessa técnica tem limitações e uma delas é a impossibilidade de isolar os efeitos do IFRS/RTT.

Por outro lado, a ausência de significância em ambas as métricas de conservadorismo converge com o resultado previamente encontrado por Santos et al (2011). Esses autores utilizaram dados trimestrais para pesquisar o efeito da Lei 11.638/07 sobre o conservadorismo das empresas listadas na BM&FBOVESPA e também não encontraram impacto relevante.

4.3.5. Efeito isolado dos avanços institucionais e contábeis

As Tabelas 6 e 7 estimaram regressões separadas para as *dummies* dos anos de 2001 e 2008. Porém, pode haver sobreposição de efeitos e, para avaliar essa questão, buscou-se estimar uma única regressão com ambas as *dummies* anuais simultaneamente. Essa análise está apresentada na Tabela 8 a seguir.

Tabela 8: Resultados do teste de cada avanço isolado

Modelo e característica	Variável	Sinal esperado	Brasil	
			2001 isolado	2008 isolado
A.4. Relevância	V	(+)	0,07	0,09
A.4. Relevância	L	(+)	1,48	-1,15
B.4. Oportunidade	R	(+)	1,17	0,06
B.4. Conservadorismo	D.R	(+)	-1,21**	-0,11
C.4. Conservadorismo	B.ΔL	(-)	-0,24	-0,25
D.4. Poder preditivo do <i>accrual</i>	F _{t+1}	(+)	nd	0,13*

Fonte: Elaboração própria. *** significante a 1%. * significante a 10%.

dummy Y1 = 1 a partir de 2001; *dummy* Y8 = 1 a partir de 2008

$$(A.4) P_{i,t+1} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 V_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \beta_3 Y1_{i,t} V_{i,t} + \beta_4 Y1_{i,t} L_{i,t} + \beta_5 Y8_{i,t} V_{i,t} + \beta_6 Y8_{i,t} L_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(B.4) L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 R_{i,t+1} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_4 Y1_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_5 Y1_{i,t} D_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_6 Y8_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_7 Y8_{i,t} D_{i,t} R_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(C.4) \Delta L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_2 B_{i,t} + \beta_3 B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_4 Y1_{i,t} B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_5 Y8_{i,t} B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \varepsilon_{i,t}$$

$$(D.4) A_{i,t} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 F_{i,t-1} + \beta_2 F_{i,t} + \beta_3 F_{i,t+1} + \beta_4 Y1_{i,t} F_{i,t+1} + \beta_5 Y8_{i,t} F_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

O uso simultâneo das *dummies* anuais para 2001 e 2008 revela resultado inconsistente para 2001 e apenas um efeito positivo para 2008. Isso sugere que o efeito isolado do avanço institucional inexistente e é fraco para o aperfeiçoamento. Por outro lado, as Tabelas 6 e 7 anteriores apresentam indícios da existência de efeito conjunto, ou seja, os avanços de 2000 e 2007, juntos, afetaram positivamente a qualidade contábil.

CAPÍTULO 5: FATORES ENDÓGENOS

O fator endógeno analisa as diferenças na qualidade contábil de empresas inseridas no mesmo ambiente econômico. Em linha, Dechow, Ge e Schrand (2010, p. 379) listam diversos trabalhos que mostram evidências de que as métricas de contábeis de qualidade estão associadas com características operacionais das empresas como performance da empresa, pois o baixo desempenho pode incentivar gerenciamento de resultado. Aqui, optou-se por analisar três características específicas que possuem relação teórica com a qualidade contábil. São elas: oportunidade de crescimento, endividamento e *accrual* discricionário.

Lopes (2008) afirma que empresas com maiores oportunidades de crescimento, em busca de financiamento, tendem a sinalizar menor expropriação dos investidores por meio de padrões mais elevados de governança corporativa, nos quais se insere a própria contabilidade. Por outro lado, Burgstahler, Hail e Leuz (2006) argumentam que empresas com alto endividamento financeiro possuem fortes incentivos para aumentarem sua qualidade contábil, inclusive para atrair investidores e equilibrar sua estrutura de capital. Ou seja, a necessidade de recursos é incentivo econômico que pode induzir a melhoria contábil.

H5: Espera-se que empresas com maiores **oportunidades de crescimento** apresentem maior qualidade contábil.

H6: Espera-se que empresas mais **endividadas** apresentem maior qualidade contábil.

As oportunidades de crescimento foram avaliadas a partir de três *proxies*: indicador *Market-To-Book* (MTB), índice Preço/Lucro (P/L) e variação do lucro operacional (ΔLO). As duas primeiras são tradicionais na literatura e a terceira é proposta por Lopes (2008). Considerando que o preço é expectativa de lucro futuro e o lucro corrente é a própria materialização do resultado no exercício, o índice P/L representa quantas unidades de lucro se espera gerar no futuro para cada unidade de lucro realizada no exercício. Dessa forma, maior índice P/L sugere maior expectativa de crescimento do lucro.

De modo análogo, o patrimônio líquido é o capital próprio investido pelo acionista. Assim, o indicador MTB representa quantas unidades de lucro se espera gerar no futuro para cada unidade monetária investida na empresa. Assim, maior indicador MTB também sugere maior expectativa de crescimento do lucro. Por fim, considerando que o lucro operacional tende a ser persistente, sua variação indicaria a perspectiva de crescimento da empresa.

Além disso, observa-se que o gerenciamento de resultados afeta de forma mais direta e explícita a qualidade contábil, distorcendo as informações divulgadas e prejudicando a formação de expectativas realistas sobre o fluxo de caixa futuro. Aqui, a *proxy* utilizada para o gerenciamento de resultados foi o nível de *accruals* discricionários.

H7: Espera-se que empresas com menor nível de *accruals* discricionários apresentem maior qualidade contábil.

No Brasil, pesquisas anteriores brasileiras já testaram outras características das firmas, como regulamentação e adesão aos níveis diferenciados de governança da BM&FBOVESPA, mas não encontraram efeitos significantes, conforme Antunes (2010, p. 8-11), porém, nenhuma delas utiliza os fatores e metodologia ampliada aqui avaliados, considerando variável de controle e quatro modelos econométricos simultâneos.

Por fim, Lopes (2008) argumenta que os fatores endógenos podem ser mais importantes onde as instituições são mais fracas. Nesse contexto, destaca-se o trabalho de Cavalcanti, Magalhães e Tavares (2008, p. 417), que compilou onze indicadores sobre capacidade empresarial de dezesseis países das três Américas, Central, do Sul e do Norte. A Tabela 9 a seguir apresenta os indicadores do Brasil e dos EUA e suas posições relativas em relação à amostra de 16 países selecionados.

Tabela 9: Indicadores institucionais do Brasil e EUA

Indicador	EUA	Brasil	Posição dos EUA	Posição do Brasil
Procedimentos para registrar firma	5	17	2°	Último
Anos para fechar empresa	2	10	4°	Último
Rigidez do mercado de trabalho	3	56	1°	12°
Custo para registrar propriedade	0,50%	4%	1°	10°
Direitos legais - jurídicos	7	2	1°	Último
Direitos legais - fáticos	5,81	0,5	2°	Último
Custo de cobrar contrato	7,50%	15,50%	1°	7°
Proteção contra expropriação política	10	7,91	2°	3°
PIB per capita (US\$)	34.430	7.480	1°	7°
Investimento/PIB	21,25%	16,58%	2°	6°
Crédito privado / PIB	219,54%	34,95%	1°	6°

Fonte: Adaptado de Cavalcanti, Magalhães e Tavares (2008, p. 417).

Observa-se que os indicadores do Brasil são inferiores não só em relação aos EUA, mas também em relação aos demais países do continente americano, especialmente em relação aos seis primeiros parâmetros. Isso, aliado às diferenças na tradição normativa do

direito (*code e common law*) e no desenvolvimento do mercado de capitais, embasou a oitava hipótese de pesquisa.

H8: Espera-se que os **fatores endógenos** sejam mais significantes **no Brasil** do que nos Estados Unidos.

5.1. Metodologia

Para avaliar os fatores endógenos, foram adotadas duas abordagens: 1º) os modelos foram testados na amostra geral, com empresas do Brasil e dos Estados Unidos, com a inclusão de variável *dummy* adicional para captar a influência de três características da firma: oportunidades de crescimento, endividamento e *accrual* discricionário; 2º) testou-se a interação dessa *dummy* com o país sede da empresa.

Esse procedimento para o teste de fator endógeno guarda analogia com o trabalho de Ball e Shivakumar (2005), que testaram diferenças de conservadorismo e oportunidade contábil usando *dummies* para separar empresas de capital aberto e fechado na Inglaterra. Os autores encontraram sinais positivos e significantes compatíveis com maior qualidade contábil nas empresas de capital aberto. A amostra continha 95.872 observações e o R^2 das regressões se situaram em torno de 7%.

Porém, todos os fatores endógenos aqui avaliados são variáveis contínuas, de modo que a construção da *dummy* seguiu a metodologia de Lopes (2008), que organizou sua variável contínua (índice de governança) em quintis, eliminou os três quintis intermediários e ficou apenas com os dois grupos de quintis extremos. Com isso, foi possível obter *dummy* para identificar os quintis extremos e essa *dummy* foi incluída como variável adicional nos modelos (A) e (B).

O uso dos quintis é importante para identificar diferenças expressivas nas características individuais das empresas. Afinal, não se espera que variações discretas em cada *proxy* produza efeito imediato na qualidade contábil.

Ressalta-se que a técnica de dados em painel não é suficiente para avaliar a questão de pesquisa aqui proposta. Afinal, os efeitos de tempo e firma captados pela estimação em painel equivalem a *dummies* com impacto apenas no intercepto das regressões e, portanto, não mensuraram a interação com as variáveis explicativas. Assim, foi necessário adotar a metodologia aqui apresentada.

Para realizar o teste de fator endógeno, foram identificados os quintis extremos de cada das *proxies* de oportunidade de crescimento (MTB, P/L e Δ LO), endividamento (ET e EF) e *accrual* discricionário (Jones e KS). Em seguida, os valores intermediários foram excluídos, restando apenas 40% da amostra original. Finalmente, adotou-se uma *dummy* ‘Q’ para identificar o quintil superior de crescimento/endividamento e o quintil inferior do *accrual* discricionário (em módulo). Essa *dummy* ‘Q’ foi inserida nos modelos qualidade contábil conforme equações abaixo, que explicitam o teste do fator endógeno incondicional.

$$P_{i,t+1} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 V_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \beta_3 Q_{i,t} V_{i,t} + \beta_4 Q_{i,t} L_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{A.5})$$

$$L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 R_{i,t+1} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_4 Q_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_5 Q_{i,t} D_{i,t} R_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{B.5})$$

$$\Delta L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_2 B_{i,t} + \beta_3 B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_4 Q_{i,t} B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{C.5})$$

$$A_{i,t} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 F_{i,t-1} + \beta_2 F_{i,t} + \beta_3 F_{i,t+1} + \beta_4 Q_{i,t} F_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{D.5})$$

Onde $Q_{i,t}$ é uma variável *dummy* com valor unitário para o Quintil superior de crescimento e endividamento e para o quintil inferior do *accrual* discricionário (em módulo).

Este primeiro teste é incondicional porque verifica se as características das empresas afetam a qualidade contábil de forma independente em relação ao país-sede. O Quadro 4 explicita as variáveis de interesse pesquisadas no teste incondicional de fator endógeno.

Quadro 4: Teste incondicional do fator endógeno

Modelo	Característica	Variável de interesse	Coefficiente	Sinal esperado	Inferência
A.5	Relevância	Q.V	β_3	(+)	Indícios de que a qualidade contábil é afetada por características de cada empresa
A.5	Relevância	Q.L	β_4	(+)	
B.5	Oportunidade	Q.R	β_4	(+)	
B.5	Conservadorismo	Q.D.R	β_5	(+)	
C.5	Conservadorismo	Q.B. Δ L*	β_4	(-)	
D.5	Poder preditivo do <i>accrual</i>	Q.F _{t+1}	β_4	(+)	

Fonte: Elaboração própria

$$(A.5) P_{i,t+1} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 V_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \beta_3 Q_{i,t} V_{i,t} + \beta_4 Q_{i,t} L_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(B.5) L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 R_{i,t+1} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_4 Q_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_5 Q_{i,t} D_{i,t} R_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(C.5) \Delta L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_2 B_{i,t} + \beta_3 B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_4 Q_{i,t} B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \varepsilon_{i,t}$$

$$(D.5) A_{i,t} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 F_{i,t-1} + \beta_2 F_{i,t} + \beta_3 F_{i,t+1} + \beta_4 Q_{i,t} F_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

Por outro lado, é possível que as características da firma sejam mais relevantes em ambientes institucionais menos desenvolvidos, como mecanismo de compensação. Assim,

pode-se interagir os efeitos do país-sede com os fatores individuais, multiplicando as variáveis do Quadro 4 pela *dummy* S. O Quadro 5 e as equações (A.6) a (D.6) explicitam o teste condicional dos fatores endógenos.

$$P_{i,t+1} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 V_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \beta_3 Q_{i,t} L_{i,t} + \beta_4 S_{i,t} Q_{i,t} V_{i,t} + \beta_5 S_{i,t} Q_{i,t} L_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{A.6})$$

$$L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 R_{i,t+1} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_4 Q_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_5 Q_{i,t} D_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_6 S_{i,t} Q_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_7 S_{i,t} Q_{i,t} D_{i,t} R_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{B.6})$$

$$\Delta L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_2 B_{i,t} + \beta_3 B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_4 Q_{i,t} B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_5 S_{i,t} Q_{i,t} B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{C.6})$$

$$A_{i,t} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 F_{i,t-1} + \beta_2 F_{i,t} + \beta_3 F_{i,t+1} + \beta_4 Q_{i,t} F_{i,t+1} + \beta_5 S_{i,t} Q_{i,t} F_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{D.6})$$

Quadro 5: Teste condicional do fator endógeno

Modelo	Característica	Variável de interesse	Coefficiente	Sinal esperado	Inferência
A.6	Relevância	S.Q.V	β_4	(+)	O efeito-firma é diferente em ambientes institucionais diferentes
A.6	Relevância	S.Q.L	β_5	(+)	
B.6	Oportunidade	S.Q.R	β_6	(+)	
B.6	Conservadorismo	S.Q.D.R	β_7	(+)	
C.6	Conservadorismo	S.Q.B. ΔL^*	β_5	(-)	
D.6	Poder preditivo do <i>accrual</i>	S.Q.F _{t+1}	β_5	(+)	

Fonte: Elaboração própria

$$(A.6) P_{i,t+1} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 V_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \beta_3 Q_{i,t} L_{i,t} + \beta_4 S_{i,t} Q_{i,t} V_{i,t} + \beta_5 S_{i,t} Q_{i,t} L_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(B.6) L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 R_{i,t+1} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_4 Q_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_5 Q_{i,t} D_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_6 S_{i,t} Q_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_7 S_{i,t} Q_{i,t} D_{i,t} R_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(C.6) \Delta L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_2 B_{i,t} + \beta_3 B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_4 Q_{i,t} B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_5 S_{i,t} Q_{i,t} B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \varepsilon_{i,t}$$

$$(D.6) A_{i,t} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 F_{i,t-1} + \beta_2 F_{i,t} + \beta_3 F_{i,t+1} + \beta_4 Q_{i,t} F_{i,t+1} + \beta_5 S_{i,t} Q_{i,t} F_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

Os indicadores MTB e P/L foram calculados a partir das variáveis primárias citadas na equação (A), onde o preço da ação em 30 de abril foi dividido pelo lucro por ação ou valor patrimonial da ação do ano anterior. A variação do lucro operacional (ΔLO) foi calculada a partir do lucro antes de juros e impostos, obtido a partir dos seguintes parâmetros: *Earnings before interest and taxes* (EBIT) em dezembro, no exercício, em moeda original (dólar ou real), em milhares, extraído das demonstrações consolidadas, quando disponíveis.

Para medir o endividamento, foram utilizados dois índices. O endividamento total (ET) equivale ao passivo total dividido pelo ativo total e esse indicador já estava diretamente disponível na base. O endividamento financeiro (EF) equivale ao total de Empréstimos e Financiamentos, de curto prazo e longo prazo, dividido pelo ativo total e foi calculado separadamente para este trabalho.

Empréstimos e Financiamentos de longo prazo para a amostra brasileira = Total de empréstimos e financiamentos de longo prazo (TotEmFiLP), em dezembro, em moeda original (dólar ou real), extraído das demonstrações consolidadas, quando disponíveis, inclusive debêntures; e

Empréstimos e Financiamentos de longo prazo para a amostra norte-americana = Financiamentos de longo prazo (FinLP), em dezembro, em moeda original (dólar ou real), extraído das demonstrações consolidadas, quando disponíveis, inclusive debêntures.

Para avaliar os *accruals* discricionários, foram utilizados os resíduos dos modelos (E) e (F), de Jones e KS, sendo que a variável dependente (*accruals* totais) foi obtida a partir da equação (6).

5.2. Amostra

Para análise dos fatores endógenos, iniciou-se com a amostra descrita na tabela 2 do capítulo anterior, e então foram considerados apenas os quintis extremos de três características individuais das empresas: oportunidade de crescimento (MTB, P/L e ΔLO), endividamento (ET e EF) e *accrual* discricionário (Jones e KS). Para tanto, os valores 20% superiores e 20% inferiores dos seis indicadores foram identificados (1.736 observações cada). Em seguida, os valores intermediários foram excluídos, restando apenas 3.472 observações totais em cada grupamento de quintis extremos.

Por fim, verificou-se que a variável relativa ao fluxo de caixa defasado, requerida apenas pelo modelo de Dechow e Dichev (2002), não estavam disponíveis para nenhuma empresa nos anos de 1997, 1998 e 1999. Assim, para análise desse único modelo, foi utilizada uma amostra menor, com 7.752 observações (3.100 para os quintis), que excluiu esses três anos.

5.3. Resultados

Os resultados das regressões por MQO *pooled*, com erros padrões robustos³, tendo em vista a presença de heterocedasticidade, foram organizados em três tópicos: 1) regressão auxiliar para identificar o *accrual* discricionário; 2) teste dos três fatores endógenos; e 3) teste combinado dos efeitos endógeno e exógeno.

5.3.1. Regressão auxiliar para o *accrual* discricionário

Os modelos de Jones e KS foram utilizados para estimar o *accrual* discricionário (resíduo), passível de gerenciamento. Os resultados dessa regressão auxiliar estão apresentados na Tabela 10.

Tabela 10: Apuração do *accrual* discricionário

Modelo	Variável	Coefficiente	Sinal esperado	Valor encontrado
(E) Jones $R^2 = 5.56\%$ $n = 8.678$	$1/AT_{t-1}$	β_1	(?)	-760.63***
	ΔRL	β_2	(+)	0.05***
	I	β_3	(-)	-0.03***
(F) KS $R^2 = 18.53\%$ $n = 8.678$	$\theta_1 RL$	β_1	(+)	0.04***
	$\theta_2 CD$	β_2	(+)	0.05***
	$\theta_3 I$	β_3	(-)	-0.65***

Fonte: Elaboração própria. *** significante a 1%

(E) $A_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1(1/AT_{i,t-1}) + \beta_2\Delta RL_{i,t} + \beta_3I_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

(F) $A_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1\theta_1 RL_{i,t} + \beta_2\theta_2 CD_{i,t} + \beta_3\theta_3 I_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

Observa-se que ambos os modelos (Jones e KS) se mostraram consistentes, pois todas as variáveis exibiram sinal esperado e significância de 1%. Dessa forma, ambos foram utilizados para calcular o *accrual* discricionário. Destaca-se que o coeficiente β_1 de Jones é o único a apresentar valor superior à unidade, por se tratar do inverso do Ativo Total, sem nenhum fator no numerador. Como essa variável possui valor ínfimo, seu coeficiente precisa ser maior para gerar algum impacto na variável dependente.

Formigoni, Antunes e Paulo (2009, p. 55), Nardi e Nakao (2009, p. 91) e Almeida, Lopes e Corrar (2011, p. 54-55) também estimaram o modelo (H) para o Brasil. Apenas o último obteve coeficientes consistentes e significantes a 1% para todas as três variáveis, e

³ Isso significa que, na matriz de covariância dos coeficientes, a variância dos resíduos σ^2 é substituída pelo seu estimador, que consiste nos quadrados dos resíduos e^2 . As raízes quadradas dos elementos na diagonal principal dessa matriz de covariância modificada serão erros-padrões robustos ou erros-padrões de White, consistentes com heteroscedasticidade e correlação serial (HEIJ et al, 2004).

seu R^2 foi elevado (86,17%). Os demais exibiram um ou dois coeficientes inconsistentes e R^2 menor, de 8,91% e 10,79%. As amostras tinham 931, 1.853 e 276 observações nos períodos de 1998-2005, 1997-2007 e 2000-2005, respectivamente. Destaca-se que Nardi e Nakao (2009, p. 91) lista nove outros trabalhos que estimaram o modelo KS no Brasil. Um deles encontrou R^2 elevado, de 54%, e os demais encontraram valores entre 12,8% e 3,4%, menores que o reportado aqui nesta pesquisa.

Destaca-se que essa regressão visa apenas subsidiar o cálculo dos *accruals* discricionários e possui caráter secundário neste trabalho. Dessa forma, não há nenhuma hipótese de pesquisa específica a ser aqui avaliada.

5.3.2. *Fatores endógenos*

Esta presente pesquisa também pressupõe que os fatores endógenos da empresa podem afetar sua qualidade contábil. Dentre os diversos fatores endógenos existentes, optou-se por avaliar as oportunidades de crescimento, o endividamento e o nível de *accruals* discricionários, este último como *proxy* para o nível de gerenciamento de resultados.

Para avaliar essa questão, retornou-se para a amostra completa para estimar os modelos de qualidade contábil apenas para os quintis extremos de cada fator endógeno, com a introdução de uma *dummy* de valor unitário para o quintil onde se esperava haver maior qualidade contábil. Esses resultados estão apresentados na Tabela 11.

No quintil de MTB, há sinais de aumento da relevância do PL e do conservadorismo, com perda de poder preditivo dos *accruals*. No quintil de P/L, há sinais de maior oportunidade, mas os demais resultados são inconsistentes. No quintil de LO, há sinais de maior relevância do lucro e da oportunidade, com ambiguidade no conservadorismo. Assim, a *proxy* para as oportunidades de crescimento não revelou resultados robustos. Porém, caso se despreze o quintil de P/L, nota-se que cinco das sete métricas com sinal significativo exibiram o sinal esperado, o que sugere indícios de que o fator “crescimento” aumenta a qualidade contábil, especialmente a variável “ ΔLO ”. Isso corrobora a hipótese levantada por Lopes (2008).

H5: Sim. As empresas com maiores oportunidades de **crescimento** apresentaram maior qualidade contábil. Por consequência, infere-se que a necessidade de financiamento pode ser incentivo econômico em prol da qualidade contábil.

Tabela 11: Resultados teste de fator endógeno incondicional

Modelo e Característica	Variável	Sinal esperado	Crescimento			Endividamento		Accruals discricionário	
			MTB	P/L	ΔLO	ET	EF	AJ	AK
A.5. Relevância	Q.V	(+)	3,53***	-0,41***	0,01	-0,35	-0,29**	0,04	1,80***
A.5. Relevância	Q.L	(+)	0,79	26,78***	2,03***	0,86	0,29	1,03*	-0,01
B.5. Oportunidade	Q.R	(+)	-0,03	0,35***	0,24***	-0,04	-0,02	-0,06**	0,00
B.5. Conservadorismo	Q.D.R	(+)	-0,02	-0,43***	-0,21***	0,16***	0,06	0,10**	0,05
C.5. Conservadorismo	Q.B. ΔL	(-)	-0,09*	0,52***	-0,28***	0,21	-0,59***	0,00	-0,41**
D.5. Poder preditivo do <i>Accrual</i>	Q.F _{t+1}	(+)	-0,00**	0,00	-0,00	-0,00	-0,00	0,75*	1,31***

Fonte: Elaboração própria. *** significante a 1%. ** significante a 5%.

dummy Q = 1 para quintil superior de crescimento/endividamento e inferior de *accrual* discricionário

MTB = Market-To-Book. P/L = Preço/Lucro. ΔLO = variação do Lucro Operacional. ET = Endividamento Total. EF = Endividamento Financeiro. AJ = *Accrual* discricionário pelo modelo de Jones. AK = *Accrual* discricionário pelo modelo KS.

$$(A.5) P_{i,t+1} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 V_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \beta_3 Q_{i,t} V_{i,t} + \beta_4 Q_{i,t} L_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(B.5) L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 R_{i,t+1} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_4 Q_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_5 Q_{i,t} D_{i,t} R_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(C.5) \Delta L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_2 B_{i,t} + \beta_3 B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_4 Q_{i,t} B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \varepsilon_{i,t}$$

$$(D.5) A_{i,t} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 F_{i,t+1} + \beta_2 F_{i,t} + \beta_3 F_{i,t+1} + \beta_4 Q_{i,t} F_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

No quintil de ET e EF, há sinal de aumento apenas em uma métrica de conservadorismo e houve sinal inconsistente para relevância do PL no quintil EF. Isso não permite inferir que haja efeito do endividamento sobre a qualidade contábil, de modo que a hipótese de Burgstahler, Hail e Leuz (2006) não foi verificada.

H6: Não. Empresas com maior **endividamento** não apresentaram maior qualidade contábil. Talvez isso possa ser explicado pela existência simultânea de outros incentivos, como a propensão ao gerenciamento de resultados.

Segundo Dechow, Ge e Schrand (2010, p. 379), o alto endividamento pode indicar que a empresa está próxima das restrições de *covenants* contratuais e isso pode induzir o gerenciamento de resultados para não se incorrer em penalidades financeiras. Nesse cenário, o endividamento pode gerar dois efeitos contrários sobre a qualidade contábil, um incentivo positivo, pela necessidade de recursos, e um negativo, pela manipulação contábil. Para se investigar essa possibilidade, foi estimada regressão tendo o *accrual* discricionário (Jones e KS), em módulo, como variável dependente e os índices de endividamento total e financeiro como variáveis explicativas. Ambos os índices exibiram coeficientes significantes a 1%, mas apenas o endividamento financeiro mostrou sinal positivo. Para esse caso, a dívida parece aumentar o gerenciamento de resultados, gerando incentivo contrário à necessidade de financiamento e explicando a ausência de efeito líquido apurado na Tabela 11 anterior.

No quintil de AJ e AK, há indícios de aumento na relevância, no conservadorismo e no poder preditivo dos *accruals*. Apesar do sinal inconsistente para oportunidade no quintil AJ, isso sugere que os menores níveis de *accruals* discricionários estão associados a maior qualidade contábil. Importante destacar a relação observada entre menor nível de *accrual* discricionário e aumento do poder preditivo dos *accruals*: isso sugere que o gerenciamento de resultados prejudica a previsibilidade dos fluxos de caixa e corrobora a hipótese deste trabalho de que o gerenciamento distorce as informações contábeis.

H7: Sim. As empresas com menor nível de *accruals* discricionários apresentaram maior qualidade contábil.

Assim, de forma geral, a Tabela 11 sugere indícios de que os fatores endógenos afetam a qualidade contábil. Isso corrobora a hipótese adotada pelo presente trabalho e está compatível com os achados de outras pesquisas afetas ao tema e que utilizaram outras *proxies*. Por exemplo, Ghosh, Gu e Jain (2005) observaram que empresas norte-americanas com crescimento de receita e lucro apresentam menor gerenciamento de resultado. Por outro lado, Martin, Khurana e Pereira (2006) encontraram relação positiva nos Estados Unidos entre crescimento da firma e seu grau de evidenciação.

Ali e Hwang (2000, p. 15) avaliaram, entre outros, o efeito de fatores endógenos como endividamento e gastos com auditoria sobre a relevância contábil de 16 países e encontraram efeitos positivos. Aqui nesta presente pesquisa, não se verificou efeito positivo sobre a relevância, mas sim sobre o conservadorismo.

5.3.3. *Fatores endógenos e exógenos combinados*

Em complemento às análises anteriores, buscou-se avaliar se os fatores endógenos das empresas possuem maior impacto sobre a qualidade contábil no Brasil, cujo ambiente exógeno é menos favorável do que nos Estados Unidos. Para avaliar essa questão, replicaram-se os testes imediatamente anteriores, da Tabela 11, com a adição de outra *dummy*, de valor unitário para as empresas brasileiras. Esses resultados estão apresentados na Tabela 12.

Tabela 12: Resultados teste de fator endógeno condicional

Modelo	Variável	Sinal esperado	Crescimento			Endividamento		Accruals discricionário	
			MTB	P/L	Δ LO	ET	EF	AJ	AK
A.5. Relevância	Q.V	(+)	0,02	-0,37***	-0,47***	-0,32*	-0,22**	-0,19	0,30
A.5. Relevância	Q.L	(+)	1,10	-1,00	1,28	-0,57	0,46	-0,51***	2,33
B.5. Oportunidade	Q.R	(+)	0,22***	-0,02	0,06	0,15	0,08	-0,09	0,00
B.5. Conservadorismo	Q.D.R	(+)	0,19	0,07	-0,03	-0,04	-0,12	0,44**	0,14
C.5. Conservadorismo	Q.B. Δ L	(-)	0,04	-0,78***	-0,11	-0,14	0,18	-0,87	-0,55*
D.5. Poder preditivo do <i>Accrual</i>	Q.F _{t+1}	(+)	-0,01	-0,00**	0,01	0,00	0,00	-1,31*	-0,67

Fonte: Elaboração própria. *** significante a 1%. ** significante a 5%.

dummy Q = 1 para quintil superior de crescimento/endividamento e inferior de *accrual* discricionário

MTB = Market-To-Book. P/L = Preço/Lucro. Δ LO = variação do Lucro Operacional. ET = Endividamento Total. EF = Endividamento Financeiro. AJ = *Accrual* discricionário pelo modelo de Jones. AK = *Accrual* discricionário pelo modelo KS.

$$(A.5) P_{i,t+1} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 V_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \beta_3 Q_{i,t} V_{i,t} + \beta_4 Q_{i,t} L_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(B.5) L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 R_{i,t+1} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_4 Q_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_5 Q_{i,t} D_{i,t} R_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(C.5) \Delta L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_2 B_{i,t} + \beta_3 B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_4 Q_{i,t} B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \varepsilon_{i,t}$$

$$(D.5) A_{i,t} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 F_{i,t+1} + \beta_2 F_{i,t} + \beta_3 F_{i,t+1} + \beta_4 Q_{i,t} F_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

Observa-se que a maioria dos coeficientes não foi significante. Os quintis de MTB e AK mostram efeito positivo apenas nos quesitos de oportunidade e conservadorismo, respectivamente. Nos demais quintis, quando houve significância os resultados foram contrários ao esperado, todos ou em sua maioria. Assim, não é possível concluir que os fatores endógenos são mais importantes no Brasil relativamente aos Estados Unidos, não sendo possível confirmar hipótese adotada neste trabalho.

H8: Não. Os **fatores endógenos** não foram mais significantes **no Brasil** do que nos Estados Unidos.

CAPÍTULO 6: CONSIDERAÇÕES METODOLÓGICAS

Ao empreender esta pesquisa, observou-se que os modelos de qualidade contábil são comumente estimados por Mínimos Quadrados Ordinários – MQO, sem ajustes de endogeneidade, inclusive em periódicos internacionais, e que as pesquisas sobre gerenciamento de resultados se baseiam em diversos métodos alternativos de cálculo dos *accruals* discricionários. Assim, buscou-se avaliar se os resultados obtidos por MQO e Mínimos Quadrados em Dois Estágios – MQ2E são similares e se existe correlação entre as diversas métricas de *accrual* discricionário. Essas duas questões metodológicas representam contribuições para a literatura internacional.

H9: Espera-se que as estimações por MQO e **MQ2E** gerem resultados qualitativamente similares.

H10: Espera-se encontrar forte correlação entre as diversas **métricas de *accrual*** discricionário.

6.1. Endogeneidade

Um dos pressupostos clássicos das regressões de Mínimos Quadrados Ordinários – MQO é a premissa de que a variável explicativa afeta a variável dependente, não o contrário. Porém, na prática, ambas as variáveis podem se influenciar mutuamente. Isso ocorre quando a variável explicativa é correlacionada com o resíduo da regressão. Nesse caso, parte da variável dependente (resíduo) afeta a variável explicativa.

Geralmente a endogeneidade é identificada em consulta à literatura acadêmica. Se houver endogeneidade, o método tradicional de regressão por MQO precisa ser adaptado. Uma alternativa é regredir em dois estágios. Primeiro, usa-se uma regressão auxiliar para explicar a própria variável explicativa. Assim, é possível identificar a parcela da variável explicativa que é influenciada por outros fatores externos, denominados instrumentos, e isolar a parcela (resíduo) que possui correlação com a variável dependente original. Na segunda etapa, o resíduo da regressão auxiliar é subtraído da variável explicativa, cujo valor líquido é usado na regressão principal para estimar a variável dependente. Esse método é denominado Mínimos Quadrados em Dois Estágios – MQ2E.

No presente caso, a teoria prediz determinação simultânea nos modelos (A), (B) e (D). Nos modelos (A) e (B), sabe-se que o lucro, como medida de desempenho econômico, afeta o preço da ação, mas o contrário também é verdadeiro, conforme Sales (2011, p. 67). Isso pode ser compreendido de duas formas: a) pela teoria, pois o gestor pode gerenciar o lucro para estabilizar ou induzir o nível de preço; e b) pelas equações dos modelos de qualidade contábil, pois o modelo (A) usa o lucro para explicar o preço e o modelo (B) usa a variação do preço (retorno) para explicar o lucro.

No modelo (D) a endogeneidade ocorre por causa da diferença temporal entre *accrual* corrente e fluxo de caixa futuro. O *accrual* corrente é determinado automaticamente pelo fluxo de caixa corrente e sinaliza/explica o fluxo de caixa futuro. Porém, o fluxo de caixa futuro está no modelo (D) explicando o *accrual* corrente, gerando o efeito em mão dupla.

Apenas o modelo (C), do tipo auto regressivo, está livre de endogeneidade, pois o valor futuro da própria variável não pode determinar seu valor anterior. Dessa forma, apenas o modelo (C) pode ser estimado por MQO. Os demais devem utilizar o método de MQ2E, usando as próprias variáveis explicativas, defasadas, como instrumentos. Lembra-se que o uso da defasagem faz perder a observação do último ano e reduz o tamanho da amostra.

A partir dessa constatação, foi empreendida análise de sensibilidade dos modelos de qualidade contábil para avaliar a robustez dos resultados anteriores após corrigir a presença de endogeneidade pelo método MQ2E. Aproveitou-se também para avaliar as diferenças no resultado ocasionadas pela inserção ou não de variável de controle setorial e pela estimação usando dados em painel. A amostra utilizada é a mesma descrita na Tabela 2 do capítulo 4.

Destaca-se que outras premissas estatísticas poderiam ser aqui avaliadas, a exemplo do tratamento dos *outliers* e ausência de normalidade dos resíduos. Porém, isso não foi avaliado devido às restrições de escopo deste trabalho. Esses aspectos podem ser investigados em pesquisas futuras.

6.2. Resultado do teste de sensibilidade

A análise de sensibilidade para o modelo (A) é apresentada na Tabela 13 a seguir. Na amostra dos EUA, nota-se que os resultados são sempre significantes e positivos, mesmo a 1%. No Brasil, isso só não ocorreu em um único caso.

Assim, o modelo (A) parece ser robusto aos três ajustes estatísticos aqui testados: variável de controle, painel e endogeneidade.

Tabela 13: Análise de sensibilidade para o Modelo (A)

Método	Dados	Dummies setoriais	EUA		Brasil	
			L	V	L	V
MQO	Pooled	Não	3,36***	0,68***	4,09***	0,39***
		Sim	3,41***	0,81***	3,88***	0,38***
	Painel	Não	2,26***	0,84***	2,54***	0,24**
		Sim	2,35***	0,81***	3,18***	0,39***
MQ2E	Pooled	Não	9,54***	1,28***	7,14***	0,43***
		Sim	8,95***	1,35***	6,03***	0,47***
	Painel	Não	6,46***	1,53***	5,66	-0,98***
		Sim	5,60***	1,79***	4,27***	0,53***

Fonte: Resultados desta pesquisa.

Obs.: A estimação em painel com *dummy* setorial considerou efeitos aleatórios, por incompatibilidade da *dummy* com os efeitos fixos.

A análise de sensibilidade para o modelo (B) é apresentada na Tabela 14 a seguir. Na amostra dos EUA, nota-se que o coeficiente da variável “DR” é sempre maior que o coeficiente da variável “R” e que os resultados por MQO melhoram com a introdução da variável de controle setorial e/ou com a estimação em painel, porém, os resultados se tornam inconsistentes quando se utiliza o método de MQ2E.

No Brasil, os resultados por MQ2E também são inconsistentes, a introdução da variável de controle setorial não afeta qualitativamente os resultados por MQO e há ambiguidade no uso de dados em painel: o quesito de oportunidade ganha significância, mas o conservadorismo perde.

Assim, o modelo (B) não parece ser robusto aos ajustes estatísticos aqui testados, com destaque para o método de MQ2E, que tornou todos os resultados inconsistentes, inclusive nos EUA.

Tabela 14: Análise de sensibilidade para o Modelo (B)

Método	Dados	Dummies setoriais	EUA		Brasil	
			R	DR	R	DR
MQO	Pooled	Não	-0,03**	0,18***	0,04	0,14***
		Sim	-0,01	0,16***	0,05	0,13***
	Painel	Não	0,03***	0,05***	0,14***	0,02
		Sim	0,01**	0,08***	0,09**	0,09
MQ2E	Pooled	Não	-1,03**	5,14***	40,84	43,04
		Sim	-0,47	6,96	4,68	7,63
	Painel	Não	-5,27	13,25	0,13	1,95
		Sim	-1,47***	4,85***	0,41*	-0,43

Fonte: Resultados desta pesquisa.

Obs.: A estimação em painel com *dummy* setorial considerou efeitos aleatórios, por incompatibilidade da *dummy* com os efeitos fixos.

A análise de sensibilidade para o modelo (C) é apresentada na Tabela 15 a seguir. Nota-se que os resultados por MQO são sempre consistentes nos EUA e também no Brasil.

Assim, o modelo (C) parece ser robusto aos ajustes por variável de controle e dados em painel. Lembra-se que esse modelo não contém endogeneidade e, portanto, dispensa aplicação do método por MQ2E.

Tabela 15: Análise de sensibilidade para o Modelo (C)

Método	Dados	Dummies setoriais	EUA	Brasil
			B. Δ L	B. Δ L
MQO	Pooled	Não	-0,00***	-0,36***
		Sim	-0,00***	-0,38***
	Painel	Não	-0,01***	-0,55***
		Sim	-0,00*	-0,44***

Fonte: Resultados desta pesquisa.

Obs.: A estimação em painel é sempre com efeitos aleatórios.

Por fim, a análise de sensibilidade para o modelo (D) é apresentada na Tabela 16 a seguir. Na amostra dos EUA, os resultados por MQO são sempre consistentes para todas as três variáveis, sendo que o coeficiente do fluxo de caixa corrente é sempre maior que dos demais, porém há perda de significância, troca de sinais e de magnitude dos coeficientes quando se utiliza MQ2E. Isso também ocorre no Brasil, sendo que o fluxo de caixa futuro não se mostra significativo por MQO, conforme antecipado em capítulo anterior.

Assim, o modelo (D) não parece ser robusto aos ajustes por endogeneidade.

Tabela 16: Análise de sensibilidade para o Modelo (D)

Método	Dados	Dummies setoriais	EUA			Brasil		
			F _t	F _{t-1}	F _{t+1}	F _t	F _{t-1}	F _{t+1}
MQO	Pooled	Não	-0,26***	0,06***	0,08***	-0,36***	0,04*	0,00
		Sim	-0,26***	0,07***	0,09***	-0,32***	0,09***	0,04
	Painel	Não	-0,27***	0,10***	0,11***	-0,31**	0,10*	0,10
		Sim	-0,27***	0,08***	0,10***	-0,32***	0,09*	0,06
MQ2E	Pooled	Não	-1,02	-1,03***	2,35*	1,49	-0,88	-0,21
		Sim	-0,54	-0,71***	1,52*	0,23	-0,04	0,14
	Painel	Não	0,08	0,35***	-0,37	-1,24	0,58	-1,73
		Sim	0,07	0,34***	-0,35	-0,71***	0,09	0,80*

Fonte: Resultados desta pesquisa.

Obs.: A estimação em painel com *dummy* setorial considerou efeitos aleatórios, por incompatibilidade da *dummy* com os efeitos fixos.

Em conjunto, essas quatro análises de sensibilidade revelam que os modelos de qualidade contábil geram resultados robustos em relação às diferenças setoriais e dados em

painel. Por outro lado, o modelo (A) foi consistente após aplicação do método de MQ2E e os modelos (B) e (D) não.

H9: As estimações por MQO e **MQ2E** gerem resultados similares para o modelo (A) e resultados diferentes para os **modelos (B) e (D)**. O modelo (C) é auto regressivo e não contém endogeneidade. Dessa forma, sugere-se que a forma de estimação dos modelos (B) e (D) sejam debatidas em trabalhos futuros.

Sobre o assunto, é importante observar que a endogeneidade do modelo (B) é atestada por Ball, Kothari e Nikolaev (2013, pp. 4 e 32), porém eles comentam que o método de MQO ainda assim pode ser utilizado, pois o objetivo central no teste de conservadorismo condicional é avaliar a associação entre lucro e retorno, sem estabelecer relação causal típica das regressões.

Por outro lado, a associação entre variáveis pode ser avaliada por outros métodos estatísticos e a escolha da regressão por MQO pressupõe relação causal e ausência de endogeneidade. Assim, sugere-se que pesquisas futuras discutam com maior profundidade as escolhas econométricas desses modelos e suas respectivas propriedades estatísticas.

6.3. Profusão de métricas de *accruals* discricionários

Esta pesquisa analisou o efeito de três fatores endógenos na qualidade contábil das empresas e um deles foi o gerenciamento de resultados, cuja *proxy* adotada foi a magnitude dos *accruals* discricionários. Nos testes do capítulo anterior, os *accruals* discricionários foram estimados pelos modelos de Jones e KS, considerando os *accruals* totais da equação (6), oriundos do capital de giro.

A escolha da equação (6) foi motivada pelos seguintes aspectos: a) se baseia no capital de giro, métrica adotada no modelo original de Dechow e Dichev (2002); b) é mais abrangente e avalia todo o ativo circulante, não só as contas do capital de giro; e c) segue a abordagem do balanço patrimonial, que é a mais utilizada na literatura, conforme Paulo (2007, p.92).

Por outro lado, muitos dos modelos de gerenciamento disponíveis na literatura derivam do modelo de Jones e, assim, optou-se por utilizar a versão original de Jones e outro modelo que não deriva dele, para dispor de abordagem alternativa.

Contudo, não existe consenso na literatura sobre as melhores métricas para a estimação dos *accruals* discricionários. Afinal, os *accruals* totais podem ser calculados por contas patrimoniais ou de resultado e existem diversos modelos diferentes para segregar os *accruals* não discricionários e discricionários. Assim, buscou-se avaliar se essas diversas métricas podem ser substitutas entre si. Caso afirmativo, a escolha de um método ou outro pode não prejudicar os resultados.

Nesse contexto, foram estimadas 35 *proxies* de *accruals* discricionários, a partir de 05 métricas de *accruals* totais e 07 modelos de separação dos *accruals* normais e discricionários, conforme segue.

6.4. Métricas disponíveis na literatura

O cálculo dos *accruals* totais pode ser feito de diversas formas, a exemplo das seis equações a seguir, propostas por Paulo (2007, p. 93), Dechow e Dichev (2002, p. 40), Hribar e Collins (2002, p. 109), Mendonça et al (2010, p. 12), Hribar e Collins (2002, p. 109) e Antunes (2009, p. 149), respectivamente.

$$A_{i,t} = \Delta CCL_{i,t} - De_{i,t} - \Delta Cx_{i,t} + \Delta EF_{i,t} \quad (6)$$

$$A_{i,t} = \Delta G_{i,t} \quad (8)$$

$$A_{i,t} = LL_{i,t} - FCO_{i,t} \quad (9)$$

$$A_{i,t} = LAIE_{i,t} - FCO_{i,t} \quad (10)$$

$$A_{i,t} = EBITDA_{i,t} - FCO_{i,t} \quad (11)$$

$$A_{i,t} = \Delta G_{i,t} - De_{i,t} - \Delta T_{i,t} - \Delta O_{i,t} \quad (12)$$

Em que:

Todas as variáveis são ponderadas por $AT_{i,t-1}$;

$A_{i,t}$ denota os *accruals* totais da empresa i no ano t ;

$LL_{i,t}$ denota o lucro líquido da empresa i no ano t (LucroLiq);

$FCO_{i,t}$ denota o fluxo de caixa operacional da empresa i no ano t (CxOper);

$LAIE_{i,t}$ denota o lucro antes de itens extraordinários da empresa i no ano t . A variável ‘ $LAIE$ ’ não foi encontrada de forma explícita na base de dados e, por aproximação, utilizou-se o lucro antes do resultado financeiro (EBIT);

$EBITDA_{i,t}$ denota o lucro antes de juros, impostos, depreciação e amortização da empresa i no ano t (EBITDA);

$CCL_{i,t}$ denota o capital circulante líquido da empresa i no ano t (AtvCir [-] PasCir);

$De_{i,t}$ denota as despesas com depreciação da empresa i no ano t (Depr e Amor);

$Cx_{i,t}$ denota o caixa (disponibilidades) da empresa i no ano t (DivTtBr [-] DivTtLq)⁴;

$EF_{i,t}$ denota os empréstimos e financiamentos de curto prazo da empresa i no ano t (TotEmFiCP), inclusive debêntures;

$G_{i,t}$ denota o capital de giro da empresa i no ano t (ClieCP [+] Estoques [-] Fornec)⁵;

$T_{i,t}$ denota os tributos a pagar de curto prazo da empresa i no ano t (Imp Pag); e

$O_{i,t}$ denota as outras contas operacionais de curto prazo da empresa i no ano t .

A variável ‘ O ’ não foi encontrada de forma explícita na base de dados e, por aproximação, utilizou-se as informações sobre provisões operacionais (ProvCP).

Além das dificuldades para calcular os *accruals* totais, é necessário também identificar e separar a parcela que é inerente e intrínseco ao regime de competência e às atividades da empresa. Para tanto, Dechow, Ge e Schrand (2010) afirmam que a literatura corrente sobre o tema apresenta diversos modelos de estimação de *accruals* não discricionários.

No início, Healy (1985), Dechow e Sloan (1991) e DeAngelo (1986) sugeriram utilizar o *accrual* médio, sua mediana ou o *accrual* total do ano anterior como *proxies* para o *accrual* normal, não discricionário. A partir dessas simplificações, trabalhos posteriores propuseram diversas regressões em que as variáveis explicativas representariam os *accruals* normais, inerente à prática contábil adotada.

Alguns desses modelos são apresentados a seguir, conforme propostas de Jones (1991), Kang e Sivaramakrishnan (1995), Pae (2005), Peasnell, Pope e Young – PPY (2000), Dechow Richardson e Tuna (2003), conhecido como Jones *forward looking*, e Paulo (2007)⁶.

⁴ A variável ‘CaixaEEqCx’ estava diretamente disponível apenas para os anos de 2010 e 2011. Assim, o caixa da empresa foi obtido a partir da diferença entre a dívida financeira bruta e líquida, disponível para todo o período analisado.

⁵ Alguns autores fazem referência ao capital de giro por meio das contas a receber e a pagar, em vez de clientes e fornecedores, respectivamente, a exemplo de Peasnell, Pope e Young (2000, p. 315) e Hribar e Collins (2002, p. 109).

$$A_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1(1/AT_{i,t-1}) + \beta_2\Delta R_{i,t} + \beta_3I_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (E)$$

$$A_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1\theta_1R_{i,t} + \beta_2\theta_2CD_{i,t} + \beta_3\theta_3I_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (F)$$

$$A_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1(1/AT_{i,t-1}) + \beta_2\Delta R_{i,t} + \beta_3I_{i,t} + \beta_4FCO_{i,t} + \beta_5FCO_{i,t-1} + \beta_6TA_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

$$A_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1R_{i,t} + \beta_2(R_{i,t} - \Delta CR_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

$$A_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1(\gamma\Delta R_{i,t} - \Delta CR_{i,t}) + \beta_2I_{i,t} + \beta_3A_{i,t-1} + \beta_4(\Delta R_{i,t+1}/R_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

$$A_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1R_{i,t} + \beta_2I_{i,t} + \beta_3FCO_{i,t} + \beta_4L_{i,t} + \beta_5L_{i,t}^2 + \beta_6A_{i,t-1} + C_{i,t} + DA_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (16)$$

Em que:

α_0 denota o intercepto de cada regressão;

$\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$ e β_6 denotam os coeficientes de inclinação de cada regressão;

$\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro;

Todas as variáveis são ponderadas por $AT_{i,t-1}$, exceto ela mesma;

$AT_{i,t-1}$ denota o Ativo Total da empresa i no ano $t-1$ (AtivoTot);

$R_{i,t}$ denota a Receita líquida (Receita);

$I_{i,t}$ denota o Imobilizado (Imobil);

$CR_{i,t}$ denota as Contas a Receber de clientes (ClieCP);

γ equivale a 1 (um) mais o coeficiente angular da regressão: $\Delta CR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1\Delta R_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

$CD_{i,t}$ denota o Custo e Despesa operacional, excluída a depreciação (CPV [+] DesVen

[+] DesAdm [+] GAV,R&D [-] Depr e Amor);

θ_1 equivale à razão $CR_{i,t-1}/R_{i,t-1}$;

θ_2 equivale à razão $(E_{i,t-1} + F_{i,t-1} + \text{Despesa antecipada}_{i,t-1})/CD_{i,t-1}$;

$E_{i,t-1}$ denota o Estoque de curto prazo (Estoques);

$F_{i,t-1}$ denota os Fornecedores a Pagar (Fornec);

θ_3 equivale à razão $De_{i,t-1}/I_{i,t-1}$;

$C_{i,t}$ equivale à métrica de conservadorismo ($\beta_7\Delta L_{i,t} + \beta_8D_{i,t} + \beta_9D_{i,t}\Delta L_{i,t}$), em que $D_{i,t}$

indica *Dummy* de valor unitário se $\Delta L_{i,t} < 0$;

$DA_{i,t}$ denota as Despesas Anormais ($\beta_{10}u_{i,t} + \beta_{11}w_{i,t}$), equivalentes a ambos os resíduos das regressões a seguir, desenvolvidas por Roychowdhury (2006, p. 345) e Gunny (2005), respectivamente:

⁶ Ρεσσαλτα-σε θυε, παρα φινσ δε εστιμα| | εσ δος μοδελοσ θονεσ (1995) ε Παε (2005) φοραμ αδαπταδ ασ χομ ινχλυσ©ο δο ιντερχεπτο αο, para evitar problemas econométricos, conforme discutido no trabalho de Paulo (2007).

$$CP_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1(1/AT_{i,t-1}) + \beta_2R_{i,t} + \beta_3\Delta R_{i,t} + \beta_4\Delta R_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (17)$$

$$\Delta \log(DO_{i,t}) = \alpha_0 + \beta_1 \log(R_{i,t}) + \beta_2 B_{i,t} \log(R_{i,t}) + \beta_3 \log(R_{i,t-1}) + \beta_4 B_{i,t} \log(R_{i,t-1}) + w_{i,t} \quad (18)$$

onde:

$CP_{i,t}$ denota o custo de Produção, equivalente ao custo do produto vendido mais $\Delta E_{i,t}$ (CPV [+] Δ Estoque);

$DO_{i,t}$ denota as despesas operacionais (DesVen [+] DesAdm [+] GAV,R&D. Ressalta-se que ‘DesVen’ e ‘DesAdm’ estão disponíveis para o Brasil e ‘GAV,R&D’ para os EUA);

B indica variável Binária que assume valor unitário se $\Delta R_{i,t} < 0$.

Além desses, pode-se destacar também o modelo de Dechow, Sloan e Sweeney (1995, p. 199), conhecido como Jones modificado. Os autores estimam a regressão (E) e apuram os respectivos coeficientes. Depois, alteram a segunda variável do modelo (E), inserem os coeficientes previamente estimados e apuram os *accruals* normais conforme abaixo. Por fim, apura-se o *accruals* discricionários pela diferença entre TA e NDA (resíduo).

$$AN_{i,t} = \beta_0 + \beta_1(1/AT_{i,t-1}) + \beta_2(\Delta R_{i,t} - \Delta CR_{i,t}) + \beta_3 I_{i,t} \quad (19)$$

Onde β_0 , β_1 , β_2 e β_3 denotam os coeficientes obtidos na regressão (E).

Observa-se que também não existe consenso quanto ao método para identificar o *accruals* normais, que se baseiam principalmente nas contas de receita e imobilizado. Ressalta-se que as várias versões do modelo de Jones (1991), equações (E), (13) e (19), apresentam dificuldades que têm sido extremamente discutidas na literatura, conforme Graham, Harvey e Rajgopal (2005, p. 8).

Considerando que cada um dos sete modelos de *accruals* normais (E, F, 13-16 e 19) foi estimado cinco vezes, uma para cada métrica de *accruals* totais (6 e 8-12), é importante esclarecer que uma das cinco estimações respeita a especificação original do modelo e as outras quatro inovam ao trocar a métrica original de *accruals* totais por outra disponível na literatura, no intuito de avaliar se os resíduos finais das regressões apresentam forte correlação entre si.

O modelo original de Jones (E) utiliza a métrica (8) de *accruals* totais, assim como a maioria dos modelos derivados dele, como Jones modificado, Pae e PPY (13, 14 e 19). O modelo Jones forward (15), porém, se baseia na métrica (10) de *accruals* totais, e é o único aqui utilizado que se baseia originalmente no método do resultado.

O modelo original de Paulo (16) se baseia na métrica (6) de *accruals* totais. O modelo original de KS (F) se baseia em métrica denominada “*accrual balance*”, que é similar à métrica (6). Assim, reitera-se que as especificações originais de cada modelo foram respeitadas em uma de suas cinco estimações.

Por fim, destaca-se que três métricas de *accruals* totais (9, 11 e 12) não são utilizadas originalmente em nenhum dos modelos aqui avaliados. Assim, seu uso representa inovação.

6.5. Metodologia para análise de correlação

Para avaliar se as diferentes métricas de *accruals* produzem resultados equivalentes, todos os modelos de *accruals* discricionários foram calculados considerando todas as equações de *accruals* totais e, em seguida, apurou-se a estatística descritiva de cada métrica e a correlação entre elas. Brooks (2008, p. 172) sugere que o valor crítico para análise de correlação é 0,8.

Destaca-se que o objetivo aqui não é identificar o melhor modelo, mas apenas avaliar a dispersão de seus resultados. Espera-se encontrar forte correlação ($\rho > 0,8$) entre as diversas métricas, na hipótese de que as diversas abordagens utilizadas nas pesquisas sobre gerenciamento de *accruals* são substitutas entre si. Caso contrário, torna-se recomendável desenvolver trabalhos futuros que discutam as propriedades de cada métrica para identificar qual seria a mais adequada para estudar o gerenciamento de resultados.

Por oportuno, adianta-se que o R^2 desses modelos já foi comparado por Paulo (2007, p. 230), que encontrou oscilações entre 3% e 30%, com dados de cinco países das Américas. Esta pesquisa se diferencia daquela porque aqui cada modelo é testado com 05 especificações diferentes para os *accruals* totais.

A partir da amostra da tabela 1, foram feitos dois tipos de exclusões: dados ausentes e *outliers* com *accruals* maiores do que o ativo total da empresa ($AT_{i,t} > 1,0$). Ressalta-se que a variável $T_{i,t}$ (tributo a pagar no curto prazo) estava disponível apenas para o ano de 2011 e apenas para 283 empresas brasileiras, não sendo possível identificar nenhuma forma alternativa para obtê-la. Logo, o uso da equação (12) ficou prejudicado e optou-se por excluí-la da análise. Com isso, restaram 15.198 observações válidas (1.562 do Brasil e 13.636 dos EUA) para se calcular as 05 métricas de *accruals* totais, obtidas pelas equações (6) e (8-11).

A partir dessas 15.198 observações, foram feitas mais exclusões por dados ausentes devido às variáveis adicionais dos modelos de *accruals* discricionários, representados pelas

equações (E-F), (13-16) e (19). Com isso, restaram 8.997 dados válidos (780 do Brasil e 8.217 dos EUA), que consistiram na amostra final para cálculo das 35 *proxies* de *accruals* discricionários, considerando 07 modelos e 05 métricas de *accruals* totais.

6.6. Resultados da análise de correlação

A tabela 17 a seguir apresenta as estatísticas descritivas das 05 métricas de *accruals* totais, calculadas a partir das equações (6) e (8-11). Observa-se que as diversas métricas não apresentam padrão homogêneo, sendo que as médias alternam em sinal e magnitude. As métricas de resultado (9-11) exibiram maior desvio-padrão e menor curtose. Verifica-se ainda discrepância no indicador de assimetria das métricas de balanço.

Tabela 17: Estatística descritiva das métricas de *accrual* total

	(9)	(10)	(11)	(6)	(8)
Média	-0,056	-0,013	0,045	-0,042	0,017
Mediana	-0,048	-0,008	0,040	-0,041	0,006
Desvio padrão	0,106	0,107	0,112	0,097	0,074
Curtose	13,7	12,6	9,7	15,4	27,6
Assimetria	-0,530	-0,526	-0,243	0,364	2,190
Intervalo	1,938	1,952	1,858	1,943	1,900
Mínimo	-0,980	-0,977	-0,879	-0,953	-0,920
Máximo	0,958	0,975	0,979	0,990	0,980

Fonte: Resultados desta pesquisa. N = 15.198 observações.

A tabela 18 a seguir apresenta a correlação entre as 05 métricas de *accruals* totais. Observa-se que as métricas de balanço (6, 8 e 12) apresentam baixa correlação entre si e com as demais. Por outro lado, as métricas de resultado (9-11) apresentam forte correlação entre si.

Como dito anteriormente, foi necessário excluir a métrica (12) da análise, pois seus dados estavam disponíveis apenas para 283 empresas brasileiras em 2011. Essa restrição impede a análise completa dessa métrica, mas ainda assim foi possível calcular sua correlação com as métricas anteriores, apenas para essa sub-amostra. Observa-se que essa métrica de balanço também apresenta baixa correlação com as demais.

Destaca-se que a associação entre as métricas de resultado parece inevitável, pois todas elas se baseiam na diferença entre fluxo de caixa operacional e lucro, havendo distinção apenas na definição de lucro. A métrica (9) se refere ao lucro líquido, a métrica (10) exclui o resultado financeiro e o imposto de renda, e a métrica (11) retira também a depreciação. Nota-se que as métricas (10) e (11) são praticamente idênticas, exceto pela depreciação.

Tabela 18: Correlação entre as 05 métricas de accruals totais

	(9)	(10)	(11)	(6)	(8)	(12)
(9)	1,00					
(10)	0,82	1,00				
(11)	0,69	0,87	1,00			
(6)	0,43	0,45	0,29	1,00		
(8)	0,25	0,32	0,35	0,53	1,00	
(12)	0,14	0,13	0,08	0,27	0,50	1,00

Fonte: Resultados desta pesquisa

Esses resultados sugerem que as métricas baseadas nas contas de resultados são equivalentes entre si. Porém, parece não haver semelhança das métricas de balanço entre si nem delas com as métricas de resultado.

A tabela 19 a seguir apresenta as estatísticas descritivas das 35 *proxies* de *accruals* discricionários, calculadas a partir dos diversos métodos analisados nesta pesquisa. Primeiramente, fixando-se o modelo de separação dos *accruals* e variando a métrica de *accrual* total, observa-se que as estatísticas descritivas não parecem equivalentes. Para ilustrar, em todos os modelos observa-se alternância de sinal na mediana e na assimetria.

Em seguida, comparando-se os resultados gerais de modelo com outro, observa-se que não há equivalência nas estatísticas descritivas, exceto em relação aos modelos Jones (E) e Jones modificado (19).

Os modelos Jones e Jones modificado exibiram médias sempre positivas e as demais estatísticas descritivas possuem valor quase idêntico. A semelhança de ambos os modelos parece inevitável, pois se baseiam na mesma regressão e nos mesmos coeficientes angulares, com diferença apenas por ajuste na 2ª variável explicativa. Para facilitar a visualização na tabela a seguir, ambos foram apresentados um perto do outro.

Os modelos KS (F), PPY (14) e Paulo (16) apresentam médias sempre negativas, mas as demais estatísticas descritivas são diferentes. Primeiro, o modelo PPY tem médias decrescentes em todas as métricas de *accrual* total e os modelos KS e Paulo invertem essa tendência nas métricas de balanço (6 e 8). Segundo, o modelo KS tem curtose e assimetria maiores na métrica (8), o modelo PPY, nas métricas (8) e (10), respectivamente, e o modelo Paulo, nas métricas (9) e (8). Terceiro, o PPY tem maior desvio-padrão nas métricas de resultado (9-11) e menor nas métricas de balanço (6 e 8), enquanto o contrário acontece com o modelo Paulo (16).

Tabela 19: Estatística descritiva das 35 métricas de accruals discricionários

ad	at	Média	Mediana	Desv. Pad	Curtose	Assimetria	Intervalo	Mínimo	Máximo
Jones modificado (19)	9	3,60E-04	0,007	0,093	12,5	-0,663	1,841	-0,937	0,903
	10	1,30E-03	0,007	0,096	12,4	-0,750	1,931	-0,981	0,950
	11	1,38E-03	-0,001	0,103	8,5	-0,451	1,841	-0,931	0,909
	6	1,12E-03	0,000	0,086	15,7	0,581	1,674	-0,812	0,862
	8	1,94E-03	-0,004	0,071	27,8	1,740	1,795	-0,805	0,990
Jones (E)	9	2,26E-16	0,007	0,093	12,5	-0,679	1,841	-0,938	0,903
	10	1,47E-17	0,006	0,095	12,6	-0,830	1,932	-0,983	0,949
	11	1,00E-17	-0,002	0,102	8,7	-0,519	1,842	-0,933	0,909
	6	6,54E-17	-0,001	0,085	15,7	0,468	1,626	-0,810	0,816
	8	2,78E-17	-0,005	0,066	27,4	1,506	1,751	-0,805	0,946
KS (F)	9	-1,06E-16	0,006	0,079	20,7	-1,091	1,803	-0,944	0,859
	10	-2,66E-16	0,006	0,081	19,8	-1,440	1,947	-0,971	0,976
	11	-2,78E-16	0,002	0,086	14,5	-1,067	1,868	-0,911	0,958
	6	-1,19E-16	0,000	0,081	20,6	0,471	1,841	-0,807	1,035
	8	-7,03E-17	-0,004	0,065	26,9	1,198	1,688	-0,829	0,859
Pae (13)	9	1,55E-16	0,006	0,090	13,8	-0,646	1,796	-0,909	0,887
	10	-4,34E-17	0,006	0,093	13,3	-0,684	1,920	-0,964	0,956
	11	-4,15E-17	0,001	0,101	8,9	-0,458	1,884	-0,947	0,937
	6	4,84E-18	-0,001	0,083	18,9	0,963	1,705	-0,830	0,875
	8	-4,12E-17	-0,001	0,071	25,7	1,402	1,764	-0,817	0,947
PPY (14)	9	-8,46E-16	0,008	0,094	12,1	-0,754	1,803	-0,921	0,883
	10	-1,30E-15	0,008	0,094	12,4	-0,850	1,936	-0,963	0,973
	11	-1,69E-15	-0,001	0,100	8,9	-0,586	1,836	-0,926	0,910
	6	-2,22E-15	0,002	0,081	16,4	0,128	1,578	-0,777	0,801
	8	-3,43E-15	-0,001	0,047	36,1	0,204	1,360	-0,772	0,588
Jones forward (15)	9	2,03E-16	0,006	0,089	14,2	-0,660	1,832	-0,940	0,892
	10	1,15E-17	0,006	0,089	16,3	-0,956	1,975	-0,970	1,005
	11	-1,04E-17	0,002	0,094	12,4	-0,791	1,911	-0,911	1,000
	6	5,96E-17	-0,001	0,086	16,5	0,647	1,716	-0,821	0,894
	8	2,62E-17	-0,005	0,069	27,9	1,702	1,779	-0,819	0,960
Paulo (16)	9	-3,80E-17	0,003	0,067	47,0	-1,695	2,362	-1,556	0,806
	10	-1,84E-16	0,004	0,072	21,9	-0,243	2,083	-1,113	0,970
	11	-2,23E-16	0,001	0,078	14,3	-0,182	1,939	-1,011	0,928
	6	-7,19E-17	0,000	0,084	19,0	0,836	1,786	-0,801	0,985
	8	-3,62E-17	-0,003	0,071	25,2	1,830	1,756	-0,819	0,936

Fonte: Resultados desta pesquisa. N = 8.997 observações

ad = modelo para cálculo do *accrual* discricionário

at = métrica de *accrual* total

Os modelos Pae (13) e Jones *forward* (15) são os únicos que não possuem médias de sinal uniforme em todas as cinco métricas de *accrual* total. No primeiro caso, as médias são essencialmente positivas e, no segundo, essencialmente negativas.

Porém, fixando-se a métrica de *accrual* total e variando o modelo de separação dos *accruals*, observa-se que as estatísticas descritivas parecem equivalentes. Para ilustrar, tem-se que a métrica (8), referente ao capital de giro, geralmente apresenta os menores desvios-padrão, bem como as maiores curtoses e assimetrias, independentemente do modelo utilizado. Por outro lado, a métrica (11), referente ao EBITDA, apresenta os maiores desvios-padrão e

as menores curtoses. Para facilitar a visualização, os maiores e menores valores de cada modelo da tabela anterior foram destacados em negrito e itálico, respectivamente.

Assim, a análise das estatísticas descritivas sinaliza que os diversos modelos de separação dos *accruals* podem ser substitutos entre si, mas apenas quando se utiliza a mesma métrica de *accrual* total. Nesse sentido, a análise prossegue com a análise de correlação.

O Anexo III apresenta o coeficiente de correlação aos pares das 35 *proxies* de *accrual* discricionário, calculadas a partir dos diversos métodos aqui analisados. Para facilitar a visualização, os valores de $\rho > 0,8$ foram destacados em negrito e a Tabela 21 foi organizada em sub-retângulos, com base nos sete modelos de *accruals* discricionários, representados pelas equações (E-F), (13-16) e (19).

De modo geral, observa-se que as maiores correlações se localizam na diagonal de cada retângulo. Isso sugere que modelos diferentes geram *proxies* correlacionadas se, somente se, as métricas de *accruals* totais forem iguais. Esse resultado é coerente com a tendência observada na estatística descritiva e sugere que os diversos modelos podem ser equivalentes entre si. Dessa forma, o esforço acadêmico em prol do aperfeiçoamento dos modelos parece convergir para medidas equivalentes.

Talvez a correlação entre os diversos modelos possa ser explicada pelo baixo poder explicativo deles. Conforme Tabela 20 a seguir a maioria das regressões apresentou R^2 menor que 20%, indicando que os resíduos, *proxy* dos *accruals* discricionários, representam, em geral, 80% da métrica primária de *accrual* total.

Se o poder explicativo é baixo, os modelos tendem a não retirar a variância do *accrual* e o resíduo do modelo tende a se aproximar da própria variável dependente. Assim, considerando a mesma métrica de *accruals* totais como variável dependente, seria natural que os modelos se mostrassem correlacionados.

Tabela 20: Poder explicativo dos modelos de *accruals* não discricionários

Modelo de separação dos <i>accruals</i>		Métrica de <i>accrual</i> total				
		9	10	11	6	8
Jones	E	4,2%	6,3%	5,3%	7,7%	20,4%
KS	F	31,3%	32,8%	32,4%	15,5%	24,3%
Pae	13	9,9%	9,9%	5,9%	13,3%	10,2%
PPY	14	2,8%	8,3%	8,7%	17,0%	60,1%
Jones <i>forward</i>	15	12,2%	18,1%	19,8%	6,4%	13,1%
Paulo	16	100,0%	73,9%	63,4%	21,5%	16,0%

Fonte: Resultados desta pesquisa. N= 8.997 observações

Todos os modelos foram significantes a 1% pelo teste F.

O modelo Jones modificado (19) se baseia na regressão (E).

Destaca-se que os modelos KS (F) e Paulo (16) exibem R^2 elevado com base nas métricas de resultado (9-11). Isso ocorre porque ambos os modelos possuem o Fluxo de Caixa Operacional – FCO como variável explicativa dos *accruals* e, nas métricas de resultado, o *accrual* total é calculado a partir do próprio FCO. O R^2 do modelo Paulo (16) é ainda mais elevado porque ele possui o FCO e o lucro líquido (L) como variável explicativa, sendo que o *accrual* de resultado é calculado exatamente a partir da diferença entre essas duas variáveis (ou modificações do lucro, como EBITDA e lucro operacional). Dessa forma, a variável dependente (*accruals* totais) se torna uma combinação linear das variáveis explicativas, perfeita no caso particular da métrica (9) em conjunto com o modelo (16).

Para compreender melhor o R^2 de 100% da tabela anterior, lembra-se que a métrica (9) define que o *accrual* total (*TA*) é “L - FCO” e o modelo (16) possui essas duas variáveis (L e FCO) explicando o próprio *TA*. Assim, substituindo (9) no lado esquerdo da equação (16), observa-se “L - FCO” explicando a si próprio, apenas. Logo, percebe-se não ser adequado utilizar as métricas de resultado (9-11) nos modelos KS (F) e Paulo (16).

Observa-se também que o modelo PPY (14) exhibe R^2 elevado com base na métrica (8), relativa à variação do capital de giro. Talvez isso tenha ocorrido porque o modelo PPY tem a variação da conta clientes como variável explicativa, enquanto que a métrica (9) define ‘*TA*’ como a variação do capital de giro, que contém a conta clientes. Assim, substituindo (9) no lado esquerdo da equação (14), observa-se a variação da conta clientes explicando a si própria, entre outros.

Por oportuno, informa-se que os coeficientes e respectivos valores-*p* de cada modelo estão apresentados na Tabela 22, também no Anexo III. De modo geral, verifica-se que as variáveis explicativas apresentam-se significantes, inclusive ao nível de 1%, e que os sinais observados são coerentes com a predição teórica.

Dessa forma, de modo resumido, observa-se que os resultados mostraram forte correlação das *proxies* apenas quando elas se baseavam na mesma métrica de *accruals* totais. Isso significa que a escolha do *accruals* totais (capital de giro) parece mais importante do que a escolha do modelo (Jones ou KS).

H10: Sim. Há **forte correlação entre os modelos** de *accruals* discricionários se e somente se baseados na mesma métrica de *accruals* totais. Dessa forma, a escolha dos *accruals* totais seja mais relevante do que o modelo econométrico.

CAPÍTULO 7: CONCLUSÕES

Na década de 90 foram desenvolvidos modelos econométricos para avaliar as características qualitativas da contabilidade, em especial o conservadorismo, a relevância e a oportunidade. A partir especialmente de 2006 os periódicos brasileiros passaram a publicar aplicações individuais destes modelos no país, evidenciando resultados inconsistentes.

Nesse contexto, buscou-se avaliar se os modelos econométricos de qualidade contábil, em suas especificações originais, seriam sensibilizados por: a) diferenças institucionais entre Brasil e Estados Unidos; b) avanços brasileiros observados nos últimos anos, em especial o aperfeiçoamento do mercado de capitais e a introdução das normas internacionais de contabilidade; c) características individuais das firmas, como endividamento, oportunidades de crescimento e nível de *accruals* discricionários; ou d) interação entre fatores endógenos e exógenos.

Os testes dos fatores exógenos revelaram que há diferença significativa entre as amostras de Brasil e Estados Unidos e também na amostra do Brasil ao longo do tempo. Os testes dos fatores endógenos revelaram que características individuais contribuem para o aumento na qualidade contábil. Assim, em linha com outras pesquisas, este trabalho sugere que fatores endógenos e exógenos afetam a qualidade contábil das empresas. Por outro lado, os fatores endógenos não se mostraram mais importantes no Brasil, sendo que essa hipótese de trabalho foi refutada.

Em complemento, verificou-se que a presença de diferenças setoriais e de efeitos fixos (ou aleatórios) nos modelos testados, além de endogeneidade nos modelos (A), (B) e (D). Assim, sugere-se que trabalhos futuros discutam as propriedades estatísticas dos modelos de qualidade contábil no intuito de aperfeiçoá-los.

Comparativamente às pesquisas anteriores, este trabalho se destaca em quatro aspectos: a) investiga simultaneamente cinco características contábeis qualitativas consideradas fundamentais para prover informações úteis às decisões financeiras (relevância, oportunidade, conservadorismo, poder preditivo dos *accruals* e *accruals* discricionários); b) implementa abordagem empírica e simultânea de quatro dos principais modelos econométricos da literatura contábil-financeira; c) avalia fatores exógenos e endógenos, isoladamente e em conjunto; e d) submete as regressões a ajustes de endogeneidade. Porém, como toda investigação científica precisa restringir seu objeto de pesquisa e fazer escolhas metodológicas, este trabalho possui limitações de escopo. A contabilidade possui outras características qualitativas não estudadas aqui e existem outras métricas empíricas disponíveis

para se avaliar os aspectos de relevância, oportunidade, conservadorismo e poder preditivo dos *accruals*. Essas considerações fogem do escopo deste trabalho e podem ser objeto de pesquisas futuras.

7.1. Limitações do trabalho

Toda investigação científica precisa restringir seu objeto de pesquisa e fazer escolhas metodológicas, o que gera, necessariamente, limitações do trabalho. Aqui, buscou-se avaliar os efeitos firmas e institucional sobre as características qualitativas da contabilidade, sendo estas restritas a quatro aspectos (conservadorismo, oportunidade, relevância e poder preditivo dos *accruals*) e a quatro modelos econométricos (equações de A a D).

A contabilidade possui outras características qualitativas não estudadas aqui e existem outras métricas empíricas disponíveis para se avaliar os quatro aspectos aqui escolhidos. Essas considerações fogem do escopo deste trabalho e podem ser objeto de pesquisas futuras.

A equação (A) relaciona variáveis com periodicidades diferentes e isso pode comprometer os resultados. O preço das ações possui cotação de alta frequência (intra-diária) e os valores contábeis são divulgados no máximo trimestralmente, sendo que aqui foram usados dados anuais para ambas as variáveis.

Sobre as equações (B) e (C), pode-se alegar que o conservadorismo está mais relacionado à discricionariedade das escolhas contábeis, como aumento de provisão ou classificação de títulos como mantidos até o vencimento, para registro a custo histórico, de modo que não seria adequado adotar uma medida agregada de conservadorismo. Entre outras críticas a esses modelos, pode-se citar que: a) na equação (B), as variáveis possuem periodicidades diferentes e os retornos negativos das ações tendem a refletir ajuste na expectativa de resultados futuros não reconhecidos, que não possuem relação com o sistema contábil; e b) na equação (C), o nível de atividade da firma pode afetar as variações do lucro, causando erros de estimação.

A equação (D) associa os *accruals* com o fluxo de caixa operacional de anos diferentes. Porém, os principais *accruals*, como contas a receber, estoques e fornecedores, tendem a sensibilizar o fluxo de caixa operacional em períodos inferiores há um ano. Nota-se que a depreciação é *accrual* de prazo superior a um ano, porém, ela não afeta o fluxo de caixa operacional. Ainda sobre a equação (D), lembra-se que a estimação dos *accruals* totais incorre: a) pelo método do resultado, em restrição de dados, pois a Demonstração dos Fluxos

de Caixa se tornou obrigatória no Brasil apenas após a Lei nº 11.638/07; e b) pelo método do balanço, em suscetibilidades para erros de estimativa, especialmente em situações de fusões, aquisições e operações descontinuadas (HRIBAR e COLLINS, 2002, p. 6), e em dificuldades para capturar os *accruals* de longo prazo.

Observa-se ainda que os modelos (A) e (B) pressupõem que o preço das ações é uma medida adequada para avaliar os padrões contábeis. Essa visão é criticada por Holthausen e Watts (2001) no sentido de que os principais modelos contábeis de avaliação de empresas seriam válidos apenas em situações restritas.

Por fim, há limitações também em relação à base de dados fornecida pela Economática®, seja por não disponibilizar todas as ações negociadas nos Estados Unidos da América, seja pelos erros identificados e excluídos da base, seja por restrições em variáveis coletadas.

REFERÊNCIAS

AHMED, A. S. e DUELLMAN, S. "Accounting Conservatism and Board of Director Characteristics: An Empirical Analysis". *Journal of Accounting and Economics*, v. 43, n. 2-3, p. 411-437. 2007.

ALI, A.; HWANG, L. "Country-specific factors related to financial reporting and the value relevance of accounting data". *Journal of Accounting Research*, 38, nº 1. 2000.

ALMEIDA, J. E. F.; LOPES, A. L. e CORRAR, L. J. "Gerenciamento de resultados para sustentar a expectativa do mercado de capitais: Impactos no índice *market-to-book*". *Advances in Scientific and Applied Accounting*. São Paulo, v. 4, nº 1, p. 44-62. 2011.

_____; NETO, A. S.; BASTIANELLO, R. F. e MONEQUE, E. Z. "Alguns aspectos das práticas de suavização de resultados no conservadorismo das companhias abertas listadas na BM&FBOVESPA". *Revista de Contabilidade e Finanças*, v. 23, nº 58. p. 65-75. 2012.

AMIR, E. e LEV, B. "Value-relevance of nonfinancial information: the wireless communication industry". *Journal of accounting and economics*, v. 22, p. 3-30, 1996.

ANTUNES, G. A. "Impacto da adesão aos níveis de governança da Bovespa na qualidade da informação contábil: Uma investigação acerca da oportunidade, relevância e do conservadorismo contábil utilizando dados em painel". **Dissertação de mestrado**. Fundação Instituto Capixaba de Pesquisas em Contabilidade, Economia e Finanças – Fucape. 2007.

_____. Introdução à Contabilidade: Teoria e Análise das Demonstrações Contábeis. Brasília: **Ed. Gestão Pública**. 2009

_____ e MEDEIROS, O. R. "Modelo de Basu: Especificação diferente, mesmo resultado". *Revista de Contabilidade da UFBA*. v. 5, n. 1, p. 59-71. 2011.

_____; TEIXEIRA, A. J. C.; COSTA, F. M.; NOSSA, V. "Efeitos da pertinência para níveis de governança da BM&FBOVESPA sobre a qualidade das informações contábeis". *Advances in Scientific and Applied Accounting*, v. 3, n.1. 2010.

ATTFIELD, C. L. F.; DEMERY, D. e DUCK, N. W. *Rational expectation in macroeconomics: an introduction to theory and evidence*. University of Bristol, Basil Blackwell, 1984. cap. 2.

BACHELIER, L. *Theory of speculation*, 1900. In: COOTNER, P. (Ed.). *The random character of stock market prices*. Cambridge: MIT Press, 1964. p. 17–78.

BALL, R e BROWN, P. “An empirical evaluation of accounting income numbers”. *Journal of Accounting Research*. v. 6, n. 3, p. 159-178. 1968.

_____; KOTHARI, S. P.; ROBIN, A. “The effect of institutional factors on the properties of accounting earnings”. *Journal of Accounting and Economics*. v. 29. 2000.

_____; _____; e NIKOLAEV, V. “Econometrics of the Basu Asymmetric Timeliness Coefficient and Accounting Conservatism”. *Journal of Accounting Research*, v. 51, n. 5, p. 1071-1097. 2013.

_____; ROBIN, A.; WU, J. “ Incentives versus standards: properties of accounting income in four East Asian Countries”. *Journal of Accounting and Economics*, v. 32. 2003.

_____; SHIVAKUMAR, L. “Earnings quality in UK private firms: comparative loss recognition timeliness”. *Journal of Accounting and Economics*. v. 39, n. 1, p. 83-128. 2005.

_____; _____. "The Role of Accruals in Asymmetrically Timely Gain and Loss Recognition". *Journal of Accounting Research*, v. 44, n. 2, p. 207–242, 2006.

BALTAGI, B. H. “*Econometric Analysis of Panel Data*”. 3ª edição. John Wiley & Sons Ltd. Chichester, West Sussex, England. 2008.

BARTH, M. E.; LANDSMAN, W. R. e LANG, M. H. “International Accounting Standards and Accounting Quality:” *Journal of Accounting Research*, v. 46, n. 3, jun. 2008.

BASU, S. “*The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings*”. *Journal of Accounting and Economics*, n. 24. 1997.

_____. “*Conservatism research: Historical development and future prospects*”. *China Journal of Accounting Research*. v. 2, p. 1-20. 2009.

BEAVER, W. “*The information content of annual earnings announcement*”. *Journal of Accounting Research*. v. 6, n. 3, p. 67-92. 1968.

_____; RYAN, S. “*Conditional and unconditional conservatism: Concepts and modeling*”. *Review of Accounting Studies*, v. 10, pp. 269-276. 2005.

BLISS, J. S. *Management through accounts*. NY, *The Roland Press Co*, 1924.

BROOKS, C. *Introductory Econometrics for Finance*. UK, *Cambridge University Press*. 2^a ed. 2008.

BULLEN, H. G. e CROOK, K. (2005). “*Revisiting the concepts*”. *Financial Accounting Standards Board*. Disponível em www.fasb.org.

BURGSTAHLER, D. HAIL, L. LEUS, C. “*The importance of reporting incentives: earnings management in European private firms and public firms*”. *The accounting Review*, v. 81, n. 5, 2006.

BUSHMAN, R; CHEN, Q.; ENGEL, E.; SMITH, A. “*Financial Accounting Information, Organizational Complexity and Corporate Governance Systems*”. *Journal of Accounting and Economics*, v. 37, n. 2. 2004.

CAHAN, S. F., COURTENAY, S. M., GRONEWOLLER, P. L. e UPTON, D. R. “*Value Relevance of Mandated Comprehensive Income Disclosures*”. *Journal of Business Finance & Accounting*, v. 27, n.9-10, p. 1273-1301. 2000.

CAMERON, A. C. e TRIVEDI, P. K. “*Microeconometrics: Methods and Applications*”. *Cambridge University Press, New York, United States of America*. 2005.

CAVALCANTI, T. V; MAGALHÃES, A. M. e TAVARES, J. A. “*Institutions and economic development in Brazil*”. *The Quarterly Review of Economics and Finance*. v. 48. 2008.

CLIKEMAN, P. M. e HENNING, S. L. “*The socialization of undergraduate accounting students*”. *Issues in Accounting Education*, v. 15, n. 1, 2000.

COELHO, A. C. D.; CIA; J. N. S. e LIMA, I. S.: “Conservadorismo condicional na divulgação de lucros em companhias abertas brasileiras: diferenças entre emissoras e não emissoras de ADR’s e entre sistemas contábeis”. **Revista de Administração Mackenzie**, v. 11, n. 1. 2010.

_____ e LIMA, I. S.: “Qualidade informacional e conservadorismo nos resultados contábeis publicados no Brasil”. **Revista de Contabilidade e Finanças**, v. 18, n.º 45, p. 38-49. 2007.

_____ e _____. “Segmentos de governança da Bovespa: diferenças nos graus de conservadorismo condicional na divulgação de resultados contábeis”. *Advances in Scientific and Applied Accounting*, v.1, n. 1, p. 17-32. 2008.

COLLINS, D. W, MAYDEW, E. L e 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. pp. 39-67. 1997.

CONSELHO FEDERAL DE CONTABILIDADE – CFC. **Resolução nº 750** (1993) “Dispõe sobre os Princípios de Contabilidade”. Disponível em www.cfc.org.br.

COMITÊ DE PRONUNCIAMENTOS CONTÁBEIS – CPC. **Pronunciamento Conceitual Básico** (2011). “Estrutura conceitual para a elaboração e apresentação das demonstrações contábeis”. Disponível em www.cpc.org.br.

COPELAND, T. E. e GALAI, D. “*Information effects on the bid-ask spread*”. *Journal of Finance*, n. 38, p. 1457-1469, 1983.

COSTA, F. M.; LOPES, A. B.; e COSTA, A. C. O.: “Conservadorismo em cinco países da América do sul”. **Revista de Contabilidade e Finanças**, n. 41, p. 7–20. 2006.

_____ e _____. “Ajustes aos US-GAAP: estudo empírico sobre sua relevância para empresas brasileiras com ADRs negociados na bolsa de Nova Iorque”. **Revista de Contabilidade e Finanças**, n. 30, p. 45-57. 2007.

COSTA, R. A; COSTA, F. M.; ANTUNES, G. A.; e BAPTISTA, E. C. S.: “O impacto da regulação no conservadorismo das empresas brasileiras listadas na BM&FBOVESPA”. **Contabilidade, Gestão e Governança. Brasília**. v. 12, n. 3, p. 28-37. 2009.

DeANGELO, L. “*Accounting numbers as market valuation substitutes: A study of management buyouts of public stockholders*”. **The Accounting Review**, v. 61, pp. 400-420, 1986.

DECHOW, P. M. e DICHEV, I. 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, W. e SCHRAND, C. M. “*Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences*”. **Journal of Accounting and Economics**. v. 50, p. 344-401, 2010.

_____ e SKINNER, D. J. “*Earnings management: reconciling the views of accounting academics, practitioners and regulators*”. **Accounting Horizons**, v. 14, pp. 235-250, 2000.

_____ e SLOAN, R. “*Executive incentives and the horizon problem: an empirical investigation*”. **Journal of Accounting and Economics**, v. 14, pp. 51-89, 1991.

_____; SLOAN R. e SWEENEY A.. “*Detecting earnings management*”. **The Accounting Review**, v.70, pp.193-225. 1995.

_____ ; RICHARDSON, S. A. e TUNA, I. A. “*Why are earnings kinky? An examination of the earning management explanation*”. ***Review of Accounting Studies***, v. 8, n. 2, pp. 355-384, 2003.

EASTON, P. e HARRIS, T. “*Earnings as an exploratory variable for returns*”. ***Journal of Accounting Research***. v. 29, p. 19-36. 1991.

EWERT, R. e WAGENHOFER, A. “*Earnings quality metrics and what they measure*“. ***Working Paper***. Disponível em www.ssrn.com. 2011.

FAMA, E. F; FISHER, L.; JENSEN, M. C.; ROLL, R., *The adjustment of stock prices to new information*. ***International Economic Review***, v. 10, n. 1, p. 1-21, fev. 1969.

_____. “*Efficient capital markets: a review of theory and empirical work*”. ***Journal of Finance***. v. 25, p. 383-417. 1970.

_____. *Efficient Capital Markets II*. ***Journal of Finance***, v. 66, p. 1575-1617, 1991,

FELTHAM, G. e OHLSON, J. “*Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities*”. ***Contemporary Accounting Research***. v. 11, p. 689-731. 1995.

FINANCIAL ACCOUNTING STANDARD BOARD - FASB. “*Conceptual Framework for Financial Reporting Chapter 1, The Objective of General Purpose Financial Reporting, and Chapter 3, Qualitative Characteristics of Useful Financial Information*”. ***Statement of Financial Accounting Concept nº 8***. 2010. Disponível em www.fasb.com.br.

FORMIGONI, H; ANTUNES, M. T. P. e PAULO, E. “*Diferença entre o lucro contábil e lucro tributável: Uma análise sobre o gerenciamento de resultados contábeis e gerenciamento tributário nas companhias abertas brasileiras*”. ***Brazilian Business Review***. Vitória, v. 6, n. 1, p. 44-61. 2009.

GHOSH, A.; GU, Z.; JAIN, P. C. “*Sustained Earnings and Revenue Growth, Earnings Quality, and Earnings Response Coefficients*”. ***Review of Accounting Studies***, vol. 10, n. 1. 2005.

GRAHAM, J. R., HARVEY, C. R., RAJGOPAL, S. “*The economic implications of corporate financial reporting*”. *Journal of Accounting and Economics*, v. 40, pp. 3-73, 2005.

GROSSMAN, S. J. e STIGLITZ, J. E. *On the impossibility of informationally efficient markets*. *The American Economic Review*, v. 70, p. 393-408, jun. 1980.

GUNNY, K. “*What are the consequences of real earning management?*” *Working paper*, 2005. Disponível em: <<http://www.ssrn.com/>>.

HSIAO, C. “*Statistical Properties of the Two-Stage Least Squares Estimator Under Cointegration*”. *Review of Economic Studies*, v. 64, n. 3. 1997a.

_____. “*Cointegration and dynamic simultaneous equations model*”. *Econometrica*, v. 65, n. 3, p. 647-670. 1997b.

HEIJ, C., BOER, P., FRANSES, P. H., KLOEK, T. e DIJK, H. K. “*Econometric Methods with Applications in Business and Economics*”. Oxford: **Oxford University Press**, 2004.

HEALY, P. M. “*The effect of bonus schemes on accounting decisions*”. *Journal of Accounting and Economics*, v. 7, pp. 85–107, 1985.

_____ e WAHLEN, J. M. “*A review of the earnings management literature and its implications for standard setting*”. *Accounting Horizons*. v. 13, n. 4, p. 365-383, 1999.

_____ e WATTS, R. L. “*The relevance of the value-relevance literature for financial accounting standard setting*”. *Journal of Accounting and Economics*. v. 31, p. 3-75. 2001.

HRIBAR, P. e COLLINS, D. W. “*Errors in estimating accruals: implications for empirical research*”. *Journal of Accounting Research*, v. 40, n. 1, pp. 105-134, 2002.

INTERNACIONAL ACCOUTING STANDARD BOARD – IASB (1989). “*Framework for the Preparation and Presentation of Financial Statements*”. Disponível em www.iasb.org.

_____ (2010). “*Conceptual Framework for Financial Reporting*”. Disponível em www.iasb.org.

IUDÍCIBUS, S. Teoria da contabilidade. 8ª Edição. São Paulo: **Ed. Atlas**, 2005

JONES, J. “*Earnings management during import relief investigations*”. ***Journal of Accounting Research***, v. 29, pp. 193–228, 1991.

KANG, S.; SIVARAMAKRISHNAN, K. “*Issues in testing earnings management and an instrumental variables approach*”. ***Journal of Accounting Research***. v. 33, n. 2, 1995.

KAIZER, C. V. C.; NOSSA, S. N.; TEIXEIRA, A. J. C.; e BAPTISTA, E. C. S. “O impacto da regulamentação contábil sobre o conservadorismo nas empresas do setor elétrico do Brasil”. ***Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade***. v. 3, n. 1, p. 1-24. 2009.

KEENER, M. H. “*The relative value relevance of earnings and book value across industries*”. ***Journal of Finance and Accountancy***, v. 6. 2011.

KOTHARI, S. “*Capital markets research in accounting*”. ***Journal of Accounting and Economics***. v. 31, p. 105-231. 2001.

LAFOND, R. e WATTS, R. S. “*The Information Role of Conservatism*”. ***The Accounting Review***, v. 83, n. 2, pp. 447-478. 2008.

LARA, J. M. G. e MORA, A. “*Balance sheet versus earnings conservatism in Europe*”. ***European Accounting Review***. v. 13, n. 2, 261-292. 2004.

_____ e PENALVA, F. “*The Economic Determinants of Conditional Conservatism*”. ***Journal of Business Finance and Accounting***, 2009, v. 36, n. 3-4, pp.336-372

LEE, S. C.; JIANG, I. M. e LIU, Y. H. “*Testing the Ohlson Model-Fractional Cointegration Approach*”. ***International Research Journal of Finance and Economics***, v. 55. 2010.

LEUZ, C. NANDA, D. WYSOCKI, P. D. “Earnings management and investor protection: an international comparison.” *Journal of Financial Economics*, v. 69. 2003.

LEV, B. “On the usefulness of earnings and earning research: lessons and directions from decades of empirical research”. *Journal of Accounting Research*. v. 27, p. 153-201. 1989.

LINTNER, J. “The valuation of risky assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets”. *Review of Economics and Statistics*. v. 47, p. 13-37. 1965.

LOPES, A. B. “The relation between firm-specific corporate governance, cross-listing and the informativeness of accounting numbers in Brazil”. **Tese de livre docência**. Universidade de Manchester. 2008.

_____ e MARTINS, E. Teoria da Contabilidade: uma nova abordagem. São Paulo: **Ed. Atlas**, 2005.

_____ e WALKER, M. “Asset revaluations, future firm performance and firm-level corporate governance arrangements: New evidence from Brazil”. *The British Accounting Review*. v. 44, n. 2, p. 53-67. 2012.

MACEDO, M. A. S.; MACHADO, M. R.; MURCIA, F. D. e MACHADO, M. A. V. “Análise da relevância do ebitda versus fluxo de caixa operacional no mercado brasileiro de capitais”. *Advances in Scientific and Applied Accounting*. São Paulo, v. 5, n. 1, p. 99-130. 2012.

MARTIN, X.; KHURANA, I. K.; PEREIRA, R. “Firm Growth and Disclosure: An Empirical Analysis”. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 41, n. 2. 2006.

MARTINEZ, A. L. “Gerenciamento dos Resultados Contábeis: Estudo Empírico das Companhias Abertas Brasileiras”. **Tese de Doutorado** – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA/USP). 2001.

_____. “Detectando Earnings Management no Brasil: estimando os accruals discricionários”. *Revista Contabilidade e Finanças*. São Paulo, v. 19, n. 46, p. 7 -17. 2008.

_____; e CARDOSO, R. L. “Gerenciamento de resultados contábeis no Brasil mediante decisões operacionais”. **REAd Revista Eletrônica de Administração**, v. 15, n 3, 2009.

MENDONÇA, M. M.; COSTA, F. M.; GALDI, F. C. e FUNCHAL, B. “O impacto da Lei Sarbanes-Oxley (SOX) na qualidade do lucro das empresas brasileiras que emitiram ADRs”. **Revista Contabilidade e Finanças**. São Paulo, v. 21, n. 52. 2010.

MOREIRA, R. L.; COLAUTO, R. D. e AMARAL, H. F. “Conservadorismo condicional: estudo a partir de variáveis econômicas”. **Revista Contabilidade e Finanças**, São Paulo, v. 21, n. 54, p. 64-84, 2010.

MUTH, J. F., *Rational Expectations and the theory of price movement*. **Econometrica**, v. 29, n. 3, p. 315-335. 1961.

NARDI, P. C. C. e NAKAO, S. H. “Gerenciamento de resultados e a relação com o custo da dívida das empresas brasileiras abertas”. **Revista Contabilidade e Finanças**. v. 20, n. 50, p. 77-100. 2009.

NEGAKIS, C. J. “Accounting and capital markets research: a review”. **Managerial Finance**. v. 31, n. 2, p. 1-23. 2005.

NELSON, C. R. e PLOSSER, C. R. “Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications”. **Journal of monetary economics**, v. 10, n. 2, p. 139-162, 1982.

NETO, A. S.; RODRIGUES, A. e ALMEIDA, J. E. F. “Concentração de votos e acordo de acionistas: influências sobre o conservadorismo” **Revista Contabilidade e Finanças**, São Paulo, v. 21, n. 54, p. 6-22, 2010.

OHLSON, J. A. “Earnings, book values and dividends in equity valuation”. **The Contemporary Accounting Review**, v. 11, n. 2, 1995.

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

PAULO, E. (2002). “Comparação da estrutura conceitual da contabilidade financeira: experiência brasileira, norte-americana e internacional”. **Dissertação** (Mestrado em Ciências Contábeis) – Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis, UnB/UFPB/UFPB/UFRN.

_____. “Manipulação das informações contábeis: uma análise teórica e empírica sobre os modelos operacionais de detecção de gerenciamento de resultados”. São Paulo. **Tese** (Doutorado em Ciências Contábeis) – Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis, Departamento de Contabilidade e Atuária, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo. 2007.

_____; ANTUNES, M. T. P. e FORMIGONI, H.: “Estudo sobre o Conservadorismo nas Companhias Abertas e Fechadas Brasileiras”. **Revista de Administração de Empresas**. v. 48. n. 3. 2008.

_____; CAVALCANTE, P. R. N. e MELO, I. I. S. L. “Qualidade das informações contábeis na oferta pública de ações e debêntures pelas companhias abertas brasileiras”. **Brazilian Business Review**. Vitória, v. 9, n. 1, p. 1-26. 2012.

PEASNELL, K.; POPE P. e YOUNG S. “*Detecting earnings management using cross-sectional abnormal accruals models*”, *Accounting and Business Research*, v. 30, pp. 313-326, 2000.

REZENDE, A. J. “A Relevância da Informação Contábil no Processo de Avaliação de Empresas da Nova e Velha Economia: Uma Análise dos Investimentos em Ativos Intangíveis e Seus Efeitos sobre *Value-Relevance* do Lucro e Patrimônio Líquido”. **Brazilian Business Review**. Vitória, v. 2, n. 1, p. 33-52. 2005.

RICHARDSON, G. e TINAIKAR, S. “Accounting based valuation models: What have we learned?” *Accounting and Finance*. v. 44, p. 223-255. 2004.

ROSS, S. A. “The interrelations of finance and economics: theoretical perspectives”. *AEA Papers and Proceedings*, v. 77, n. 2, p. 29-34, maio 1987.

ROYCHOWDHURY, S. “Earnings management through real activities manipulation”. *Journal of Accounting and Economics*, v. 42, pp. 335–370, 2006.

SALES, I. C. H. “A dinâmica da relação entre os lucros contábeis e os retornos acionários nas empresas brasileiras de capital aberto”. 89f. **Dissertação** (Mestrado em Ciências Contábeis) Programa Multiinstitucional e Interregional de Pós Graduação em Ciências Contábeis da Universidade de Brasília, Universidade Federal da Paraíba e Universidade Federal do Rio Grande do Norte. 2011.

SANTOS, L. P. G.; LIMA, G. A. S. F.; FREITAS, S. C. e LIMA, I. S. “Efeito da Lei 11.638/07 sobre o conservadorismo condicional das empresas listadas BM&FBOVESPA”. **Revista de Contabilidade e Finanças**, v. 22, n. 56, p. 174-188. 2011.

SANTOS, L. S. R. e COSTA, F. M. “Conservadorismo contábil e *timeliness*: evidências empíricas nas demonstrações contábeis de empresas brasileiras com ADRS negociados na bolsa de Nova Iorque”. **Revista de Contabilidade e Finanças**, v. 19, n. 48, p. 27-36. 2008.

SHARPE, W. F. “Capital asset prices: a theory of market equilibrium under condition of risk”. *Journal of finance*. v. 19, n. 3, p. 425-442. 1964.

SILVA, A. C. e SUBRAHMANYAM, A. “Dual-class premium, corporate governance, and the mandatory bid rule: Evidence from the Brazilian stock market”. *Journal of Corporate Finance*, v. 13, p. 1–24. 2007.

SRINIDHI, B. e GUL, F. A. “The Differential Effects of Auditors’ Non-audit and Audit Fees on Accrual Quality”. *Contemporary Accounting Research*, V. 24, n. 2, p. 595-629, 2007.

STATEMENT OF FINANCIAL ACCOUNTING CONCEPT – SFAC nº 1 (1978). “*Objectives of Financial Reporting by Business Enterprises*”. Disponível em www.fasb.org.

_____ nº 8 (2010). “*Conceptual Framework for Financial Reporting*”. Disponível em www.fasb.org.

VALDÉS, A. L. e VÁZQUEZ, R. D. “*Ohlson model by panel cointegration with Mexican data*”. *Contaduría y Administración*, v. 232, setembro, 2010.

WATTS, R. L. “*Conservatism in accounting part I: explanations and implications*”. *Accounting Horizons*, v. 17, Setembro 2003.

_____; e ZIMMERMAN, J. “*The markets for independence and independent auditors*”. *Working paper*. Não publicado. 1981.

_____; e _____. “*Auditors and the determination of accounting standards*”. *Working paper*. Não publicado. 1981.

WYSOCKI, P. D. “*Assessing Earnings and Accruals Quality: U.S. and International Evidence*”. *Working Paper*, 2009.

ANEXO I – LISTA DE SIGLAS

Modelos de qualidade contábil

- P: preço da ação em 30 de abril
 V: valor patrimonial da ação em 31 de dezembro
 L: lucro por ação em 31 de dezembro
 R: retorno da ação em 30 de abril
 D: variável *dummy* para $R < 0$
 B: variável binária para $\Delta L < 0$
 A: *accrual* total em 31 de dezembro, apurado pela equação (B)
 F: fluxo de caixa operacional em 31 de dezembro

Accruals totais

- CCL: capital circulante líquido em 31 de dezembro
 De: despesa de depreciação em 31 de dezembro
 Cx: caixa em 31 de dezembro
 EF: empréstimos e financiamentos de curto prazo em 31 de dezembro, inclusive debêntures.

Dummies

- S: variável *dummy* que indica o país-sede da empresa
 Y: variável *dummy* para os períodos a partir de 2001 ou 2008
 Q: variável *dummy* para o Quintil superior de cada *proxy* de oportunidade de crescimento, endividamento e gerenciamento de resultados.
 Z: variável *dummy* para identificar cada um dos dezoito setores além daquele classificado como “outros”.

Características individuais das firmas

- MTB: índice *market-to-book* (preço da ação em abril e valor patrimonial em dezembro)
 P/L: índice preço/lucro (P de abril e L de dezembro)
 ΔLO : variação do lucro operacional em 31 de dezembro
 ET: endividamento total em 31 de dezembro
 EF: endividamento financeiro em 31 de dezembro
 AJ: *accrual* discricionário apurado pelo modelo de Jones em 31 de dezembro
 AK: *accrual* discricionário apurado pelo modelo KS em 31 de dezembro

Modelos de identificação dos *accruals* discricionários

TA: total de *accruals*

AD: *accruals* discricionários

AN: *accruals* não discricionários

KS: modelo de Kang e Sivaramakrishnan usado para estimar o *accrual* discricionário

AT: ativo total em 31 de dezembro

RL: receita líquida em 31 de dezembro

I: imobilizado em 31 de dezembro

CD: custo e despesa operacional, excluída a depreciação, em 31 de dezembro

CR: contas a receber (clientes) em 31 de dezembro

ES: estoque de curto prazo em 31 de dezembro

FP: fornecedores a pagar em 31 de dezembro

DA: despesas antecipadas em 31 de dezembro

θ_1 : razão CR/RL em 31 de dezembro do ano anterior

θ_2 : razão (ES + FP + DA)/CD em 31 de dezembro do ano anterior

θ_3 : razão De/I em 31 de dezembro do ano anterior

Pressupostos estatísticos

MQO: mínimos quadrados ordinários

MQ2E: mínimos quadrados em dois estágios

PP: teste de estacionariedade Phillips-Perron

ADF: teste de estacionariedade Dickey-Fuller Ampliado

JB: teste de normalidade Jarque-Bera

DW: teste de auto correlação dos resíduos Durbin-Watson

VIF: Fator de Inflacionamento da Variância

W: termo de correção de erro em caso de cointegração, que corresponde ao resíduo defasado da regressão original em nível.

R^2 : coeficiente de determinação em regressão simples com duas variáveis de interesse.

Z_t : variável de interesse a ser testada.

AS: assimetria

K: curtose

X: variável explicativa

u: resíduo da regressão original

GARCH: modelo Auto Regressivo com Heterocedasticidade Condicional Generalizada

Outras siglas utilizadas neste trabalho

APB: *Accounting Principles Board*

ASOBAT: *A Statement of Basic Accounting Theory*

CFC: Conselho Federal de Contabilidade

CFFR: *Conceptual Framework for Financial Reporting*

CPC: Comitê de Pronunciamentos Contábeis

CVM: Comissão de Valores Mobiliários

ECC: Estrutura Conceitual da Contabilidade

FASB: *Financial Accounting Standard Board*

GAAP: *Generally Accepted Accounting Principle*

IASB: *International Accounting Standard Board*

LRF: Lei de Responsabilidade Fiscal

PB/CPC: Pronunciamento Básico do Comitê de Pronunciamentos Contábeis

PL: Patrimônio Líquido

RTT: Regime Tributário de Transição

SFAC: *Statement of Financial Accounting Concept*

ANEXO II – LISTA DE EQUAÇÕES

Modelos tradicionais de qualidade contábil

- (A) $P_{i,t+1} = \alpha_0 + \beta_1 V_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$
 (B) $L_{i,t}^* = \alpha_0 + \beta_1 R_{i,t+1} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} R_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$
 (C) $\Delta L_{i,t}^* = \alpha_0 + \beta_1 \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_2 B_{i,t} + \beta_3 B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \varepsilon_{i,t}$
 (D) $A_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 F_{i,t-1} + \beta_2 F_{i,t} + \beta_3 F_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$
 (E) $A_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 (1/AT_{i,t-1}) + \beta_2 \Delta RL_{i,t} + \beta_3 I_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$
 (F) $A_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \theta_1 RL_{i,t} + \beta_2 \theta_2 CD_{i,t} + \beta_3 \theta_3 I_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

Modelos tradicionais de qualidade contábil com variável de controle setorial

- (A.1) $P_{i,t+1} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 V_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$
 (B.1) $L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 R_{i,t+1} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} R_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$
 (C.1) $\Delta L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_2 B_{i,t} + \beta_3 B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \varepsilon_{i,t}$
 (D.1) $A_{i,t} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 F_{i,t-1} + \beta_2 F_{i,t} + \beta_3 F_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$

Teste de fator externo (efeito país)

- (A.2) $P_{i,t+1} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 V_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \beta_3 S_{i,t} V_{i,t} + \beta_4 S_{i,t} L_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$
 (B.2) $L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 R_{i,t+1} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_4 S_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_5 S_{i,t} D_{i,t} R_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$
 (C.2) $\Delta L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_2 B_{i,t} + \beta_3 B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_4 S_{i,t} B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \varepsilon_{i,t}$
 (D.2) $A_{i,t} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 F_{i,t-1} + \beta_2 F_{i,t} + \beta_3 F_{i,t+1} + \beta_4 S_{i,t} F_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$

Teste de fator externo (efeito de avanço institucional ou contábil)

- (A.3) $P_{i,t+1} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 V_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \beta_3 Y_{i,t} V_{i,t} + \beta_4 Y_{i,t} L_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$
 (B.3) $L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 R_{i,t+1} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_4 Y_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_5 Y_{i,t} D_{i,t} R_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$
 (C.3) $\Delta L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_2 B_{i,t} + \beta_3 B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_4 Y_{i,t} B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \varepsilon_{i,t}$
 (D.3) $A_{i,t} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 F_{i,t-1} + \beta_2 F_{i,t} + \beta_3 F_{i,t+1} + \beta_4 Y_{i,t} F_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$

Teste de fator externo (efeito isolado de avanço institucional e contábil)

- (A.4) $P_{i,t+1} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 V_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \beta_3 Y1_{i,t} V_{i,t} + \beta_4 Y1_{i,t} L_{i,t} + \beta_5 Y8_{i,t} V_{i,t} + \beta_6 Y8_{i,t} L_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$
 (B.4) $L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 R_{i,t+1} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_4 Y1_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_5 Y1_{i,t} D_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_6 Y8_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_7 Y8_{i,t} D_{i,t} R_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$
 (C.4) $\Delta L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_2 B_{i,t} + \beta_3 B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_4 Y1_{i,t} B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_5 Y8_{i,t} B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \varepsilon_{i,t}$
 (D.4) $A_{i,t} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 F_{i,t-1} + \beta_2 F_{i,t} + \beta_3 F_{i,t+1} + \beta_4 Y1_{i,t} F_{i,t+1} + \beta_5 Y8_{i,t} F_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$

Teste de fator interno (incondicional)

- (A.5) $P_{i,t+1} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 V_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \beta_3 Q_{i,t} V_{i,t} + \beta_4 Q_{i,t} L_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$
 (B.5) $L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 R_{i,t+1} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_4 Q_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_5 Q_{i,t} D_{i,t} R_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$
 (C.5) $\Delta L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_2 B_{i,t} + \beta_3 B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_4 Q_{i,t} B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \varepsilon_{i,t}$
 (D.5) $A_{i,t} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 F_{i,t-1} + \beta_2 F_{i,t} + \beta_3 F_{i,t+1} + \beta_4 Q_{i,t} F_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$

Teste de fator interno (condicional)

- (A.6) $P_{i,t+1} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 V_{i,t} + \beta_2 L_{i,t} + \beta_3 Q_{i,t} L_{i,t} + \beta_4 S_{i,t} Q_{i,t} V_{i,t} + \beta_5 S_{i,t} Q_{i,t} L_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

$$(B.6) L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 R_{i,t+1} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_4 Q_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_5 Q_{i,t} D_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_6 S_{i,t} Q_{i,t} R_{i,t+1} + \beta_7 S_{i,t} Q_{i,t} D_{i,t} R_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(C.6) \Delta L_{i,t}^* = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_2 B_{i,t} + \beta_3 B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_4 Q_{i,t} B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \beta_5 S_{i,t} Q_{i,t} B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \varepsilon_{i,t}$$

$$(D.6) A_{i,t} = \alpha_0 + \sum \alpha_j Z_j + \beta_1 F_{i,t-1} + \beta_2 F_{i,t} + \beta_3 F_{i,t+1} + \beta_4 Q_{i,t} F_{i,t+1} + \beta_5 S_{i,t} Q_{i,t} F_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

Equações diversas

$$(1) Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(2) E_{t-1}(Y_t) = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 X_{t-1} + \alpha_1 Z_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(3) E_{t-1}(Y_t) = E(Y_t / \text{Inf}_{t-1})$$

$$(4) E_{t-1}(Y_t) = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 X_{t-1} + \alpha_1 Z_{t-1} + E_{t-1}(\varepsilon_t)$$

$$(5) \Delta P_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta V_{i,t} + \alpha_2 \Delta L_{i,t} + \alpha_3 W_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(6) A_{i,t} = \Delta CCL_{i,t} - De_{i,t} - \Delta CX_{i,t} + \Delta FE_{i,t}$$

$$(7) \Delta D_{i,t} = A_{i,t} - AN_{i,t}$$

$$(8) A_{i,t} = \Delta G_{i,t}$$

$$(9) A_{i,t} = LL_{i,t} - FCO_{i,t}$$

$$(10) A_{i,t} = LAIE_{i,t} - FCO_{i,t}$$

$$(11) A_{i,t} = EBITDA_{i,t} - FCO_{i,t}$$

$$(12) A_{i,t} = \Delta G_{i,t} - De_{i,t} - \Delta T_{i,t} - \Delta O_{i,t}$$

$$(13) A_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 (1/AT_{i,t-1}) + \beta_2 \Delta R_{i,t} + \beta_3 I_{i,t} + \beta_4 FCO_{i,t} + \beta_5 FCO_{i,t-1} + \beta_6 TA_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(14) A_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 R_{i,t} + \beta_2 (R_{i,t} - \Delta CR_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

$$(15) A_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 (\gamma \Delta R_{i,t} - \Delta CR_{i,t}) + \beta_2 I_{i,t} + \beta_3 A_{i,t-1} + \beta_4 (\Delta R_{i,t+1}/R_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

$$(16) A_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 R_{i,t} + \beta_2 I_{i,t} + \beta_3 FCO_{i,t} + \beta_4 L_{i,t} + \beta_5 L_{i,t}^2 + \beta_6 A_{i,t-1} + C_{i,t} + DA_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(17) CP_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 (1/AT_{i,t-1}) + \beta_2 R_{i,t} + \beta_3 \Delta R_{i,t} + \beta_4 \Delta R_{i,t-1} + u_{i,t}$$

$$(18) \Delta \log(DO_{i,t}) = \alpha_0 + \beta_1 \log(R_{i,t}) + \beta_2 B_{i,t} \cdot \log(R_{i,t}) + \beta_3 \log(R_{i,t-1}) + \beta_4 B_{i,t} \cdot \log(R_{i,t-1}) + w_{i,t}$$

$$(19) AN_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 (1/AT_{i,t-1}) + \beta_2 (\Delta R_{i,t} - \Delta CR_{i,t}) + \beta_3 I_{i,t}$$

Teste dos pressupostos estatísticos

$$(20) VIF = 1/(1 - R_{ij}^2)$$

$$(21) Z_t = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(22) \Delta Z_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1) Z_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(23) \Delta Z_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 Z_{t-1} + \sum_{k=1}^p \alpha_k \Delta Z_{t-k} + \varepsilon_t$$

$$(24) JB = n \left[\frac{AS^2}{6} + \frac{(K-3)^2}{24} \right]$$

$$(25) u_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_i + \alpha_2 X_j + \alpha_3 X_i^2 + \alpha_4 X_j^2 + \alpha_5 X_i X_j + \varepsilon_t$$

$$(26) u_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^p \alpha_k u_{t-k} + \varepsilon_t$$

$$(27) DW = \frac{\sum_{t=2}^T (u_t - u_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^T u_t^2} \approx 2 \cdot (1 - \alpha_1)$$

ANEXO III – CORRELAÇÃO DAS MÉTRICAS DE ACCRUAL DISCRICIONÁRIO

Tabela 21: Correlação entre as 35 *proxies* de *accrual* discricionário

ad	Jones (E)					KS (F)					PPY (14)					Jones forward (15)					Pae (13)					Paulo (16)					Jones modificado (19)								
	at	9	10	11	6	8	9	10	11	6	8	9	10	11	6	8	9	10	11	6	8	9	10	11	6	8	9	10	11	6	8	9	10	11	6	8			
Jones (E)	2a	1,00																																					
	2b	0,81	1,00																																				
	2c	0,72	0,88	1,00																																			
	2d	0,40	0,41	0,31	1,00																																		
	2e	0,29	0,30	0,33	0,58	1,00																																	
KS (F)	2a	0,85	0,70	0,63	0,27	0,20	1,00																																
	2b	0,66	0,85	0,76	0,29	0,23	0,80	1,00																															
	2c	0,58	0,75	0,85	0,21	0,26	0,72	0,91	1,00																														
	2d	0,28	0,33	0,24	0,96	0,54	0,28	0,31	0,23	1,00																													
	2e	0,20	0,24	0,27	0,53	0,98	0,20	0,24	0,27	0,55	1,00																												
PPY (14)	2a	0,97	0,78	0,68	0,34	0,18	0,82	0,63	0,55	0,22	0,09	1,00																											
	2b	0,79	0,97	0,85	0,35	0,18	0,68	0,83	0,72	0,27	0,11	0,81	1,00																										
	2c	0,69	0,85	0,97	0,22	0,16	0,61	0,74	0,82	0,16	0,11	0,68	0,87	1,00																									
	2d	0,36	0,37	0,24	0,91	0,34	0,24	0,25	0,16	0,87	0,29	0,40	0,40	0,24	1,00																								
	2e	0,23	0,25	0,25	0,43	0,67	0,16	0,18	0,18	0,39	0,64	0,24	0,27	0,27	0,48	1,00																							
Jones forward (15)	2a	0,96	0,77	0,69	0,37	0,28	0,88	0,70	0,63	0,25	0,19	0,92	0,75	0,66	0,33	0,22	1,00																						
	2b	0,77	0,93	0,83	0,39	0,31	0,73	0,91	0,83	0,30	0,24	0,74	0,90	0,80	0,33	0,24	0,83	1,00																					
	2c	0,69	0,83	0,91	0,30	0,34	0,67	0,84	0,92	0,23	0,28	0,65	0,79	0,87	0,23	0,24	0,75	0,92	1,00																				
	2d	0,39	0,40	0,30	0,99	0,58	0,27	0,29	0,22	0,96	0,54	0,32	0,34	0,22	0,90	0,42	0,37	0,40	0,32	1,00																			
	2e	0,28	0,30	0,32	0,56	0,98	0,20	0,23	0,27	0,53	0,97	0,16	0,17	0,16	0,32	0,64	0,28	0,32	0,35	0,59	1,00																		
Pae (13)	2a	0,96	0,77	0,72	0,33	0,29	0,84	0,65	0,61	0,23	0,21	0,93	0,76	0,70	0,29	0,22	0,94	0,76	0,71	0,33	0,28	1,00																	
	2b	0,76	0,95	0,87	0,35	0,29	0,69	0,84	0,76	0,28	0,24	0,72	0,93	0,86	0,30	0,24	0,75	0,91	0,84	0,36	0,30	0,79	1,00																
	2c	0,70	0,87	0,97	0,30	0,30	0,63	0,76	0,83	0,24	0,25	0,66	0,85	0,96	0,24	0,25	0,69	0,83	0,90	0,30	0,31	0,73	0,91	1,00															
	2d	0,33	0,35	0,29	0,94	0,58	0,24	0,27	0,23	0,91	0,54	0,26	0,29	0,22	0,84	0,42	0,33	0,36	0,32	0,95	0,59	0,35	0,39	0,33	1,00														
	2e	0,25	0,26	0,26	0,53	0,90	0,19	0,22	0,23	0,50	0,89	0,14	0,17	0,14	0,32	0,65	0,26	0,30	0,30	0,56	0,93	0,27	0,34	0,34	0,62	1,00													
Paulo (16)	2a	0,72	0,61	0,55	0,27	0,20	0,65	0,47	0,40	0,20	0,13	0,70	0,60	0,54	0,25	0,17	0,75	0,63	0,57	0,28	0,20	0,71	0,61	0,56	0,26	0,21	1,00												
	2b	0,52	0,75	0,67	0,30	0,23	0,43	0,68	0,61	0,23	0,17	0,49	0,75	0,66	0,27	0,20	0,56	0,81	0,74	0,32	0,25	0,51	0,77	0,71	0,31	0,28	0,74	1,00											
	2c	0,43	0,63	0,75	0,21	0,25	0,35	0,59	0,71	0,15	0,21	0,40	0,62	0,73	0,16	0,20	0,47	0,71	0,83	0,24	0,29	0,46	0,67	0,77	0,26	0,29	0,64	0,89	1,00										
	2d	0,28	0,32	0,24	0,94	0,53	0,21	0,24	0,17	0,95	0,52	0,22	0,28	0,17	0,86	0,40	0,26	0,30	0,24	0,95	0,54	0,23	0,31	0,27	0,93	0,56	0,32	0,36	0,28	1,00									
	2e	0,19	0,21	0,24	0,50	0,90	0,12	0,15	0,19	0,48	0,90	0,09	0,12	0,12	0,28	0,62	0,18	0,23	0,26	0,53	0,93	0,21	0,26	0,28	0,56	0,94	0,23	0,30	0,34	0,58	1,00								
Jones modificado (19)	2a	1,00	0,81	0,72	0,40	0,30	0,85	0,66	0,58	0,28	0,21	0,96	0,79	0,69	0,35	0,23	0,96	0,77	0,69	0,39	0,29	0,96	0,76	0,71	0,34	0,26	0,72	0,52	0,43	0,28	0,20	1,00							
	2b	0,81	1,00	0,88	0,43	0,33	0,70	0,85	0,75	0,35	0,27	0,77	0,96	0,85	0,37	0,25	0,77	0,93	0,83	0,42	0,32	0,77	0,96	0,87	0,36	0,29	0,61	0,75	0,63	0,34	0,24	0,81	1,00						
	2c	0,72	0,88	1,00	0,32	0,35	0,63	0,76	0,84	0,25	0,30	0,67	0,84	0,96	0,24	0,25	0,69	0,83	0,91	0,32	0,35	0,72	0,88	0,97	0,31	0,29	0,55	0,67	0,75	0,25	0,27	0,72	0,89	1,00					
	2d	0,40	0,42	0,31	1,00	0,60	0,27	0,29	0,22	0,96	0,55	0,33	0,34	0,22	0,90	0,42	0,37	0,39	0,31	0,99	0,59	0,33	0,36	0,30	0,94	0,55	0,27	0,30	0,22	0,94	0,52	0,40	0,43	0,32	1,00				
	2e	0,28	0,30	0,32	0,58	1,00	0,20	0,23	0,26	0,54	0,97	0,17	0,17	0,15	0,32	0,63	0,27	0,31	0,34	0,58	0,99	0,28	0,29	0,30	0,59	0,92	0,19	0,23	0,26	0,54	0,91	0,29	0,33	0,35	0,60	1,00			

Fonte: Resultados desta pesquisa. ad = modelo para cálculo do *accrual* discricionário. at = métrica de *accrual* total. N = 8.997 observações.

Tabela 22: Coeficientes e valores-p apurados nos modelos de accrual discricionário

Coeficientes

Jones	9	10	11	6	8
α_0	-0,037	-0,007	0,036	-0,027	0,009
α_1	145,252	-35,001	49,636	130,699	135,103
α_2	0,021	0,074	0,079	0,064	0,111
α_3	-0,067	-0,043	0,005	-0,059	-0,008

Valor-p

Jones	9	10	11	6	8
α_0	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
α_1	5,9%	65,6%	55,4%	6,3%	1,4%
α_2	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
α_3	0,0%	0,0%	22,7%	0,0%	0,1%

KS	9	10	11	6	8
α_0	-0,011	-0,003	0,017	-0,016	0,012
α_1	-30,511	-43,831	89,452	16,990	72,898
α_2	0,054	0,093	0,099	0,084	0,121
α_3	-0,034	-0,020	0,011	-0,043	0,000
α_4	-0,524	-0,455	-0,436	-0,292	-0,174
α_5	0,386	0,438	0,435	0,184	0,116
α_6	0,326	0,423	0,447	0,097	0,077

KS	9	10	11	6	8
α_0	0,0%	7,6%	0,0%	0,0%	0,0%
α_1	64,2%	51,4%	21,2%	80,3%	17,7%
α_2	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
α_3	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%	95,0%
α_4	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
α_5	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
α_6	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%

PPY	9	10	11	6	8
α_0	-0,057	-0,036	0,030	-0,051	0,001
α_1	0,280	0,385	0,497	0,623	0,987
α_2	-0,283	-0,368	-0,490	-0,622	-0,987

PPY	9	10	11	6	8
α_0	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	42,4%
α_1	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
α_2	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%

Jones <i>forward</i>	9	10	11	6	8
α_0	-0,025	-0,004	0,021	-0,024	0,008
α_1	0,006	0,050	0,054	0,042	0,078
α_2	-0,052	-0,031	0,005	-0,053	-0,005
α_3	0,277	0,347	0,380	0,086	0,081
α_4	0,006	0,001	0,000	0,010	0,013

Jones <i>forward</i>	9	10	11	6	8
α_0	0,0%	0,3%	0,0%	0,0%	0,0%
α_1	7,5%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
α_2	0,0%	0,0%	14,6%	0,0%	8,1%
α_3	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
α_4	0,2%	59,6%	91,0%	0,0%	0,0%

Pae	9	10	11	6	8
α_0	-0,041	-0,017	0,002	-0,031	-0,022
α_1	0,062	0,091	0,109	0,059	0,119
α_2	0,052	0,084	0,083	0,081	0,070
α_3	-0,727	-0,560	0,209	-0,704	0,147

Pae	9	10	11	6	8
α_0	0,0%	0,0%	39,4%	0,0%	0,0%
α_1	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
α_2	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
α_3	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%

Paulo	9	10	11	6	8
α_0	0,013	0,015	0,038	-0,020	0,003
α_1	0,013	0,025	0,021	0,020	0,022
α_2	-0,006	0,015	0,045	-0,025	0,021
α_3	-0,433	-0,356	-0,329	-0,226	-0,119
α_4	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
α_5	-0,239	-0,192	-0,165	-0,094	0,001
α_6	0,390	0,436	0,474	0,088	0,116
α_7	0,316	0,200	0,209	0,074	0,056
α_8	-0,030	-0,028	-0,032	-0,017	-0,018
α_9	0,000	0,131	0,148	-0,157	-0,108
α_{10}	-0,064	-0,103	-0,100	-0,035	-0,032

Paulo	9	10	11	6	8
α_0	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	9,1%
α_1	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
α_2	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
α_3	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
α_4	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
α_5	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	87,4%
α_6	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
α_7	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
α_8	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
α_9	100,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
α_{10}	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%

Fonte: Resultados desta pesquisa. O modelo Jones modificado (19) se baseia na regressão original de Jones (E).

ANEXO IV – PRESSUPOSTOS DAS REGRESSÕES

A estimação de uma regressão depende da observância de certos pressupostos relativos ao modelo, às variáveis explicativas e aos resíduos. Os pressupostos do modelo tradicional de regressão por MQO são apresentados a seguir, baseado em Brooks (2008).

4.4. Especificação do modelo

Por definição, todo modelo representa uma simplificação da realidade. Nesse sentido, o fenômeno a ser investigado é sempre reduzido a poucas variáveis mais relevantes. Nos modelos de regressão múltipla, pretende-se determinar o comportamento de uma variável (dependente) por meio de poucas variáveis explicativas. De acordo com o princípio da parcimônia, a quantidade de variáveis deve ser o menor possível. Porém, não se pode omitir variável relevante, sob pena de incorrer em viés de especificação e acentuar o erro da regressão. Em geral, o teste de especificação do modelo consiste em consultar a teoria subjacente ao fenômeno pesquisado e as pesquisas empíricas sobre o tema para identificar as principais variáveis envolvidas.

4.5. Relação linear

Uma regressão consiste em estimar uma reta que melhor aproxime a dispersão da variável dependente em relação à variável explicativa. Nesse sentido, a relação entre as variáveis precisa ser linear e constante, para que a reta de aproximação seja adequada.

Geralmente isso é validado por consulta à literatura acadêmica, mas pode-se também testar o uso da variável original junto com suas variações, como forma quadrática e ao cubo, verificadas no teste Reset de Ramsey. Outras variações, como exponencial e logaritmo também podem ser testadas. Caso as outras formas funcionais sejam significantes, as variações devem ser incluídas na regressão original, como elemento adicional.

O pressuposto de que a relação entre as variáveis é constante, assume-se que o fenômeno estudado é atemporal e universal, ou seja, afeta todas as empresas igualmente em todos os anos. Dessa forma, a reta de regressão teria um único coeficiente angular para toda a amostra. Para verificar se isso é verdadeiro, pode-se efetuar teste de quebra estrutural, desde que haja

fundamento teórico para isso. Aqui, todos os testes propostos são equivalentes à busca por quebras estruturais, seja por diferenças entre países, anos ou características individuais da firma. Nesse sentido, todas as regressões utilizam *dummies* que multiplicam as variáveis explicativas e, assim, testam a existência de mudanças no coeficiente angular. Lembra-se que o uso de *dummies* isoladas, sem interação com as variáveis explicativas, testa variações no intercepto da regressão, conforme a seguir.

4.6. Diagnóstico de painel

Quando os dados utilizados se referem ao mesmo período de tempo, variando-se apenas as empresas, a regressão será sempre um corte-transversal ou *cross-section*. Quando a empresa é fixa e varia-se apenas o tempo, a regressão será sempre uma série temporal ou *time series*.

Porém, considerando que havia inflação acentuada no Brasil até 1994 e que os dados contábeis são anuais ou trimestrais, as séries temporais de uma única empresa seriam curtas. Por outro lado, a maioria das empresas brasileiras possui informação incompleta, especialmente em períodos mais antigos, o que reduz a abrangência do corte-transversal. Além disso, essas técnicas permitem analisar apenas uma empresa ou um ano de cada vez.

Nesse sentido, é necessário dispor de outros instrumentos estatísticos, *pooled* ou painel, para analisar diversas empresas em diversos anos. Para tanto, os dados são compilados de duas formas indistintas: a) vários cortes transversais, um ano em cima do outro; ou b) várias séries temporais, uma empresa em cima da outra. Adicionalmente, a compilação de empresas e anos pode considerar apenas as empresas com informações completas em todos os anos (dados balanceados) ou pode-se incluir todas as empresas com informação disponível em pelo menos um ano, mesmo que haja ausência de dados em outros anos (dados desbalanceados). Considerando que os dados desbalanceados favorecem o tamanho da amostra, esta foi a forma aqui escolhida.

Na análise *pooled*, assume-se que a reta de regressão é igual para todas as empresas, em todos os anos. Assim, a regressão é feita com um único intercepto para toda a amostra. O coeficiente angular também é único, mas devido ao pressuposto da relação linear constante, visto anteriormente.

Na análise com dados em painel, admitem-se diferenças temporais e transversais. Assim, o intercepto da regressão varia conforme o ano e a empresa (coeficiente angular

constante). Se o efeito sobre o intercepto for fixo, pode-se captá-lo pela inserção de duas *dummies* isoladas, sem interação com as variáveis explicativas: a primeira capta o intercepto de cada empresa (fixo para qualquer tempo) e a segunda capta o intercepto de cada ano (fixo para qualquer empresa). Porém, o intercepto da empresa pode variar no tempo. Nesse caso, não se usa uma *dummy* e sim um valor aleatório, que varia conforme a empresa e é modificado sempre que a regressão é reestimada. Destaca-se que, no atual estágio das técnicas estatísticas, os efeitos aleatórios são calculáveis apenas para dimensão transversal (empresa). Esse recurso ainda não foi desenvolvido de modo compatível com a dimensão temporal (ano), avaliada apenas por efeitos fixos.

Dessa forma, surgem três formas possíveis para se estimar a regressão com várias empresas e anos: *pooled*, painel fixo ou painel aleatório. Para escolher a técnica mais adequada, são feitos três testes consecutivos: 1º) o teste de Chow compara o *pooled* com o painel fixo, no qual baixo valor-*p* rejeita a hipótese nula de *pooled*; 2º) o teste de Breusch-Pagan compara o *pooled* com o painel aleatório, no qual baixo valor-*p* rejeita a hipótese nula de *pooled*; e 3º) o teste de Hausman compara o painel aleatório com o painel fixo, no qual baixo valor-*p* rejeita a hipótese nula de painel aleatório. O Quadro 6 resume esses três testes. Esclarecimentos adicionais podem ser obtidos em Baltagi (2005, pp. 13, 59, 66).

Quadro 6: Interpretação do diagnóstico de painel

Teste	Comparação	Valor- <i>p</i>			
		Baixo	Baixo	Alto	Alto
1. Chow	<i>pooled</i> x fixo	Baixo	Baixo	Alto	Alto
2. Breusch-Pagan	<i>pooled</i> x aleatório	--	--	Baixo	Alto
3. Hausman	aleatório x fixo	Baixo	Alto	--	--
Conclusão sobre modelo superior		Fixo	Aleatório	Aleatório	<i>Pooled</i>

Fonte: Elaboração própria.

Nos casos em que o *pooled* é rejeitado, é necessário ainda verificar se há efeitos fixos de tempo. Para tanto, o painel é estimado com a inclusão de *dummies* temporais, cuja significância conjunta é verificada pelo teste de Wald, no qual baixo valor-*p* rejeita a hipótese nula de intercepto constante no tempo. Note-se que ainda não se conhece técnica para avaliar efeito aleatório de tempo. Esclarecimentos adicionais sobre o teste de Wald podem ser obtidos em Cameron e Trivedi (2005, p. 226).

Quando se rejeita o *pooled*, deve-se, então, estimar todo o modelo com dados em painel. Porém, alternativa menos usual seria regredir apenas as variáveis dependentes em painel, apenas

com o intercepto, sem a inclusão de nenhuma variável explicativa. O resíduo dessa regressão auxiliar, livre das diferenças de firma e tempo, seria então utilizado como variável dependente nos modelos originais. Esse procedimento foi adotado por Barth, Landsman e Lang (2008, p. 486).

4.7. Ausência de multicolinearidade

A regressão múltipla permite uso de duas ou mais variáveis explicativas na mesma equação. O intuito é captar o efeito isolado de cada variável explicativa. Porém, quando há forte correlação entre elas, o efeito isolado de cada uma se perde em favor de seu efeito conjunto (Hair *et al*, 2009, p. 161). Tecnicamente, isso se reflete em estatísticas-*t* não significantes (isolado) e estatística-*F* significativa (conjunto).

Na prática, não existe ausência total de multicolinearidade (igual a zero). Assim, apenas valores muito próximos de um (também não existe correlação perfeita, igual a um) são prejudiciais. Brooks (2008, p. 172) sugere que o valor crítico para essa correlação é 0,8. Outra forma de se testar a colinearidade é avaliando o Fator de Inflacionamento da Variância – VIF (sigla em inglês), por meio da equação (20) a seguir. Hair *et al* (2009, p. 192) sugere o valor crítico de 10 para o VIF, a partir do qual haveria indícios de colinearidade.

$$\text{VIF} = 1/(1 - R_{ij}^2) \quad (20)$$

Onde R_{ij}^2 é o coeficiente de determinação apurado em regressão simples com variáveis de interesse *i* e *j*.

Note-se que esses são testes simples, pois a correlação e o VIF avaliam a interação entre duas variáveis explicativas apenas e o conceito de multicolinearidade se refere à interação entre todas as variáveis, evidenciada quando uma é ‘regredida’ em relação a todas as demais. Nos casos em que se detecta a presença de multicolinearidade, pode-se tentar ampliar a amostra. Se a situação persistir e houver significado teórico, pode-se dividir uma variável correlacionada pela outra, convertendo-as em índice. Por fim, pode-se ignorar a multicolinearidade se os parâmetros estimados forem consistentes (Brooks, 2008, p. 173).

4.8. Ausência de endogeneidade ou simultaneidade

Parte-se da premissa que a variável explicativa afeta a variável dependente, não o contrário. Porém, pode acontecer de ambas as variáveis se influenciarem mutuamente. Isso ocorre quando a variável explicativa é correlacionada com o resíduo da regressão. Nesse caso, parte da variável dependente (resíduo) afeta a variável explicativa.

Geralmente a endogeneidade é identificada em consulta à literatura acadêmica. Se houver endogeneidade, o método tradicional de regressão por MQO precisa ser adaptado. Uma alternativa é estimá-la em dois estágios. Primeiro, usa-se uma regressão auxiliar para explicar a própria variável explicativa. Assim, é possível identificar a parcela da variável explicativa que é influenciada por outros fatores externos, denominados instrumentos, e isolar a parcela (resíduo) que possui correlação com a variável dependente original. Na segunda etapa, o resíduo da regressão auxiliar é subtraído da variável explicativa, cujo valor líquido é usado na regressão principal para estimar a variável dependente. Esse método é denominado MQ2E.

4.9. Estacionariedade

O teste de estacionariedade (auto correlação) visa investigar se os valores passados de determinada variável influenciam seu valor corrente. Isso é feito através da análise de auto correlação nos resíduos da série temporal da variável, ou seja, verificando se essa série tem raiz unitária. A ausência de raiz unitária indica que o valor corrente não tem relação com os valores passados e, portanto, estes não auxiliam a previsão dos valores futuros. Logo, o teste de estacionariedade é um teste do modelo de passeio aleatório, onde o comportamento do valor futuro não possui padrão discernível a partir dos dados passados.

Um teste simples para verificar a correlação entre valores correntes e passados poderia ser feito pela equação (21) a seguir. Nesse caso, quanto maior o coeficiente α_1 , maior a persistência dos valores passados, afetando os valores futuros.

$$Z_t = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (21)$$

Onde Z_t é a variável de interesse a ser testada.

Se o coeficiente α_1 da equação (21) for maior que um, a oscilação passada será ampliada no período corrente e assim sucessivamente nos períodos seguintes, tendendo ao infinito. Como aumentos explosivos e permanentes não existem na realidade, a hipótese teórica de $\alpha_1 > 1$ é descartada.

Se o coeficiente α_1 da equação (21) for menor que um, a oscilação passada será reduzida no período corrente e assim sucessivamente nos períodos seguintes, tendendo a zero. Nesses casos, quanto menor for α_1 , menor será a influência do passado sobre o futuro.

Finalmente, se o coeficiente α_1 da equação (21) for exatamente igual a um, a oscilação passada será igualmente reproduzida no período corrente e assim sucessivamente nos períodos seguintes, tendendo à continuidade. Assim, quanto mais próximo da unidade for o valor α_1 , maior será a influência do passado sobre o futuro. Nesse sentido, cunhou-se a expressão de raiz unitária.

Porém, considerando que todos os testes estatísticos são padronizados com hipótese nula igual a zero, a equação (21) foi reparametrizada para que a raiz unitária coincidissem com coeficiente igual a zero, conforme demonstrado a seguir.

$$\begin{aligned} Z_t - Z_{t-1} &= \Delta Z_t = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{t-1} - Z_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta Z_t &= \alpha_0 + (\alpha_1 - 1) Z_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (22)$$

Essa é a intuição subjacente aos testes de raiz unitária. Lamounier (2002) comenta que a estacionariedade estrita implica distribuição conjunta constante no tempo, enquanto a estacionariedade fraca exige apenas que os dois primeiros momentos (média e autocovariância) sejam constantes. Os testes padrões para verificar-se o último tipo de estacionariedade são o teste Phillips-Perron (PP) e o Dickey-Fuller Ampliado (ADF).

Como a hipótese nula de ambos os testes (PP e ADF) é a existência de raiz unitária, sua rejeição revela que o processo é estacionário e o erro, aleatório. O teste ADF possui a seguinte forma geral:

$$\Delta Z_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 Z_{t-1} + \sum_{k=1}^p \alpha_k \Delta Z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (23)$$

Onde

t é o tempo, que busca captar tendência linear na determinação da variável Z ;

p representa o número de defasagens incluídas na equação, para incorporar a possibilidade de que a variável Z_t siga processo auto regressivo de ordem superior k . Caso esses termos não sejam necessários, eles serão excluídos da equação sem nenhum prejuízo ao teste.

O teste PP se baseia na equação (23), mas sem a terceira variável explicativa (somatório das diferenças defasadas). Em seu lugar, a estimação do PP requer especificação de um termo denominado ‘defasagem de truncamento’, que é relacionado ao número de períodos de correlações seriais que serão incluídas no modelo. Assim, os testes PP e ADF se equivalem.

Em geral, aplicam-se sucessivos testes de raiz unitária (ADF e PP, com ou sem intercepto e tendência na regressão de teste) até se conseguir rejeitar a hipótese nula. Se nenhum dos testes rejeitar a raiz unitária, a respectiva variável não poderá ser utilizada diretamente na regressão. Em seu lugar, usa-se sua variação absoluta (1ª diferença) e efetua-se novamente o teste de raiz unitária. Se a raiz unitária persistir, nova variação deve ser calculada (2ª diferença) e o teste, reaplicado. Teoricamente, esse procedimento deveria ser repetido até que a nova variável, transformada, seja estacionária. Porém, na prática, a 1ª diferença é suficiente e não há registro de variável econômico-financeira cuja raiz unitária ainda persista em sua 2ª diferença.

Por fim, caso haja exatamente uma raiz unitária na variável dependente e também na variável explicativa, diz-se que elas são integradas de ordem 1: $I(1)$. Nesse caso, o modelo será alterado para exibir ambas as variáveis em primeira diferença e poderá ocorrer cointegração, quando não existe solução para o modelo no equilíbrio de longo prazo, onde as variáveis não mudam de valor e os termos de diferença são nulos. Para se confirmar a existência de cointegração, além das variáveis serem $I(1)$, o resíduo da regressão original em nível precisa ser estacionário. Se houver cointegração, além de se utilizar as variáveis em 1ª diferença, deve-se incluir o termo de correção de erro (W). Dessa forma, a estimação será feita em duas etapas, conforme Brooks (2008, p. 341). Primeiro, estima-se regressão preliminar com as variáveis originais, em nível, todas $I(1)$, e apuram-se os resíduos estacionários. Segundo, estima-se regressão final com as variáveis em 1ª diferença e acrescenta-se o resíduo da regressão preliminar. Exemplo desse procedimento está expresso na equação (A).

Porém, se houver endogeneidade no modelo, este deverá ser estimado por MQ2E, cujas propriedades estatísticas permanecem robustas na presença de raiz unitária e cointegração, conforme Hsiao (1997a e 1997b). Assim, o teste de estacionariedade é dispensável se for detectado endogeneidade.

4.10. Resíduos com média zero

Toda reta é definida por um coeficiente de inclinação, que representa o grau de influência da variável explicativa sobre a variável dependente, e um intercepto. Quando a regressão é estimada sem intercepto, obriga-se a reta a passar pela origem, distorcendo sua inclinação. Nesses casos, haverá erro sistemático entre a reta de regressão e o valor efetivamente observado da variável dependente, ou seja, os resíduos terão média diferente de zero. Portanto, não é necessário efetuar teste para a verificação dessa premissa, apenas garantir a presença do intercepto na regressão.

4.11. Distribuição normal

Considerando que toda estimação envolve erro, é necessário determinar qual nível de erro é tolerado sem rejeitar a reta de regressão. Para tanto, assume-se que os resíduos possuem distribuição normal em torno da reta de regressão.

A distribuição normal possui formato de sino, sendo perfeitamente simétrica à direita e à esquerda de sua média. Logo, seu grau de assimetria (AS) é igual a zero. Outra característica da distribuição normal é que sua dispersão é concentrada em torno da média e os valores extremos são raros. Visualmente, isso equivale a caudas longas no gráfico que, numericamente, são representadas por um coeficiente de curtose (K) igual a três.

Nesse contexto, o teste de normalidade verifica se a dispersão dos resíduos possui formato de sino, centrada na média, com $AS = 0$ e $K = +3$, a partir da seguinte fórmula desenvolvida por Jarque-Bera (JB):

$$JB = n \left[\frac{AS^2}{6} + \frac{(K-3)^2}{24} \right] \quad (24)$$

Onde n indica o número de observações da amostra.

Pela equação (24), observa-se que valores de AS e K mais distantes de 0 e +3, maior será o valor final da estatística JB, conseqüentemente, maior a probabilidade de se rejeitar a hipótese de distribuição normal. Geralmente, a aparente falta de normalidade é causada pela presença de *outliers*, que aumentam as caudas e geram assimetria. Nesses casos, pode-se tentar excluí-los ou trabalhar com grandes amostras, onde a normalidade pode ser dispensada, em referência ao teorema dos grandes números.

4.12. Homocedasticidade

A homocedasticidade implica que os resíduos são uniformemente distribuídos ao longo da reta de regressão. Caso isso não seja verdadeiro, haverá algum tipo de padrão no comportamento dos resíduos, sinalizando que alguma variável relevante foi omitida do modelo.

Nesse caso, pode-se extrair informação do próprio resíduo e usá-la como variável explicativa adicional, por meio dos modelos do tipo Auto Regressivo com Heterocedasticidade Condicional Generalizada (*GARCH*). Outra possibilidade é estimar a regressão com erro padrão robusto, que corrige simultaneamente os efeitos da heterocedasticidade e auto correlação dos resíduos.

Um padrão possível para o comportamento dos resíduos é sua correlação com as variáveis explicativas ou suas variantes. Isso pode ser avaliado pelo teste White a seguir. Isso pode ser avaliado pelo teste White a seguir. Se houver coeficiente angular estatisticamente significativo, rejeita-se a hipótese de homocedasticidade.

$$u_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_i + \alpha_2 X_j + \alpha_3 X_i^2 + \alpha_4 X_j^2 + \alpha_5 X_i X_j + \varepsilon_t \quad (25)$$

Onde

u_t é o resíduo da regressão original; e

X_i e X_j são as variáveis explicativas da regressão original.

4.13. Ausência de auto correlação nos resíduos

Outro padrão possível de ser observado nos resíduos é sua correlação com o erro de períodos anteriores (auto correlação). Isso pode ser avaliado pelo teste Breusch-Godfrey a seguir. Se houver coeficiente angular estatisticamente significativo, rejeita-se a hipótese de auto correlação.

$$u_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^p \alpha_k u_{t-k} + \varepsilon_t \quad (26)$$

Onde p representa o número de defasagens incluídas no teste, para incorporar a possibilidade de que o resíduo siga processo auto regressivo de ordem k .

Considerando apenas uma defasagem, a regressão do teste (26) pode ser dispensada e substituída pelo teste de Durbin-Watson (DW) a seguir:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^T (u_t - u_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^T u_t^2} \approx 2 \cdot (1 - \alpha_1) \quad (27)$$

Onde α_1 é o coeficiente angular da equação (26) com ordem $k=1$, cujo valor está entre zero e um, a exemplo do discutido para a equação (21).

Nesse caso, α_1 próximo de zero ($DW \sim 2$) sugere ausência de auto correlação. Por outro lado, DW distante de 2.0 rejeita esse pressuposto. Considerando significância de 5%, três variáveis explicativas e amostra com mais de 500 observações, o teste de DW tolera distâncias de até 0.15, ou seja, valores superiores a 2.15 ou inferiores a 1.85 indicam autocorreção. Caso esse pressuposto seja rejeitado, pode-se utilizar o modelo GARCH ou o erro padrão robusto.

4.14. Resumo dos pressupostos da regressão

O Quadro 7 resume a análise dos pressupostos tradicionais de MQO discutidos previamente. Além deles, também é premissa da regressão que haja graus de liberdade suficientes⁷ e que o modelo possui variável métrica (não binária nem categórica) em ambos os lados da equação.

Quadro 7: Resumo dos pressupostos da regressão

Nº	Pressuposto	Teste	Providência
1	Especificação do modelo	Consulta à literatura acadêmica	Incluir todas as variáveis relevantes e retirar as demais
2	Relação linear	Reset de Ramsey	Incluir outras formas funcionais na regressão
3	Diagnóstico de painel	Chow, Breusch-Pagan, Hausman e Wald	Escolher entre <i>pooled</i> e painel
4	Ausência de multicolinearidade	Correlação, VIF e comparar estatísticas F e t	Aumentar amostra, ignorar se parâmetros consistentes, converter variáveis correlacionadas em índice, avaliar regressões simples.
5	Ausência de endogeneidade	Consulta à literatura	Estimação em dois estágios: MQ2E
6	Estacionariedade das variáveis	ADF ou PP	Usar variável em 1ª diferença e aplicar correção por cointegração se todas forem I(1).
7	Resíduo com média zero	Verificar intercepto da regressão	Incluir intercepto na regressão
8	Distribuição normal dos resíduos	JB	Tirar <i>outliers</i> ou aumentar amostra
9	Homocedasticidade dos resíduos	White	Utilizar erro robusto ou GARCH
10	Ausência de auto correlação dos resíduos	DW	Utilizar erro robusto ou GARCH

Fonte: Elaboração própria

⁷ Tamanho da amostra menos o número de parâmetros estimados, inclusive intercepto. Referência ao teorema dos grandes números requer patamar mínimo de 500 graus de liberdade.

ANEXO V – RESULTADOS DOS PRESSUPOSTOS ESTATÍSTICOS

A estimação de uma regressão depende da observância de certos pressupostos relativos ao modelo, às variáveis explicativas e aos resíduos. A análise dessas premissas é apresentada a seguir. Todos os testes foram feitos no software livre *Gretl*, com dados em painel desbalanceados, exceto raiz unitária e causalidade, não disponíveis naquele *software*. Nesses dois casos, usou-se o E-views, cuja versão 7 em diante disponibiliza teste de raiz unitária para dados em painel desbalanceado.

5.1. Premissas dos modelos

Todos os modelos aqui utilizados são tradicionais na literatura e possuem fundamentação teórica. Portanto, assume-se que suas especificações estão adequadas no que se refere à escolha das variáveis.

Sobre a premissa de relação linear entre as variáveis, aplicou-se o teste Reset de Ramsey. Observa-se que os modelos (A.1) e (D.1) mostram-se sensíveis às formas quadrática e/ou cúbica. Assim, eles podem ser alterados para incluir essas formas como variáveis adicionais, enquanto os demais modelos seriam estimados conforme inicialmente proposto.

Tabela 23: Teste de relação linear

Modelo	Variáveis ao quadrado	Variáveis ao cubo
A	F = 5,16**	F = 57,20***
B	F = 0,12	F = 1,16
C	F = 0,13	F = 0,22
D	F = 1,16	F = 15,66***

Fonte: Elaboração própria. *** significante a 1%. ** significante a 5%.

$$(A) \Delta P_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta V_{i,t} + \alpha_2 \Delta L_{i,t} + \alpha_3 W_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(B) L_{i,t}^* = \alpha_0 + \alpha_1 R_{i,t+1} + \alpha_2 D_{i,t} + \alpha_3 D_{i,t} R_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(C) \Delta L_{i,t}^* = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta L_{i,t-1}^* + \alpha_2 B_{i,t} + \alpha_3 B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \varepsilon_{i,t}$$

$$(D) A_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 F_{i,t-1} + \alpha_2 F_{i,t} + \alpha_3 F_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

Em relação ao diagnóstico de painel, resumido na Tabela 24, observam-se diferenças de firma e tempo nos interceptos, o que justifica estimar os modelos com dados em painel e dispensar a estimação com *pooled data*.

Tabela 24: Diagnóstico de painel

Teste	Descrição	Modelo A	Modelo B	Modelo C	Modelo D	Modelo E	Modelo F
Chow	<i>Pooled</i> x Fixo	6.4***	4.3***	1.0	3.6***	3.1***	1.7***
Breusch-Pagan	<i>Pooled</i> x Aleatório	-	-	63***	-	-	-
Hausman	Aleatório x Fixo	135***	81***	-	90**	15***	234***
Wald	<i>Dummy</i> temporal	1329***	140***	318***	340***	154***	226***
Conclusão		FFFT	FFFT	AFFT	FFFT	FFFT	FFFT

Fonte: Elaboração própria. *** significante a 1%.

FF = Efeito fixo de firma. FT = Efeito fixo de tempo. AF = Efeito aleatório de firma.

5.2. Premissas das variáveis

A respeito da multicolinearidade, calculou-se a matriz de covariância entre as variáveis explicativas de cada modelo. Com exceção dos modelos (B) e (C), não houve correlação superior a 0.66, abaixo do limite crítico de 0.8. Nos modelos (B) e (C) os pares R:DR e $\Delta L_{-1}:\Delta L_{-1}$ exibiram correlação de 0.83 e 0.94, respectivamente. Isso era esperado, pois ambos os casos envolvem uma variável e sua interação com uma *dummy*, semelhante a correlacionar a variável com ela mesma. Por outro lado, nesses dois casos o teste VIF exibiu valores de 3,18 e 9,24, respectivamente, abaixo do limite crítico de 10. De toda a forma, seria possível que esses modelos apresentem estatística-*F* significante e estatísticas-*t* não, ocasião em que os modelos podem ser segregados em regressões simples, inserindo-se uma variável de cada vez.

Sobre a endogeneidade, a teoria prediz determinação simultânea nos modelos (A), (B) e (D). Nos modelos (A) e (B), sabe-se que o lucro, como medida de desempenho econômico, afeta o preço da ação, mas o contrário também é verdadeiro, conforme Sales (2011, p. 67). Isso pode ser compreendido de duas formas: a) pela teoria – o gestor pode gerenciar o lucro para estabilizar ou induzir o nível de preço; e b) pelas equações dos modelos de qualidade contábil – o modelo (A) usa o lucro para explicar o preço e o modelo (B) usa a variação do preço (retorno) para explicar o lucro.

No modelo (D) a endogeneidade ocorre porque o *accrual* corrente explica o fluxo de caixa futuro e este também está no modelo (D) explicando o *accrual* corrente. Apenas o modelo (C), do tipo auto regressivo, está livre de endogeneidade, pois o valor futuro da própria variável não pode determinar seu valor anterior. Dessa forma, apenas o modelo (C) será estimado por MQO. Os demais utilizarão o método de MQ2E, usando as próprias variáveis explicativas,

defasadas, como instrumentos. Lembra-se que o uso da defasagem faz perder a observação do último ano e reduz o tamanho da amostra.

A premissa de estacionariedade foi testada apenas no modelo (C), pois os outros serão estimados por MQ2E que dispensa essa análise. Todas as variáveis do modelo (C) tiveram a hipótese nula de raiz unitária rejeitada pelos testes ADF e PP. Nesses testes, utilizou-se primeiro a versão com intercepto, sem tendência e com número de defasagens definidas automaticamente pelo critério informacional de Schwarz, conforme Tabela 25. Como uma única rejeição era suficiente, não foi necessário verificar outras versões para nenhuma variável. Assim, infere-se que todas as variáveis do modelo (C) são estacionárias e este, portanto, pode ser estimado na forma original proposta.

Tabela 25: Teste de raiz unitária
(versão com intercepto e defasagem, sem tendência)

Modelo	Variável	ADF	PP
C	ΔL^*	561***	687***

Fonte: Elaboração própria. *** significativa a 1%.

(C) $\Delta L_{i,t}^* = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta L_{i,t-1}^* + \alpha_2 B_{i,t} + \alpha_3 B_{i,t} \Delta L_{i,t-1}^* + \varepsilon_{i,t}$

Os outros modelos serão estimados por MQ2E, que dispensa ajuste por estacionariedade.

5.3. Premissas dos resíduos

O pressuposto de que a média dos resíduos é igual a zero está garantida, pois todos os modelos possuem intercepto. Note-se que o modelo original de Jones não prevê intercepto, mas a versão aqui estimada fez sua inclusão. A normalidade dos resíduos foi rejeitada pelo teste Jarque-Bera em todos os quatro modelos a 1% de significância. Porém, esse resultado foi considerado não relevante, optando-se por fazer referência ao teorema dos grandes números. Ressalta-se que a tentativa de excluir *outliers* não promoveu a normalidade e que a menor amostra aqui utilizada possui mais de 3.000 graus de liberdade.

O teste de Durbin-Watson apresentou estatística DW inferior a 1.79 em todos os quatro modelos, inferior ao limite crítico de 1.85. Isso indica autocorrelação dos resíduos e exige a estimação com erro padrão robusto. O teste de White reforça essa necessidade, pois as variáveis explicativas exibiram influência nos resíduos com significância de 1%. Nota-se que nenhuma estatística DW situou-se na faixa de indecisão, de modo que não foi necessário utilizar outro teste complementar.

5.4. Resumo dos resultados sobre pressupostos estatísticos

Isso posto, apresenta-se o Quadro 8 com o resumo sobre os pressupostos estatísticos e ajustes para adequação. Por oportuno, ressalta-se que essa análise se baseou na amostra completa e nos modelos originais (equações A-D). Entende-se desnecessário repeti-los para os quintis extremos e para os modelos com *dummies* adicionais que testam efeito firma e institucional.

Destaca-se que todos os modelos possuem variável métrica nos dois lados das equações e que o tamanho da amostra analisada é satisfatório, pois a menor amostra possui 3.100 observações, sendo estimado no máximo 25 coeficientes angulares.

Quadro 8: Evidências sobre pressupostos da regressão e ajustes necessários

Nº	Pressuposto	Resultado encontrado	Providência
1	Especificação do modelo	Modelos são tradicionais na literatura	-
2	Relação linear	Modelos A e D sensíveis às formas quadráticas e/ou cúbicas	Regredir modelos A e D com variáveis adicionais para quadrado e/ou cubo.
3	Diagnóstico de painel	Evidências de efeito fixo de tempo e firma (modelo C com efeito aleatório de firma)	Estimar variáveis dependentes em painel só com intercepto e extrair o resíduo, que será a nova variável dependente nos modelos de qualidade contábil.
4	Ausência de multicolinearidade	Pares R:DR e $\Delta L_{1}:B\Delta L_{1}$ com correlação acima do valor crítico, mas VIF dentro do aceitável	.*
5	Ausência de endogeneidade	Apenas modelo C sem endogeneidade	Estimar os demais em dois estágios: MQ2E
6	Estacionariedade das variáveis	Raiz unitária rejeitada em todos os casos	-
7	Resíduo com média zero	Intercepto em todas as regressões	-
8	Distribuição normal dos resíduos	Normalidade rejeitada em todos os casos, mesmo após excluir <i>outliers</i>	.**
9	Homocedasticidade dos resíduos	Teste White significativo a 1% em todos os casos	Utilizar erro robusto
10	Ausência de autocorrelação dos resíduos	DW menor que limite de 1.85 em todos os casos	Utilizar erro robusto

Fonte: Resultados desta pesquisa.

* O modelo B apresentou indícios de multicolinearidade (estatística-*F* significativa e estatísticas-*t* não). Porém, o uso de regressões simples, inserindo uma variável de cada vez, gerou resultados semelhantes.

** Referência ao teorema dos grandes números.

De acordo com o Quadro 8 as regressões aqui estudadas deveriam passar pelos seguintes procedimentos:

- a) Estimação com erro padrão robusto, para ajustar a presença de heterocedasticidade e autocorrelação nos resíduos;
- b) Estimação com dados em painel, para controlar os efeitos fixos (ou aleatórios) de firma e tempo observado nas variáveis dependentes P , L^* , ΔL^* e A ;
- c) Readequação dos modelos (A) e (D) com uso de suas variáveis explicativas ao quadrado e/ou ao cubo, considerando existência de relação não linear; e
- d) Utilização do método de M2QE, exceto no modelo (C), para corrigir a presença de endogeneidade.

O erro padrão robusto já foi utilizado nas regressões por MQO, apresentadas no capítulo anterior. Por outro lado, não se observa justificativa teórica para presumir relação quadrática e/ou cúbica nos modelos (A) e (D). Dessa forma, restam apenas os ajustes por endogeneidade e dados em painel, cujos testes de sensibilidade são feitos no capítulo a seguir.

Sobre o assunto, Ball, Kothari e Nikolaev (2012, pp. 4 e 32) comentam que o modelo (B) pode ser estimado por MQO mesmo na presença de endogeneidade, pois o objetivo central no teste de conservadorismo condicional é avaliar a associação entre lucro e retorno, sem estabelecer relação causal típica das regressões.