



**UnB**  
**Universidade**  
**de Brasília**



**UFPB**  
**Universidade Federal**  
**da Paraíba**



**UFRN**  
**Universidade Federal**  
**do Rio Grande do Norte**

---

**Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis**

**ANDERSON ROBERTO PIRES E SILVA**

**CONSERVADORISMO E HERANÇA INSTITUCIONAL DE FINANCIAMENTO  
DAS COMPANHIAS ABERTAS DO BRASIL**

**NATAL – RN**  
**2015**

**ANDERSON ROBERTO PIRES E SILVA**

**CONSERVADORISMO E HERANÇA INSTITUCIONAL DE FINANCIAMENTO  
DAS COMPANHIAS ABERTAS DO BRASIL**

Tese apresentada ao Curso de Doutorado do Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade de Brasília, Universidade Federal da Paraíba e Universidade Federal do Rio Grande do Norte, como requisito parcial à obtenção do título de Doutor em Ciências Contábeis.

Linha de Pesquisa: Contabilidade e Mercado Financeiro.

Orientador: Prof. Dr. José Dionísio Gomes da Silva.

**NATAL – RN  
2015**

Catálogo da Publicação na Fonte.

UFRN / Biblioteca Setorial do CCSA

Silva, Anderson Roberto Pires e.

Conservadorismo e herança institucional de financiamento das companhias abertas do Brasil / Anderson Roberto Pires e Silva. - Natal, RN, 2015.  
97 f.

Orientador: Prof<sup>o</sup>. Dr. José Dionísio Gomes da Silva.

Tese (Doutorado em Ciências Contábeis) - Universidade Federal do Rio Grande do Norte. Centro de Ciências Sociais Aplicadas. Programa Multi-institucional e inter-regional de Pós-graduação em Ciências Contábeis.

1. Contabilidade - Tese. 2. Mercado de crédito - Tese. 3. Prática contábil - Conservadorismo condicional - Tese. 4. Financiamento - companhias abertas - Brasil – Tese. I. Silva, José Dionísio Gomes da. II. Universidade Federal do Rio Grande do Norte. III. Título.

RN/BS/CCSA

CDU 657.4:336.77.067.22

**ANDERSON ROBERTO PIRES E SILVA**

**CONSERVADORISMO E HERANÇA INSTITUCIONAL DE FINANCIAMENTO  
DAS COMPANHIAS ABERTAS DO BRASIL**

Tese submetida à apreciação da banca examinadora do Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade de Brasília, Universidade Federal da Paraíba e Universidade Federal do Rio Grande do Norte, como requisito parcial à obtenção do grau de Doutor em Ciências Contábeis.

---

**Prof. Dr. José Dionísio Gomes da Silva**  
Orientador

---

Prof. Dr. Adilson de Lima Tavares  
Membro Interno (UFRN)

---

Prof. Dr. Erivan Ferreira Borges  
Membro Interno (UFRN)

---

Prof. Dr. Odilanei Moraes dos Santos  
Membro Externo (UFRJ)

---

Profa. Dra. Marcia Athayde Moreira  
Membro Externo (UFPA)

**NATAL – RN  
2015**

A Maria Madalena (minha Mãe Nêga) e José Maria (meu Pai Zeca), pelo amor irrestrito dedicados a mim, assim como pelos ensinamentos na construção de um homem justo e trabalhador que não desiste de ir em busca de seus objetivos.

A Rutelene Pires (minha esposa), pela companhia e esteio de nossa família, principalmente nos momentos de minha ausência física em virtude das frequentes viagens.

A Arthur, Roberta, Matheus e Antônio Carlos (meus filhos), pelo respeito, confiança e amor que são os verdadeiros “combustíveis” nesta longa e trabalhosa jornada em busca do conhecimento.

A Adriano (meu irmão) e Zezinho (meu padrasto), pelo carinho, respeito e admiração depositados em mim, que também serviram de motivação nesta jornada.

E a todos os tios e tias, primos e primas, amigos e amigas que sempre confiaram em mim e nos meus estudos.

Dedico.

## AGRADECIMENTOS

Há quem diga que cursar um doutorado e fazer uma tese é uma missão individual e solitária, até concordo com o termo individual, pois não conheço tese de doutorado em dupla, trio ou quarteto, porém, não concordo com o termo solitária. Não acredito que uma pessoa consiga desenvolver pesquisa dessa forma, ou seja, sem apoio de ninguém. Nesse sentido, essa fase de agradecimento tona-se, justamente, o momento do reconhecimento, de forma humilde e repleto de gratidão, às pessoas que direta ou indiretamente contribuíram para a conclusão do doutorado, tornando essa jornada menos árdua.

Sendo assim, não tem como fazer diferente, preciso agradecer, primeiramente, ao Pai Celeste, nosso Deus, por me conceder a oportunidade de realizar mais este sonho, de entrar e concluir o doutorado e, assim, me tornar mais um agente para o desenvolvimento intelectual de minha região (Norte) por intermédio da Ciência. Agradeço, também, à Nossa Senhora de Nazaré, a qual tem intermediado por mim, junto ao Pai, desde o ingresso no programa de doutorado até a fase de desenvolvimento e conclusão da tese.

Agradeço à minha família, em especial à minha esposa, Rutinha, que sempre se empenhou em cuidar dos nossos filhos e, com muito cuidado, tentou explicar a eles o motivo de minha ausência para cursar o doutorado. Ainda lembro dos dizeres do meu filho Arthur no cartãozinho do dia dos pais: “Pai, mesmo o senhor sempre estando viajando para Brasília, eu te amo muito”. Esse sentimento sempre foi meu principal combustível para continuar e nunca pensar em desistir.

Devo agradecimentos, também, a todos os meus familiares (minha mãe, meu pai Zeca, meus irmãos, tios e tias, primos e primas), pelas demonstrações de confiança no meu trabalho e orgulho pelo que sou e pelo que faço, demonstrações essas que me dão força para continuar a busca pelos meus objetivos.

Sou grato, também, aos amigos e amigas que direta ou indiretamente me ajudaram no andamento do curso (às vezes, apenas me escutando por alguns minutos, o que eliminava a sensação de solidão) e no desenvolvimento desta tese, seja na leitura de um texto que escrevi e precisava de revisão, seja na coleta e tratamento de dados, seja no empréstimo de milhas para eu viajar etc.).

Nesse sentido, não posso deixar de citar alguns nomes, como: o colega de turma Edmilson, que se tornou amigo/irmão com o qual compartilhei grandes momentos (de felicidades e outros de aflição) nesta jornada, o parceiro das famosas viradas de 18 horas de estudos diários, na famosa Colina da UnB. Agradeço, também, à amiga Gilmar, pelas parcerias de estudo e receptividade em minhas estadas em Natal, assim como aos amigos Marcos Adller e Dayane, que sempre estiveram disponíveis para me apoiar e acompanhar na logística de aeroporto, almoços e jantares, aliviando, assim, a sensação de solidão.

Dentre esses apoios logísticos que recebi, não posso me esquecer de deixar meus agradecimentos ao amigo Sr. Manolo, que sempre esteve disposto a me acolher em seu condomínio, além dos bons conselhos e incentivos para seguir em frente.

Ao quarteto fantástico da Paraíba: Dimas, Luiz Felipe, Vinícius e João Marcelo. Serei eternamente grato à amizade construída, ao apoio nos momentos difíceis das disciplinas e das

coletas de dados para a tese. Assim como, ao amigo Maurício Corrêa pelas parcerias nas publicações.

Obrigado, também, aos meus alunos da UFPA, que sempre apostaram no meu trabalho, em especial ao Victor Coury, que foi fundamental no apoio à minha coleta de dados.

A todos os professores da Facicon/UFPA, devo uma imensa gratidão pelo respeito e confiança depositada em meu trabalho, mas devo um agradecimento especial aos professores Manoel Farias, Kelly Farias, Lidiane Dias e Francivaldo Albuquerque, que foram grandes parceiros nesta jornada chamada doutorado.

Agradeço, também, ao Instituto de Ciências Sociais Aplicadas (ICSA) da UFPA, em nome dos professores Marcelo Diniz, Maria José e Carlos Maciel, que sempre acreditaram em meus objetivos e compromisso com a UFPA e, por isso, nunca mediram esforços para me apoiar neste processo de doutorado.

Não poderia esquecer de agradecer aos amigos e professores Ricardo Bruno e Sérgio Rivero, da Facecon/UFPA, que também foram bastante solícitos quando precisei, em especial nas orientações voltadas aos métodos quantitativos.

Quanto aos professores do Programa Multiinstitucional, serei eternamente grato, pois são os responsáveis diretos por eu ter chegado ao término deste curso. Apesar da importância de todos, preciso dedicar agradecimento especial aos professores: José Matias-Pereira, pelo apoio na construção do projeto de tese; Edilson Paulo, Márcio Machado, César Tibúrcio, Jorge Katsumi, Paulo Roberto Lustosa e Ivan Gartner, pelos ensinamentos teóricos e econométricos; e Adilson Tavares e Erivan Borges, pelas contribuições na fase final da tese.

Devo um agradecimento especial, também, ao professor Anderson Mól, do PPGA/UFRN, cujas contribuições econométricas e teóricas foram fundamentais para a conclusão desta tese.

Completando o rol de agradecimentos particulares, segue minha imensa gratidão ao meu professor e orientador Prof. Dr. José Dionísio Gomes da Silva, o qual, desde o início, aceitou o desafio de desenvolver esta temática. Digo que ele usou a estratégia do artesão que pegou uma “ideia bruta” e foi “lapidando” com toda paciência até chegar neste resultado final. Sou grato pelas orientações repletas de experiências que me possibilitaram refletir e entender meu objeto de pesquisa e, assim, possibilitar o avanço para conclusão da tese.

Por fim, para todos aqueles que não me deixaram sentir solitário neste processo de doutoramento e que foram fundamentais para a conclusão deste curso, **MUITO OBRIGADO!!!**

*“Ser sábio é melhor do que ser forte; o conhecimento é mais importante do que a força”*

Pv. 24:5 (Rei Salomão)

## RESUMO

O Brasil vivencia um período de transição da forma de financiamento, que agora passa a se basear tanto no mercado de crédito de instituições financeiras quanto no financiamento via mercado de capitais (CORRÊA; ALMEIDA FILHO, 2001). Também passou a adotar, a partir da Lei Nº 11.638/2007, novas práticas contábeis no padrão IFRS, que são, em tese, menos conservadoras. No entanto, pesquisas empíricas no Brasil, como as de Santos *et al.* (2011), Vieira *et al.* (2011) e Braga (2011), evidenciaram que essa transição não reduziu, como propõe Nobes (1998), o nível de conservadorismo. Nesse contexto, esta pesquisa tem como objetivo investigar se a prática contábil conservadora depende mais da forma de financiamento das companhias ou do padrão contábil vigente. Para o alcance desse objetivo, utilizou-se uma amostra de 268 companhias abertas brasileiras, gerando 1.243 observações. O período da pesquisa compreende os anos de 2006 a 2013. Esse período permite observar os níveis de conservadorismo antes, durante (período de adoção inicial) e após a adoção completa das normas internacionais de contabilidade pelas companhias da amostra. Capturou-se a presença de conservadorismo condicional a partir do modelo dos componentes transitórios do lucro desenvolvido por Basu (1997), que tem por objetivo avaliar se as companhias estão mais propensas, em média, a reconhecer, de maneira assimétrica, as perdas econômicas. Posteriormente, optou-se em adicionar, no modelo original de Basu, a variável estrutura de capital a partir dos índices de endividamento  $(PC+PNC)/AT$ ;  $PO/CI$ ;  $PC/AT$ ;  $PNC/AT$  e  $PC/PNC$ , com o objetivo de que a interação com a variável responsável por captar o conservadorismo evidencie a existência de efeitos entre a forma de financiamento e o conservadorismo condicional. Para a análise dos dados, utilizou-se o modelo de regressão para dados em painel. Os resultados permitem evidenciar que a forma de financiamento das companhias abertas brasileiras tem efeitos estatisticamente significativos nas práticas contábeis conservadoras. Ressalta-se que a presença de conservadorismo só se identificou a partir da interação com a forma de financiamento, pois, quando estimado o modelo original de Basu (1997), não se evidenciou a presença de conservadorismo nas três janelas temporais antes da adoção das IFRS (2006-2007), durante a adoção (2008-2009) e após a adoção (2010-2013). Essas evidências confirmam a hipótese principal do estudo, de que a herança institucional de captação das companhias abertas via mercado de crédito de instituições financeiras tem maior influência na característica conservadora da informação contábil do que o impacto da norma IFRS, indicando que as características institucionais, em especial a forma de financiamento, têm um maior poder de explicação das práticas contábeis conservadoras e respectiva qualidade da informação contábil do que o padrão IFRS adotado.

**Palavras-chave:** Conservadorismo condicional. Forma de financiamento. Padrão IFRS.

## ABSTRACT

Brazil is experiencing a period of transition from the form of financing, which now is based both in the credit market of financial institutions and in financing via the capital market (Corrêa; ALMEIDA FILHO, 2001). Also started to adopt, from the Law No. 11.638/2007, new accounting practices on IFRS, which are, in theory, less conservative. However, empirical researches in Brazil, such as Santos *et al.* (2011), Vieira *et al.* (2011) and Braga (2011), revealed that this transition has not reduced, as proposes Nobes (1998), the level of conservatism. In this context, this research aims to investigate whether the conservative accounting practice depends more on the form of financing of companies or the current accounting standard. To achieve this goal, we used a sample of 268 Brazilian publicly traded companies, generating 1,243 observations. The survey period covers the years 2006-2013. This period allows to observe the conservatism levels before, during (the initial adoption period) and after full adoption of international accounting standards by companies of the sample. We captured the presence of conditional conservatism from the model of transitory components of earnings developed by Basu (1997), which aims to evaluate whether companies are more likely, on average, to recognize, asymmetrically, economic losses. Later, we decided to add in the original model of Basu, the variable capital structure from debt to equity ratio  $(PC+PNC)/AT$ ;  $PO/CI$ ;  $PC/AT$ ;  $PNC/AT$  and  $PC/PNC$ , in order that the interaction with the variable responsible for capturing conservatism evidences the existence of effects between the form of financing and conditional conservatism. For data analysis, we used regression model for panel data. Results evidenced that the form of financing Brazilian publicly traded companies has statistically significant effects on conservative accounting practices. We emphasize that the presence of conservatism was only identified through interaction with the form of financing because, when estimated the original model of Basu (1997), there was no evidence of the presence of conservatism in the three time windows before the adoption of IFRS (2006 -2007) during the adoption (2008-2009) and after the adoption (2010-2013). These evidences confirm the main hypothesis of the study, that institutional heritage of capture of publicly traded companies via credit market has greater influence in the conservative characteristic of accounting information than the impact of IFRS, indicating that institutional characteristics, in particular the form of financing, have a greater explanatory power of conservative accounting practices and their quality of accounting information than IFRS adopted.

**Keywords:** Conditional conservatism. Financing manner. IFRS.

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Período e subperíodos da pesquisa	55
Figura 2 – Antes da adoção e adoção inicial	61
Figura 3 – Adoção inicial e adoção completa	61
Figura 4 – Antes da adoção e adoção completa	61

## **LISTA DE QUADROS**

Quadro 1 – Modelo do Nobes (1998)	25
Quadro 2 – Modelo de Basu (1997) e variáveis de estrutura de capital	58
Quadro 3 – Variáveis de adoção do padrão IFRS	62
Quadro 4 – Resultado dos testes de especificação	68

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estatísticas descritivas da variável Lucro	70
Tabela 2 – Estatísticas descritivas da variável Retorno	70
Tabela 3 – Estatísticas descritivas da variável Estrutura de Capital	71
Tabela 4 – Resultados do modelo 1 estimado para o período antes da adoção da IFRS – efeitos aleatórios	72
Tabela 5 – Resultados do modelo 1 estimado para o período durante a adoção das IFRS – efeitos aleatórios	73
Tabela 6 – Resultados do modelo 1 estimado para o período após da adoção da IFRS – efeitos fixos	74
Tabela 7 – Resultados do modelo 1 com a estrutura de capital substituída pelo Passivo Circulante dividido pelo Ativo Total (PC/AT) nas fases antes da adoção, adoção inicial e adoção completa	77
Tabela 8 – Resultados do modelo 1 com a estrutura de capital substituída pelo Passivo Circulante dividido pelo Ativo Total (PNC/AT) nas fases antes da adoção, adoção inicial e adoção completa	78
Tabela 9 – Resultados do modelo 1 com a estrutura de capital substituída pelo Passivo Circulante dividido pelo Passivo Não Circulante (PC/PNC) nas fases antes da adoção, adoção inicial e adoção completa	79
Tabela 10 – Resultados do modelo 2 com a estrutura de capital (PC+PNC)/AT) substituída pelo Passivo Oneroso sobre o Capital Investido (PO/CI) nas fases antes da adoção, adoção inicial e adoção completa	80
Tabela 11 – Resultados do modelo 1 estimado para o período de 2006 a 2013 nas empresas americanas	81
Tabela 12 – Resultados do modelo 2 com a estrutura de capital representada pelo Passivo Oneroso dividido pelo Capital Investido (PO/CI) estimado para o período de 2006 a 2013 nas empresas americanas	82
Tabela 13 – IFRS e conservadorismo	83

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AI	Adoção Inicial
AC	Adoção Completa
ADR	<i>American Depositary Receipts</i>
Amex	<i>American Stock Exchange</i>
AT	Ativo Total
Bacen	Banco Central do Brasil
BDR	<i>Brazilian Depositary Receipts</i>
Blue	<i>Best Linear Unbiased Estimator</i>
BM&FBovespa	Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo
BNDES	Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social
CFC	Conselho Federal de Contabilidade
CI	Capital Investido
CPC	Comitê de Pronunciamentos Contábeis
CVM	Comissão de Valores Mobiliários
EUA	Estados Unidos da América
Fasb	<i>Financial Accounting Standards Boards</i>
GLS	<i>Generalized Least Square</i>
IAS	<i>International Accounting Standard</i>
Iasb	<i>International Accounting Standards Boards</i>
IFRS	<i>International Financial Reporting Standards</i>
Lalur	Livro de Apuração do Lucro Real
MQG	Mínimos Quadrados Generalizados
MQO	Mínimos Quadrados Ordiniais
Nasdaq	<i>National Association of Securities Dealers Automated Quotations</i>
NYSE	<i>New York Stock Exchange</i>
OLS	<i>Ordinary Least Square</i>
PC	Passivo Circulante
PNC	Passivo Não Circulante
PO	Passivo Oneroso
SRF	Secretaria da Receita Federal
Susep	Superintendência de Seguros Privados
UE	União Europeia

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b>	<b>16</b>
1.1	PROBLEMA E QUESTÃO DE PESQUISA	16
1.2	HIPÓTESES	19
1.3	JUSTIFICATIVA	21
1.4	OBJETIVOS	22
<b>1.4.1</b>	<b>Objetivo geral</b>	<b>22</b>
<b>1.4.2</b>	<b>Objetivos específicos</b>	<b>23</b>
<b>2</b>	<b>REVISÃO DA LITERATURA</b>	<b>24</b>
2.1	CARACTERÍSTICAS INSTITUCIONAIS: Sistema legal e formas de financiamento	24
<b>2.1.1</b>	<b>Características institucionais brasileiras e americanas</b>	<b>27</b>
2.2	ESTRUTURA DE CAPITAL	32
2.3	CONSERVADORISMO CONTÁBIL	36
2.4	ADOÇÃO DO PADRÃO INTERNACIONAL DE CONTABILIDADE (IFRS)	47
<b>3</b>	<b>PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS</b>	<b>54</b>
3.1	UNIVERSO, AMOSTRA E PERÍODO DA PESQUISA	54
3.2	VARIÁVEIS E MODELOS EMPÍRICOS DO ESTUDO	55
<b>3.2.1</b>	<b>Conservadorismo condicional e estrutura de capital</b>	<b>55</b>
<b>3.2.2</b>	<b>Modelo 1: Estrutura de capital (passivo total) e conservadorismo</b>	<b>58</b>
<b>3.2.3</b>	<b>Modelo 2: Estrutura de capital (passivo oneroso) e conservadorismo</b>	<b>59</b>
<b>3.2.4</b>	<b>Conservadorismo condicional e adoção do padrão IFRS</b>	<b>60</b>
<b>3.2.5</b>	<b>Modelo 3: Adoção inicial das IFRSs e conservadorismo</b>	<b>62</b>
<b>3.2.6</b>	<b>Modelo 4: Adoção completa das IFRSs e conservadorismo</b>	<b>63</b>
<b>3.2.7</b>	<b>Modelo 5: Antes da adoção e adoção completa das IFRS e conservadorismo</b>	<b>63</b>
3.3	MÉTODOS DE ANÁLISE ESTATÍSTICA	64
<b>3.3.1</b>	<b>Modelo de regressão para dados em painel</b>	<b>64</b>
<b>3.3.2</b>	<b>Heterogeneidade não observada</b>	<b>65</b>
<b>3.3.3</b>	<b>Métodos de estimação</b>	<b>65</b>
<b>3.3.4</b>	<b>Testes de especificação</b>	<b>67</b>
<b>3.3.5</b>	<b>Valores extremos</b>	<b>68</b>

<b>4</b>	<b>RESULTADOS</b>	<b>69</b>
4.1	ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS	69
4.2	CONSERVADORISMO E ESTRUTURA DE CAPITAL	71
<b>4.2.1</b>	<b>Análise do modelo 1 nos três períodos do estudo (antes, durante e após adoção)</b>	<b>74</b>
4.3	ANÁLISE DE SENSIBILIDADE E ROBUSTEZ DA ESTRUTURA DE CAPITAL	76
<b>4.3.1</b>	<b>Passivo circulante</b>	<b>76</b>
<b>4.3.2</b>	<b>Passivo não circulante</b>	<b>77</b>
<b>4.3.3</b>	<b>Passivo circulante <i>versus</i> passivo não circulante</b>	<b>78</b>
<b>4.3.4</b>	<b>Passivo oneroso</b>	<b>80</b>
<b>4.3.5</b>	<b>Conservadorismo condicional e estrutura de capital nas companhias americanas</b>	<b>80</b>
4.4	CONSERVADORISMO E IFRS	83
4.5	ANÁLISES ADICIONAIS	84
<b>5</b>	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS</b>	<b>87</b>
	<b>REFERÊNCIAS</b>	<b>90</b>

## 1 INTRODUÇÃO

### 1.1 CONTEXTUALIZAÇÃO E QUESTÃO DE PESQUISA

Um macro problema de pesquisa no âmbito da contabilidade é o efeito de características institucionais na informação contábil. De acordo com essa perspectiva, características institucionais, como o sistema legal e a forma de financiamento dos negócios, poderiam explicar a existência de diferentes sistemas contábeis ao redor do mundo (NOBES, 1998; BALL; KOTHARI; ROBIN, 2000).

Ball, Kothari e Robin (2000), que trataram do efeito do sistema legal na informação contábil, classificaram os sistemas legais em *code law*<sup>1</sup> e *common law*<sup>2</sup> e analisaram duas características qualitativas da informação contábil, quais sejam: oportunidade (*timeliness*) e conservadorismo.

De acordo com Nobes (1998), a estrutura institucional influencia as práticas contábeis das empresas. Um exemplo disso é que a forma de financiamento dos negócios afeta o tipo de informação contábil demandada por certos tipos de usuários, indicando que a contabilidade é influenciada pela maneira como o sistema financeiro está organizado, isto é, mercado de capitais, crédito governamental ou crédito de instituições financeiras (ZYSMAN, 1983). Em cada uma dessas formas de financiamento, a informação contábil cumpre um papel diferente, de acordo com os objetivos para os quais é divulgada. Isso levou Nobes (1998, p. 166, tradução nossa) a sugerir que “o sistema financeiro é relevante na determinação dos objetivos do reporte financeiro”<sup>3</sup>.

Nobes (1998) afirma, ainda, que um sistema financeiro baseado no mercado de capitais vai demandar informações relevantes sobre o desempenho e a avaliação dos fluxos futuros de caixa, a fim de ajudar na tomada de decisões financeiras. Por outro lado, o autor argumenta que um sistema financeiro baseado no mercado de crédito demanda cálculo prudente e confiável do lucro tributável e distribuível. Consequentemente, espera-se que, em um sistema financeiro baseado no mercado de capitais, as práticas contábeis sejam menos conservadoras do que em um sistema financeiro baseado em instituições de crédito.

---

<sup>1</sup> O *code law* tem alta influência política, em que o governo estabelece e faz cumprir as regras contábeis (BALL; KOTHARI; ROBIN, 2000).

<sup>2</sup> No *common law*, o setor privado determina as práticas contábeis (BALL; KOTHARI; ROBIN, 2000).

<sup>3</sup> *The financing system is relevant in determining de purpose of financial reporting* (NOBES, 1998).

Corrêa e Almeida Filho (2001) comentam que, durante décadas, a forma principal de financiamento no Brasil realizava-se principalmente via crédito, ficando o mercado de capitais brasileiro em segundo plano quando o assunto se tratava do arranjo financeiro das companhias. Nesse contexto, o conservadorismo apresentava-se como prática contábil comum, conforme evidências obtidas por Costa, Lopes e Costa (2006), Santos e Costa (2008), Almeida, Scalzer e Costa (2008), Paulo, Antunes e Formigoni (2008), Coelho e Lima (2008), Gonzaga e Costa (2009), Santos, Lima, Freitas e Lima (2011) e Martins *et al.* (2014).

Os estudos desses autores relacionam o conservadorismo a vários aspectos, no entanto, de maneira geral, o entendimento é de que o conservadorismo se refere ao reconhecimento assimétrico de ganhos e perdas (BASU, 1997; WATTS, 2003a).

De acordo com Corrêa e Vieira (2000) e Corrêa e Almeida Filho (2001), inovações financeiras, tais como *commercial papers* e *Brazilian Depositary Receipts* (BDR), que surgiram nas décadas de 1980 e 1990 e que possibilitaram a captação de recursos via lançamentos de títulos de dívida direta, tornaram o mercado de capitais brasileiro mais diversificado<sup>4</sup>. Assim, o Brasil passou a adotar formas distintas de entrada de capitais externos, isto é, via mercado de crédito e mercado de capitais. Ressalta-se que os investidores institucionais assumem o posto de principais agentes de liquidez, que antes era ocupado pelo sistema bancário.

O processo de ascensão do mercado de capitais do Brasil, interligado com a globalização dos mercados de capitais e com o desenvolvimento das empresas multinacionais, provocou a necessidade de medidas que objetivassem a proteção do investidor, tais como instauração de uma legislação moldada nas normas internacionais de contabilidade (MARTINS *et al.*, 2014; MACEDO *et al.*, 2013) e mecanismos privados que legitimassem as “boas práticas de governança corporativa”, como leis de proteção aos interesses dos acionistas (minoritários e majoritários), controle sobre os conselhos diretores para não ferir os interesses dos acionistas e garantia de flexibilidade de movimento dos aplicadores (CHONG; LOPES-DE-SILANEZ, 2007; MARTINS *et al.*, 2014).

Nesse sentido, a partir do final de 2007, com a publicação da Lei nº 11.638, o Brasil iniciou o processo de adoção do padrão internacional de contabilidade baseado nas *International Financial Reporting Standards* (IFRS). Macedo *et al.* (2013) explicam que, no geral, a adoção das IFRS beneficia os investidores, especialmente nos países em que eles costumam não ser prioridade de órgãos normatizadores, a exemplo do Brasil.

---

<sup>4</sup> Este mercado mudou sua legislação e criou novas modalidades de captação de recursos em bolsa: *commercial papers* e BDR. As empresas passaram a ter acesso a estes papéis e também a papéis negociados no mercado internacional de capitais (American Depositary Receipts – ADR) (CORRÊA; ALMEIDA FILHO, 2001).

As pesquisas que examinaram os primeiros efeitos da adoção pelo Brasil do padrão IFRS sobre a qualidade dos números contábeis, utilizando como medida o reconhecimento assimétrico das perdas e ganhos (conservadorismo), apresentaram resultados ainda pouco conclusivos em termos gerais, uma vez que os dados analisados foram preliminares, isso porque avaliaram o primeiro ano da adoção do padrão IFRS no Brasil (BRAGA, 2011). Santos *et al.* (2011), Vieira *et al.* (2011) e Braga (2011) destacam-se nesse contexto e, mesmo analisando os efeitos da adoção parcial do padrão IFRS, deixaram importantes contribuições para o entendimento e a análise do conservadorismo na informação contábil.

Santos *et al.* (2011), utilizando o modelo de Basu (1997), verificaram que, após a vigência da Lei nº 11.638/2007<sup>5</sup>, não houve efeito no grau de conservadorismo existente nas companhias abertas listadas na Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&FBovespa).

Vieira *et al.* (2011) encontraram evidências de que, mesmo com a adoção parcial das IFRS, houve melhora na qualidade das informações contábeis das companhias abertas brasileiras. Porém, quanto ao nível de conservadorismo, os resultados foram conflitantes, sendo encontradas amostras com alteração no nível de conservadorismo e outras sem alteração.

As evidências dos estudos de Braga (2011), Chen *et al.* (2010) e Houque *et al.* (2012) sugerem que a adoção do padrão IFRS não necessariamente aumenta a qualidade das informações contábeis divulgadas no mercado brasileiro. Essa conclusão se fundamenta na constatação de que o ambiente institucional brasileiro não fornece incentivos adequados à divulgação de informações contábeis de alta qualidade, conforme Lopes e Walker (2008), bem como nas evidências de que a adoção do padrão IFRS não afetou o reconhecimento assimétrico de perdas de forma positiva (BRAGA, 2011), e que os incentivos no nível da firma e os fatores institucionais afetam o reconhecimento assimétrico das perdas (CHEN *et al.*, 2010; HOUQUE *et al.*, 2012).

Braga (2011) ainda evidencia que o reconhecimento assimétrico de perdas no Brasil é semelhante ao de países classificados como *code law*, apesar de adotar um padrão contábil (IFRS) originado de um ambiente *common law*, considerado de alta qualidade.

Em síntese, o Brasil vivencia um período de transição da forma de financiamento, que agora passa a se basear tanto no mercado de crédito de instituições financeiras quanto no financiamento via mercado de capitais (CORRÊA; ALMEIDA FILHO, 2001). Também passou a adotar, a partir da Lei nº 11.638/2007, novas práticas contábeis no padrão IFRS, em tese, menos conservadoras. No entanto, pesquisas empíricas no Brasil, como as de Santos *et al.*

---

<sup>5</sup> Essa Lei pode ser considerada como o marco regulatório que estabelece a convergência do Brasil às normas internacionais de contabilidade.

(2011), Vieira *et al.* (2011) e Braga (2011) evidenciaram que essa transição não reduziu o nível de conservadorismo, como propõe Nobes (1998).

Por todas essas razões, surge um questionamento, o qual motiva a investigação que propiciará uma resposta com possibilidade de contribuição ao estado da arte da contabilidade. Eis a questão: **o conservadorismo contábil nas companhias abertas brasileiras é afetado, primordialmente, pela forma de financiamento ou pelo padrão contábil baseado em IFRS?**

Sendo o conservadorismo uma característica da qualidade da informação contábil (WATTS, 2003a) que interfere no processo de assimetria informacional e nos respectivos conflitos de agência que estão intrínsecos à decisão de financiamento das companhias (JANSEN; MECKLING, 1976) via mercado de capitais ou mercado de crédito, associado ao padrão IFRS que tende a ser menos conservador do que o padrão nacional (SANTOS *et al.*, 2011), espera-se que a resposta a essa questão de pesquisa contribua no sentido de informar, tanto aos participantes do mercado de capitais quanto ao mercado de crédito brasileiro, os possíveis efeitos provocados pela adoção do padrão IFRS na qualidade da informação contábil.

Ressalta-se que, no contexto brasileiro, quando se fala em participantes do mercado de capitais, faz-se referência tanto ao investidor institucional quanto ao investidor individual e aquele que ainda não é investidor, mas tem potencial para ser. Em relação ao mercado de crédito, a referência se faz às instituições financeiras (bancos), que também se apresentam como fonte de financiamento às companhias abertas brasileiras.

Sendo assim, no contexto brasileiro, que apresenta duas importantes fontes de recursos (o mercado de capitais e o mercado de crédito) às companhias abertas (MEDEIROS; DAHER, 2005; CORRÊA; ALMEIDA FILHO, 2001), torna-se imprescindível entender o comportamento da informação contábil como suporte às decisões de financiamento, pois, segundo Nobes (1998) e Ball, Kothari e Robin (2000), a forma de financiamento das companhias influencia a qualidade da informação contábil demandada.

## 1.2 HIPÓTESES

No Brasil, o processo de convergência ao padrão internacional de contabilidade ocorreu em um momento em que o mercado de capitais brasileiro apresenta um vigor sem igual na sua história, pois, de acordo com dados disponíveis no sítio da BM&FBovespa, existiam 85.249 investidores em 2002 e, em fevereiro de 2012, esse número saltou para 569.826 investidores (MACEDO *et al.*, 2013). Mesmo assim, considera-se o mercado de capitais brasileiro

incipiente, se comparado a mercados acionários internacionais de origem anglo-americana, como o mercado de capitais dos Estados Unidos da América (EUA) (MACEDO *et al.*, 2013).

Alguns países latino-americanos, como o Brasil, considerado “em desenvolvimento”, apresentam características de sistema *code law*, com fraco mercado de capitais, má proteção aos investidores, contabilidade e governança corporativa pobres, fortes ligações entre a base fiscal e a contábil, com empresas que usam ofertas privilegiadas para obter financiamento (BALL; KOTHARI; ROBIN, 2000). Tal estrutura institucional corresponde ao modelo contábil classe B, voltado a atender às necessidades e aos incentivos econômicos de credores e governo, com informação contábil, em tese, mais conservadora (NOBES, 1998).

Observa-se que, mesmo o Brasil tendo adotado o padrão internacional de contabilidade (IFRS), cuja característica é de um modelo contábil classe A, mais voltado às necessidades informacionais do investidor (NOBES, 1998), não se alterou a estrutura institucional do país e as companhias ainda continuam sendo financiadas pelo mercado de crédito, em detrimento de uma maior participação do mercado acionário, o que, em tese, aumenta a demanda por informações contábeis mais conservadoras (MEDEIROS; DAHER, 2005).

No entanto, pesquisas (BRITO; MARTINS, 2013; LI, 2015) apontam que as características institucionais do mercado brasileiro, de fraca proteção ao credor, fazem com que este não visualize as vantagens da prática conservadora e, com isso, diminua seu interesse por ela.

O ambiente institucional alimentado por incentivos ao nível da empresa possui forte influência nas propriedades e qualidades dos números contábeis, o que, segundo Lopes e Walker (2008); Ball, Robin e Wu (2003), coloca em dúvida a ideia de que se pode alcançar a convergência, em termos de qualidade do lucro contábil, simplesmente por meio da imposição de um conjunto comum de normas de contabilidade em países como o Brasil.

A partir dessas premissas, buscando responder provisoriamente ao problema de pesquisa, levantou-se a hipótese de que: **“a herança institucional de captação das companhias abertas via mercado de crédito tem maior influência na característica conservadora da informação contábil do que o impacto das normas IFRS”**.

Essa alternativa de solução, se confirmada, indicará que as características institucionais, em especial a forma de financiamento, têm um maior poder de explicação das práticas contábeis conservadoras e respectiva qualidade da informação contábil do que o padrão IFRS adotado.

Considerando, ainda, que a forma de financiamento dos negócios afeta o tipo de informação contábil demandada pelo usuário (NOBES, 1998) e a considerável presença do mercado de crédito (via banco) no financiamento das companhias abertas brasileiras faz com

que ele demande mais conservadorismo (MEDEIROS; DAHER, 2005), levantou-se a seguinte hipótese complementar: **“quanto maior o financiamento por meio de capitais de terceiros, maior é a prática contábil conservadora”**.

Por fim, a literatura corrente (CHEN *et al.*, 2010; BRAGA, 2011; HOUQE *et al.*, 2012) sugere que a adoção do padrão IFRS não necessariamente aumenta a qualidade das informações contábeis divulgadas. Então, levantaram-se outras duas hipóteses complementares: **“não há diferença significativa de práticas conservadoras antes e depois da adoção das normas contábeis em IFRS”** e **“não há diferença significativa nas práticas conservadoras antes da adoção e na adoção completa das normas contábeis em IFRS”**.

### 1.3 JUSTIFICATIVA

O conservadorismo é visto como uma das características qualitativas mais importantes da contabilidade, sendo facilmente encontrado na maioria das estruturas conceituais de órgãos que emitem normas contábeis, como o *Financial Accounting Standards Boards* (Fasb), *International Accounting Standards Boards* (Iasb) e, também, nas normas contábeis brasileiras (PAULO; ANTUNES; FORMIGONI, 2008).

A relevância do conservadorismo na prática contábil se reflete na quantidade de estudos empíricos realizados tanto em âmbito nacional quanto internacional. Tais estudos costumam investigar o conservadorismo em sua relação com uma série de contextos corporativos, tais como: conservadorismo em companhias abertas e fechadas (PAULO; ANTUNES; FORMIGONI, 2008; COELHO; LIMA, 2008); relação entre conservadorismo e qualidade dos números contábeis (MOREIRA; COLAUTO, 2010; BALL; SHIVAKUKAR, 2005; BASU, 1997), conservadorismo em companhias com *American Depositary Receipt* (ADR) negociados na Bolsa de Nova Iorque (SANTOS; COSTA, 2008); conservadorismo como mitigador de conflitos entre credores e acionistas (LEE, 2010; GONZAGA; COSTA, 2009; AHMED *et al.*, 2002); conservadorismo e governança corporativa (ALMEIDA; SCALZER; COSTA, 2008); conservadorismo e custo de capital (LI, 2015; BEATTY, WEBER, 2008); conservadorismo e concentração de votos e acordos de acionistas (SARLO NETO; RODRIGUES; ALMEIDA, 2010); conservadorismo e custo do crédito bancário (BRITO; MARTINS, 2013), conservadorismo e a adoção do padrão contábil internacional (SANTOS; LIMA, 2011; MACEDO *et al.*, 2013; AHMED; NELL; WANG, 2013), dentre outros.

No entanto, tais pesquisas, em especial as brasileiras, ainda apresentam resultados inconclusivos, ou por terem analisado apenas os efeitos da adoção parcial do padrão IFRS (entre

os anos de 2008 e 2009), ou porque poucas analisaram os efeitos da adoção completa (a partir de 2010). Esse fato explica as dificuldades de confirmação de certas hipóteses quanto ao real impacto do padrão IFRS nos números contábeis e na qualidade da informação contábil. Conseqüentemente, há necessidade de mais pesquisas sobre o assunto. Vale ressaltar que a adoção do padrão IFRS no Brasil tem como marco a promulgação da Lei nº 11.638, que ocorreu em dezembro de 2007, sendo sua adoção obrigatória a partir de 2008 (BRAGA, 2011; VIEIRA *et al.*, 2011).

Sendo assim, este estudo se propõe a dar continuidade aos estudos sobre o conservadorismo, porém de forma mais ampla, a partir de uma análise envolvendo tanto o período antes da adoção do padrão IFRS (de 2006 a 2007) como o período de adoção parcial (2008 a 2009) e o período de adoção completa (de 2010 a 2013). Essas janelas temporais têm o objetivo de obter resultados mais significativos sobre o nível de conservadorismo da prática contábil brasileira e suas implicações, levando em consideração a forma de financiamento das empresas, que atinge, de maneira direta, credores e investidores. Isso confere relevância e originalidade à investigação aqui proposta.

Por questão de delimitação, esta pesquisa pretende focar no conservadorismo em si, diferentemente de outras pesquisas que analisaram a qualidade da informação contábil de maneira global, como Vieira *et al.* (2011), sem aprofundar especificamente o estudo do conservadorismo. Ao mesmo tempo, a pesquisa busca evidências de uma possível relação da prática contábil conservadora com características institucionais, como a forma de financiamento das companhias (crédito bancário e mercado de capitais), conforme sugeriu Nobes (1998), o que também difere das pesquisas anteriores, que analisaram uma maior quantidade de características institucionais, como Braga (2011), sem, no entanto, o aprofundamento mais específico nas características do sistema financeiro brasileiro.

Neste sentido, espera-se contribuir tanto com o mercado de crédito brasileiro de instituições financeiras quanto com o mercado de capitais (o qual se encontra em ascensão no Brasil), no sentido de possibilitar análises quanto ao impacto provocado pela adoção do padrão IFRS na geração e qualidade da informação contábil.

## 1.4 OBJETIVOS

### 1.4.1 Objetivo geral

Investigar se a prática contábil conservadora depende mais da forma de financiamento das companhias ou do padrão contábil vigente.

#### **1.4.2 Objetivos específicos**

- a) Verificar o efeito da forma de financiamento das companhias abertas do Brasil no nível de conservadorismo das suas práticas contábeis.
- b) Verificar se esse efeito se mantém ao longo da adoção das normas internacionais de contabilidade (padrão IFRS), considerando-se os dois períodos: adoção inicial e adoção completa.
- c) Verificar o efeito da adoção das IFRS nas companhias abertas do Brasil no nível de conservadorismo das suas práticas contábeis.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

### 2.1 CARACTERÍSTICAS INSTITUCIONAIS: Sistema legal e formas de financiamento

De acordo com Nobes (1998) e Ball, Kothari e Robin (2000), a informação contábil é afetada por características institucionais, como o sistema legal e as formas de financiamento dos negócios. Como sugerem os referidos autores, isso explicaria a existência de diferentes sistemas contábeis ao redor do mundo. Por sistema contábil, entende-se um conjunto de práticas adotadas em um relatório publicado tendo como base um determinado período de operações.

Nobes (1998) sugere alguns fatores para explicar a variedade de práticas contábeis ao redor do mundo, dentre os quais se destacam: natureza da propriedade dos negócios, forma de financiamento, sistema legal, político e cultural, herança colonial, inflação, tributação, nível de educação, estágio de desenvolvimento econômico, dentre outros. Ressalta-se que a presente pesquisa teve o fator “forma de financiamento” como destaque, uma vez que faz relação direta com o sistema financeiro do país, o qual é determinante para os objetivos do *disclosure* das informações contábeis.

Zysman (1983) faz comentários a respeito da existência de três tipos de sistemas financeiros: (a) o sistema baseado no mercado de capitais, sendo o investidor seu principal financiador (EUA e Reino Unido, como exemplo); (b) o sistema baseado no crédito governamental, no qual os recursos são administrados pelo governo (França e Japão, como exemplo); e (c) o sistema baseado no crédito de instituições financeiras, sendo os bancos e outras instituições financeiras seus principais financiadores (Alemanha e Brasil, como exemplo). Ressalta-se que, no caso específico do Brasil, a criação pelo governo de bancos como Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), Banco do Brasil, Banco da Amazônia, Caixa Econômica Federal, dentre outros, que também possuem a prática de financiamento das empresas, faz como que se pense num sistema financeiro misto, baseado no crédito governamental e no crédito bancário.

O sistema financeiro de um país está diretamente associado ao nível de qualidade da informação contábil demandada, pois, dependendo do tipo (característica) da fonte de recursos principal, devem-se gerar conflitos de agência diversos, envolvendo diferentes agentes e principais. Por exemplo, um sistema financeiro baseado no mercado de capitais, a princípio, é mais desenvolvido e tem como características: (a) uma menor demanda por informações assimétricas, o que proporciona ao investidor diferenciar os ativos mais rentáveis dos menos rentáveis e, com isso, reduz-se o risco e o custo de capital; (b) baixa concentração de

propriedade, provocada pela pulverização acionária, que estabelece uma maior proteção aos investidores que exigem dos operadores da contabilidade números contábeis de melhor qualidade (NOBES, 1998).

Ressalta-se que dificilmente se encontram essas características em um sistema financeiro baseado no mercado de crédito de instituições financeiras que, em tese, apresenta-se menos desenvolvido, ou seja, com menor exigência de qualidade nas demonstrações financeiras, uma vez que os credores (instituições financeiras), por cláusulas contratuais, têm acesso privado e direto aos gestores das companhias, diminuindo a assimetria entre esses agentes e principais e, com isso, apresentam menos interesse na qualidade dos números contábeis reportados. Para cada um desses tipos de mercados, a informação contábil atende a objetivos específicos de diferentes usuários, com implicações no sistema de mensuração, reconhecimento e divulgação financeira.

Nesse sentido, Nobes (1998) desenvolveu um modelo baseado no nível de *outsider equity*, com o objetivo de diferenciar os sistemas contábeis. O termo *outsider equity* está relacionado com as características do sistema financeiro da empresa, as quais podem ter uma forte ou ampla participação de investidores do mercado de capitais no capital da empresa ou, ao contrário, uma fraca ou restrita participação de investidores.

Nesse modelo, países considerados autossuficientes (cultura do tipo 1) apresentam um forte *outsider equity*, ou seja, ampla participação de investidores do mercado no fornecimento de capitais à empresa, enquanto que os países considerados culturalmente dominados (cultura do tipo 2) apresentam um fraco *outsider equity*, ou seja, restrita participação de investidores do mercado de capitais fornecendo recursos à empresa. Complementando o esquema, no primeiro caso, ter-se-á uma contabilidade de “classe A” (países como EUA, Austrália e Reino Unido) e, no segundo caso, uma contabilidade de “classe B” (países como França, Alemanha e Itália). O Quadro 1 resume esse modelo da seguinte forma:

#### **Quadro 1 – Modelo do Nobes (1998)**

Países com cultura tipo 1 → Forte <i>outsider equity</i> → Classe A (contabilidade para investidores)
Países com cultura tipo 2 → Fraco <i>outsider equity</i> → Classe B (contabilidade para tributação e credores)

**Fonte:** Nobes (1998).

Dentre as proposições sugeridas no modelo desenvolvido por Nobes (1998, p. 179), destaca-se como importante para este estudo a proposição segundo a qual “Quando um país estabelece um mercado com forte *outsider equity*, sua contabilidade se move de um sistema

classe B para um sistema classe A”. Tal importância decorre do fato de o Brasil estar harmonizando suas normas contábeis ao padrão internacional e, também, observando uma maior, porém ainda modesta, participação de investidores via mercado de capitais no financiamento das empresas. Isso pode indicar a mudança de uma contabilidade focada na tributação e informações voltadas aos credores, para uma contabilidade mais focada nos investidores (FARIAS; FARIAS, 2012; LOPES; WALKER, 2008).

Macedo *et al.* (2013) comentam que diversos estudos têm se concentrado na busca de evidências que atestem a justificativa de que o processo de harmonização da contabilidade baseada no padrão IFRS proporciona melhor qualidade na informação financeira, que é essencial para o mercado de capitais, o qual possui o foco no investidor. Nessa linha, destacam-se os trabalhos de Barth, Landsman e Lang (2008) e Chen *et al.* (2010), os quais avaliaram os efeitos do padrão IFRS sobre a qualidade da informação contábil, obtendo as evidências de aumento da qualidade das demonstrações financeiras após adoção do padrão internacional de contabilidade baseado em IFRS.

Ball, Kothari e Robin (2000) discorrem sobre as diferenças das práticas contábeis entre os países, partindo de uma classificação legal e política, na qual identificaram países com tradição no direito positivo (*code law*) que apresentam alta influência política, em que o governo estabelece e faz cumprir as regras contábeis, e países com tradição no direito consuetudinário (*common law*), nos quais o setor privado determina as práticas contábeis.

Baseados na premissa de que fatores institucionais internacionais têm influência sobre a propriedade do lucro contábil, Ball, Kothari e Robin (2000) evidenciaram que diferenças na demanda pelo lucro contábil em diferentes contextos institucionais afetam suas propriedades. Dessa forma, tais autores estudaram as propriedades *timeliness* e conservadorismo, por acreditarem que juntas podem capturar de forma mais eficiente o conceito utilizado para transparência das demonstrações financeiras. Definiu-se *timeliness* como a capacidade de o lucro contábil, do período corrente, incorporar o lucro econômico do mesmo período. Já conservadorismo se definiu como o quanto o lucro contábil do período corrente incorpora assimetricamente perdas econômicas em comparação aos ganhos econômicos.

O resultado central de Ball, Kothari e Robin (2000) demonstrou que o lucro contábil em países de características *common law* é significativamente mais próximo do lucro econômico do que em países com tradição *code law*, devido à rapidez destes em incorporar perdas econômicas no resultado (conservadorismo contábil). Por outro lado, em países *code law*, a assimetria da informação é resolvida por características institucionais diferentes do

conservadorismo das demonstrações financeiras publicadas, devido à existência de relação mais próxima com os principais *stakeholders*.

Ainda sob essa classificação, observa-se que a elaboração de normas contábeis em países de características *common law* é derivada da demanda dos investidores por informações e são utilizadas principalmente como mecanismo de redução dos níveis de assimetria da informação. Já em países *code law*, a elaboração das leis comerciais e das respectivas normas contábeis são influenciadas pelos interesses governamentais que visam as prioridades do estado, no caso específico do Brasil, a arrecadação tributária (BALL; KOTHARI; ROBIN, 2000; SODERSTROM; SUN, 2007; BRAGA, 2011).

Em síntese, os autores evidenciaram que a influência política no estabelecimento de normas contábeis e de execução legal diminui a demanda por informações contábeis oportunas e conservadoras, aumentando a demanda por lucro com baixa volatilidade.

Ao fazer relação com o modelo de governança, Ball, Kothari e Robin (2000) evidenciam dois modelos distintos de governança. Um deles orientado aos *shareholders*, encontrados nos países de tradição *common law*; o outro orientado aos *stakeholders*, encontrados mais facilmente em países de tradição *code law*.

Apesar da existência de outras características institucionais, como: nível de educação, estágio de desenvolvimento econômico, tributação, herança colonial, cultura, religião, dentre outras (NOBES, 1998), decidiu-se delinear a presente pesquisa sobre as características do sistema legal e das formas de financiamentos das empresas, uma vez que se constituem em características institucionais que afetam diretamente a informação contábil, assim como seu sistema de reconhecimento e mensuração.

### **2.1.1 Características institucionais brasileiras e americanas**

A discussão desta tese está em torno das características institucionais: forma de financiamento (via mercado de crédito e mercado de capitais) e sistema legal adotado pelas nações (com características *code law* e *common law*). No caso específico do Brasil, o país sofre forte influência das características do mercado de crédito de instituições financeiras, assim como das características do modelo legal *code law*, mesmo adotando um padrão contábil baseado no modelo *common law*. Esses dois fatores citados são determinantes para se entender as práticas contábeis adotadas no Brasil e os respectivos efeitos na qualidade da informação contábil demandada.

Lopes e Walker (2008), na tentativa de caracterizar o mercado brasileiro, evidenciaram problemas inflacionários, uma economia instável e forte intervenção do Estado na economia, refletindo um ambiente institucional fraco com um sistema contábil frágil e práticas de governança corporativa incipientes, o que faz gerar informações contábeis de baixa qualidade.

Chong e López-de-Silanes (2007), Lopes e Walker (2008), Coelho, Galdi e Lopes (2010) e Braga (2011) discutem as características institucionais brasileiras e de outros países da América Latina, com destaque para os itens: modelo de governança, fontes de financiamento, desenvolvimento do mercado de capitais, concentração acionária, modelo contábil, processo de normatização contábil, padrões contábeis e regras fiscais.

Segundo Lopes e Walker (2008), o Brasil adota o modelo de governança destinado aos interesses dos *stakeholders*, o que ratifica o regime *code law* com informação contábil de baixa qualidade, que é predominante no Brasil. Chong e López-de-Silanes (2007) reforçam essa posição ao mostrar que a América Latina como um todo e, especialmente, o Brasil, apresentam ambientes de governança corporativa muito fracos.

No entanto, Lopes e Walker (2008) defendem a existência de empresas que estão inseridas nesse contexto (brasileiro) de frágeis regimes contábil e de governança, as quais podem apresentar números contábeis de alta qualidade, desde que tenham incentivos adequados para isso.

Dentre esses incentivos, pode-se citar a origem dos capitais que financiam as companhias, que podem vir do mercado de crédito de instituições financeiras ou do mercado de capitais. Nesse sentido, o Brasil possui um sistema financeiro orientado para as instituições financeiras (bancos) e não orientado para o mercado acionário, como ocorre em países como EUA e Reino Unido. No Brasil, por exemplo, um pequeno número de bancos fornece a maioria do capital que as empresas precisam e, como consequência, há uma demanda baixa por relatórios financeiros publicados (LOPES; WALKER, 2008; CORRÊA; VIEIRA, 2000). Em outras palavras, as empresas brasileiras não dependem de mercados de ações para financiar suas atividades. Devido a essa fragilidade do mercado de capitais, muitas empresas utilizam ofertas privilegiadas para obter financiamentos, o que aumenta a demanda por gerenciamento de resultados.

Mesmo com os incentivos do governo (como concessão de incentivos para aumento da base de aplicadores e para expansão do número de companhias de capital aberto, criação de instituições para incentivo, como a BNDES Participações S.A.) para o desenvolvimento do mercado de capitais brasileiro, o movimento expansivo desse mercado não conseguiu se manter consistente e efetivo ao longo do tempo. Pode-se explicar esse contexto pelas características

assumidas pelo mercado de ações brasileiro, tais como: (a) grande concentração da propriedade e controle das empresas; (b) pouca negociabilidade desses controles e das próprias ações em bolsa; (c) balanços contábeis e financeiros pouco transparentes; e (d) uma fraca legislação de proteção aos acionistas minoritários, que inviabiliza a participação ativa da grande maioria dos acionistas nas decisões que definem a direção futura das empresas em que detêm ações (CORRÊA; VIEIRA, 2000).

Para contornar os problemas causados pelo mercado de capitais local subdesenvolvido e superar um quadro institucional que as deixam em desvantagem em torno de sua capacidade de obter financiamentos, empresas brasileiras com oportunidades de crescimento atraentes, muitas vezes, desenvolvem alianças estratégicas ou *cross-listing* em países mais desenvolvidos (LOPES; WALKER, 2008).

Outra característica importante a se destacar é a estrutura de propriedade das companhias, que, no caso do Brasil, apresenta uma concentração muito elevada, ou seja, o capital votante das companhias encontra-se em poder de uma minoria, ocasionando certo conflito de agência entre acionistas minoritários e majoritários. Gonzaga e Costa (2009), ao investigarem companhias brasileiras de capital aberto, encontraram evidências da relação entre concentração acionária, política de dividendos e conservadorismo contábil.

O fraco sistema de proteção ao investidor, em especial o minoritário, faz com que os acionistas majoritários brasileiros expropiem os acionistas minoritários de diversas maneiras, incluindo: a venda de ativos abaixo dos valores de mercado para as empresas que são de propriedade dos diretores da empresa matriz; o emprego de pessoal não qualificado; a implantação de projetos para beneficiar executivos da empresa; e o problema clássico de salários excessivos, sendo que geralmente os acionistas majoritários são os mesmos executivos (LOPES; WALKER, 2008; GONZAGA; COSTA, 2009). Dessa forma, observa-se que a estrutura de propriedade concentrada faz com que o conflito de governança no Brasil não seja entre gestores e acionistas (problemas de agência tipo 1), mas sim entre acionistas controladores e não controladores (problemas de agência tipo 2) (LOPES; WALKER, 2008).

Nas empresas brasileiras, por exemplo, que possuem poucos acionistas, cujo controle acionário, em muitos casos, está nas mãos de um único acionista, a contabilidade perde o seu papel de redutora de assimetria de informação entre acionista e gestores. Nesses casos, o acionista majoritário tem acesso privilegiado às informações estratégicas da empresa, não necessitando, por esse motivo, da informação contábil para orientá-lo nas decisões de investimentos e financiamento (CHONG; LÓPEZ-DE-SILANES, 2007; GONZAGA; COSTA, 2009; SARLO NETO, RODRIGUES; ALMEIDA, 2010; MARTINS *et al.*, 2014).

Acredita-se que, além da estrutura de propriedade, o padrão contábil também pode influenciar o tipo e a qualidade da informação contábil, no entanto, Ball, Kothari e Robin (2000) mostram que a informatividade dos relatórios contábeis é uma função do ambiente institucional no qual as empresas estão inseridas e os incentivos reais que os gestores têm para fornecer os números contábeis com alta qualidade. O caso específico do Brasil, que vivencia o processo de convergência ao padrão internacional de contabilidade baseado no padrão IFRS, estaria migrando, em tese, de um país com contabilidade classe B para um país com contabilidade classe A, conforme sugere Nobes (1998). No entanto, pesquisas atuais, tendo como base as companhias abertas brasileiras, não têm evidenciado essa migração.

Pode-se evidenciar esse fato pela influência que as regras fiscais exercem nas demonstrações financeiras dos países classificados com contabilidade classe B, as quais não são destinadas à informação dos investidores e sim aos interesses tributários (FARIAS; FARIAS, 2012; LOPES; WALKER, 2008; NOBES, 1998). No Brasil, por exemplo, as empresas podem apresentar demonstrações financeiras de acordo com os métodos de contabilidade não permitidos pela autoridade fiscal (Secretaria da Receita Federal – SRF), no entanto, essas empresas precisam ajustar as suas demonstrações num livro especial (Livro de Apuração do Lucro Real – Lalur) para formar a base de cálculo tributária e conciliar os interesses da SRF e os regulamentos das leis societárias. Essas relações estreitas entre o fisco e os relatórios financeiros promovem incentivos para a manipulação dos lucros com maior ou menor nível de conservadorismo. Ressalta-se que a fiscalização relaxada combinada com a volatilidade do mercado financeiro e pobres padrões de governança reforça esse cenário (LOPES; WALKER, 2008; BRAGA, 2011).

Apesar de o Brasil ter aderido ao processo de convergência ao padrão internacional de contabilidade, na prática, observa-se que seu modelo normativo contábil ainda sofre forte influência do governo, o que faz da prática contábil brasileira ser ainda bastante regulamentada pelos órgãos representantes do governo.

A esse respeito, Lopes e Walker (2008) comentam que o Brasil é considerado um país do tipo continental, apresentando um modelo de contabilidade fortemente influenciado por seus colonizadores ibéricos (também de contabilidade classe B). Como esperado, a relevância atribuída às demonstrações financeiras apresenta-se menor do que nos países tipo anglo-americano (*common law*) com contabilidade classe A, mais propensos a ter sistemas financeiros com forte *outsider equity* e estruturas de propriedade dispersas.

Nesse contexto, observa-se que os países da América do Sul (ex-colônias espanholas e portuguesas), como é o caso do Brasil, são países culturalmente dominados com fraco *outsider*

*equity* e, por isso, apresenta uma divulgação contábil de baixa qualidade, fato esse explicado pelas práticas contábeis da América do Sul, que são dominadas pelos sistemas jurídicos e administrativos herdados dos colonizadores ibéricos, com características *code law* (BALL; KOTHARI; ROBIN, 2000; LOPES; WALKER, 2008).

Bastos e Nakamura (2009) reforçam essa ideia ao discutirem os padrões contábeis continental e anglo-saxão em alguns países da América Latina, entre eles o Brasil, observando entre os países latinos uma forte vinculação com o modelo continental (europeu), caracterizado pela influência do governo na emissão de normas contábeis, frágil valorização da profissão contábil e forte presença dos bancos como fornecedores de capital (de giro ou investimento).

A partir da análise dos trabalhos de Nobes (1998), Ball, Kothari e Robin (2000), Lopes e Walker (2008) e Bastos e Nakamura (2009), que versam sobre as características institucionais dos países, é possível chegar a uma síntese das características institucionais dos países de origem anglo-americana, com destaque para os EUA.

Diferentemente do que ocorre em países de tradição *cod law*, como o Brasil e demais países da América Latina, em países de tradição *common law*, a exemplo dos EUA, Reino Unido, Canadá e Austrália, o modelo de governança é orientado aos *shareholders*, com informações contábeis de melhor qualidade.

O sistema financeiro encontra-se voltado ao mercado de capitais, o qual financia a maioria das empresas e desenvolve, ao mesmo tempo, uma redução da assimetria de informação por meio de canais privados de informação. Os órgãos do setor privado possuem forte influência na elaboração dos relatórios financeiros, sendo que os órgãos governamentais exercem pouca ou nenhuma influência sobre eles.

Bastos e Nakamura (2009) comentam que, em países de origem anglo-saxão, como os EUA, por conta do fortalecimento dos mercados de capitais e da maior globalização enfrentada pelas empresas, que precisam unificar e padronizar suas informações econômico-financeiras, há uma disseminação mais acentuada em termos de *financial reporting*.

A estrutura de propriedade apresenta-se de forma dispersa, ou seja, o controle encontra-se em poder de muitas pessoas ou grupos, o que aumenta a demanda por números contábeis com maior qualidade via demonstrações financeiras públicas.

Para Cintra e Cagnin (2007), no caso específico dos EUA, a força do mercado acionário está atrelada à forte política de proteção aos investidores institucionais, provocando um crescimento simétrico entre quantidade de investidores e o papel desempenhado pelo mercado de capitais. Ressalta-se que essa política de proteção se encontra relacionada com uma melhor

circulação de informações, promovendo a redução dos custos de transação e a distribuição mais racional dos riscos.

Como os investidores institucionais aumentaram suas demandas por instrumentos do mercado de capitais, as corporações tomaram menos recursos dos bancos e emitiram substancialmente mais bônus, notas, *commercial papers* e ações. A cultura americana faz com que até mesmo o crédito e a poupança das famílias também se destinem para o mercado de capitais (CINTRA; CAGNIN, 2007).

Essas são características atribuídas às demonstrações financeiras de países do tipo anglo-americano (*common law*), com contabilidade classe A, mais propensos a ter sistemas financeiros com forte *outsider equity* e estruturas de propriedade dispersos.

A partir dessa contextualização a respeito das características institucionais, é possível entender a influência que elas exercem no processo de elaboração da informação contábil e respectivo sistema de *financial reporting*. No caso específico desta tese, como já comentado, focar-se-ão as características institucionais sistema legal adotado pelo país e forma de financiamento, delineada na estrutura de capital das companhias.

## 2.2 ESTRUTURA DE CAPITAL

Ao se dialogar a respeito da forma de financiamento das empresas, deve-se reportar automaticamente à estrutura de capital delas, pois, por estrutura de capital entende-se o resultado da forma como as empresas financiam suas atividades. Esses financiamentos acarretam um custo de capital para as empresas o qual é identificado pelos juros pagos aos credores ou pelos dividendos pagos aos investidores, em outras palavras, as empresas destinam aos credores parte de seus fluxos de caixa na forma de pagamento de juros e, aos acionistas, os lucros residuais gerados, a serem pagos no futuro (PEROBELLI; FAMÁ, 2002; FAMÁ; GRAVA, 2000; KIMURA, 2006).

Observa-se que cada um desses financiadores se confronta com riscos diferenciados, motivo pelo qual exigem uma taxa de juros também diferenciada. Neste caso, entende-se que, se o financiamento gera custos, o retorno ajustado ao risco dos projetos nos quais esse financiamento for empregado deverá ser capaz de pagar aos credores os juros e o principal devido, pagar aos acionistas o custo do capital próprio e gerar um excedente responsável pelo incremento da riqueza desses acionistas (PEROBELLI; FAMÁ, 2002). É certo que as decisões que envolvem financiamentos e investimentos carregam consigo certo grau de complexidade,

seja pela influência de fatores macroeconômicos ou microeconômicos, no momento da decisão ou num momento posterior (MODIGLIANI; MILLER, 1958; TITMAN; WESSELS, 1988).

As bases de escolha da estrutura de capital podem depender tanto das estratégias adotadas pelas companhias para o alcance de suas metas, quanto das características institucionais do país no qual está instalada, observando-se, ainda, a forma de tributação do país, assim como seu nível de inflação (HODDER; SENBET, 1990). De acordo com Terra (2007), ao se pensar na estrutura de capital das empresas, deve-se observar alguns fatores específicos, tais como as bases institucionais e as práticas legais e contábeis do país.

As pesquisas realizadas acerca da moderna teoria de finanças apontam os estudos de Durand,(1959), sobre a estrutura ótima de capital, e o de Modigliani e Miller (1958), a respeito da irrelevância, sob certas condições, da estrutura de capital, como as obras que impulsionaram as discussões quanto à estrutura de capital, seja para refutar, concordar ou estender as premissas de Durand,(1959) e Modigliani e Miller (1958). Nesse sentido, surge uma variedade de estudos objetivando avaliar os fatores determinantes da escolha da composição do passivo das empresas.

Dentre esses estudos, destacam-se as investigações de Titman e Wessels (1988), que escolheram os fatores (estrutura dos ativos da empresa, usufruto de outros benefícios fiscais que não os gerados pelo endividamento, a expectativa de crescimento da empresa, a singularidade da empresa, a classificação da empresa no setor, o tamanho da empresa, a volatilidade de seus resultados operacionais e sua lucratividade) como determinantes da escolha da estrutura de capital.

Outra pesquisa importante é a de Harris e Raviv (1991), que identifica quatro categorias de fatores determinantes do perfil de endividamento das empresas, os quais estão vinculados: (a) à diminuição dos conflitos de interesse entre os diversos atores, vinculados às empresas; (b) a redução dos efeitos da assimetria de informação, vinculada à transmissão de informações aos mercados de capitais; (c) a necessidade de influenciar a natureza dos produtos ou de competição nos mercados consumidores ou fornecedores; e, por fim, (d) a necessidade de afetar os resultados oriundos da competição pelo controle acionário da empresa.

Myers (1984) e Myers e Majluf (1984), por sua vez, preconizaram duas teorias, a *Pecking Order Theory* e a *Trade Off Theory*, que, mais tarde, se caracterizariam como uma das principais fontes de pesquisa na tentativa de se entender a estrutura de capital das empresas. Na primeira delas, *Pecking Order Theory*, Myers e Majluf (1984) sustentam uma hierarquia de fontes de financiamento para estabelecer estrutura de capital das companhias, iniciando pelo capital próprio (por meio da retenção de recursos gerados internamente mediante sobra de

caixa), financiamentos (por meio da emissão de dívidas) e, por último, a emissão de ações (para a captação de novos sócios). A lógica da *Pecking Order Theory* reside no fato de a companhia priorizar fontes de recursos internas de maneira a não perder o controle da organização, ou seja, as companhias tendem a consumir primeiramente os recursos levantados internamente antes de recorrer à alavancagem financeira por meio de empréstimos ou, ainda, por meio de emissão de novas ações (PADILHA; MICHELS; SILVA, 2015).

Na segunda teoria, *Trade Off Theory*, Myers e Majluf (1984) discutem a existência de uma estrutura de capital ótima, levantando a indagação a respeito do nível ideal na relação entre capital próprio e capital de terceiros, objetivando a maximização do valor da empresa, ou seja, as companhias devem buscar uma estrutura de capital que maximize os benefícios e minimize os custos do endividamento. Nesse sentido, sugerem que a limitação do uso de capital de terceiros ocorre no momento em que os custos da dívida são superiores aos benefícios ocasionados por esse endividamento. Myers (1984) argumenta que o nível ótimo de endividamento de uma empresa é determinado por um balanceamento entre os custos e benefícios da captação de recursos, mantendo os ativos da empresa e planos de investimentos constantes. Perobelli e Famá (2003), em seu estudo a respeito dos fatores determinantes da estrutura de capital para empresas latino-americanas, evidenciam que a *pecking order* apresenta-se como a teoria mais robusta para explicar o grau de endividamento das empresas latino-americanas, assim como observado em países desenvolvidos.

No contexto dessas teorias, Correa, Basso e Nakamura (2013), Favato e Rogers (2008), Medeiros e Daher (2005), ao utilizarem dados de companhias brasileiras, observaram a existência da influência das teorias *pecking order* e *trade-off* sobre a estrutura de capital dessas companhias.

Correa, Basso e Nakamura (2013) evidenciaram uma relação negativa entre as dívidas, a rentabilidade e a tangibilidade dos ativos, e uma relação positiva entre endividamento e risco das empresas. Favato e Rogers (2008) demonstraram resultados divergentes entre as duas teorias, sendo que, na *Trade Off Theory*, maiores lucros acarretam um maior endividamento e, na *Pecking Order Theory*, maiores lucros resultam em menor endividamento, uma vez que esses lucros, se não forem distribuídos, podem gerar novos recursos.

Medeiros e Daher (2005), ao levarem em consideração a hipótese de que o mercado acionário brasileiro é relativamente limitado, apresentando uma excessiva concentração, baixa liquidez e conseqüentes dificuldades de captação de recursos via emissão de ações e que, do outro lado, existe um banco de fomento estatal com juros de longo prazo subsidiados, concluíram que, colocando-se na balança, de um lado, as dificuldades de obtenção de crédito

no país e, do outro, as dificuldades de captação de recursos via mercado de ações, a preferência das empresas brasileiras recai sobre o endividamento, o que faz com que a Teoria da Hierarquização de Fontes de Financiamento seja aplicável às empresas brasileiras. Em outras palavras, concluíram que é bem mais fácil e viável para as grandes empresas brasileiras levantar recursos de longo prazo no Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) do que emitir ações.

Pode-se ponderar esse resultado pelo fato de o custo do capital próprio ser mais oneroso do que o capital de terceiros, em situações de certa estabilidade e equilíbrio econômico. Esse contexto se explica pelas regras de tributação convencionais, em que se pode abater o custo de financiamento externo da base de cálculo tributável da companhia. Em contrapartida, a remuneração paga aos proprietários não possui esse incentivo fiscal, salvo quando paga como juros de capital próprio (PEROBELLI; FAMÁ, 2002; TITMAN; WESSELS, 1998).

Os estudos que discutem a estrutura de capital das empresas, usualmente, identificam três grandes fases que refletem os estudos a respeito do risco e do custo de capital (FAMÁ; GAVA, 2000; KIMURA, 2006). A primeira se caracteriza pela noção intuitiva da existência de risco que não era acompanhada de um instrumental analítico adequado para tratá-lo. Na segunda fase, passou-se a considerar a incerteza dos fatos para compor a estrutura de capital, tendo o trabalho de Modigliani e Miller (1958) como grande referência. Por fim, a terceira fase, chamada de comportamental, traz em seu contexto os temas conflito de agência (JENSEN; MECKLING, 1976), política de dividendos (ROSS, 1977) e assimetria de informação (MYERS; MAJLUF, 1984). Ressalta-se que, por trazerem em seu escopo a discussão de diversos conflitos de interesses entre os envolvidos direta ou indiretamente na estrutura de capital da empresa, esses temas passaram a ganhar destaque nas pesquisas sobre finanças corporativas.

Jensen e Meckling (1976), por exemplo, baseados no fato de que conflitos de agência podem influenciar a estrutura de capital de uma companhia, defendem que a estrutura ótima de capital é aquela que minimiza o custo de agência. Os autores definiram três situações principais de conflitos de agência: (a) conflitos entre acionistas majoritários e acionistas minoritários, nos quais os acionistas minoritários podem sofrer perdas em decorrência do poder de decisão do acionista majoritário, que pode, também, decidir pelo consumo de benefícios não pecuniários, assim como pelo dispêndio de capital da empresa para satisfação pessoal. Tais conflitos são comuns em empresas brasileiras que possuem uma estrutura de propriedade bastante concentrada nas mãos de um único acionista majoritário, o qual, geralmente, dispensa a contabilidade para tomadas de decisões estratégicas (MARTINS *et al.*, 2014; GONZAGA;

COSTA, 2009); (b) conflitos entre administrador e acionistas, em que o primeiro se apropria da riqueza do segundo, em benefício próprio; (c) conflito entre acionista e credor, no qual o acionista, ao receber recurso do credor, obtém um contrato que o incentiva a investir de modo ineficiente em uma relação equilibrada entre risco e retorno, pois os ganhos em projetos arriscados são, geralmente, capturados pelos acionistas enquanto que as perdas são, muitas das vezes, impostas aos credores.

Bastos e Nakamura (2009) sustentam que, quando uma empresa utiliza capital de terceiros, surgem conflitos de interesse entre acionistas e credores, conflitos esses agravados quando a empresa passa por dificuldades financeiras. Nesse sentido, levando-se em consideração que as empresas brasileiras ainda são fortemente financiadas por credores (LOPES; WALKER, 2008), esse tipo de conflito torna-se comum no Brasil.

Ross (1977) relacionou a estrutura de capital com a política de dividendos da empresa. O autor considerou a sinalização que os administradores enviavam ao mercado ao tomarem decisões financeiras, como a mudança da política de dividendos, pois os administradores, a princípio, têm a informação sobre a distribuição de probabilidade dos retornos da empresa, enquanto que os investidores não têm acesso a essa informação, fato que também reflete conflito de agência.

Myers e Majluf (1984) exploraram a relação de acesso às informações por parte dos *insiders* (indivíduos que efetivamente participam da gestão da empresa) e dos *outsiders* (investidores e geral), enfatizando, nesse sentido, o fator informacional (assimétrico) entre ambos em relação à estrutura de capital.

Nas três variáveis comportamentais apresentadas (conflito de agência, política de dividendos e assimetria de informação), implicitamente se encontram fatores políticos, financeiros, econômicos e contábeis, que devem ser levados em consideração para a tomada de decisão no contexto dos referidos conflitos. No entanto, para esta tese, deu-se ênfase ao fator contábil, mais especificamente à qualidade da informação contábil em sua característica qualitativa conservadorismo.

### 2.3 CONSERVADORISMO CONTÁBIL

A dinâmica do mercado, voltada às formas diferenciadas de financiamento das companhias, gera uma diversidade de grupos interessados na informação contábil, os quais demandam informações de qualidade que satisfaçam aos seus objetivos específicos. Nesse contexto, o conservadorismo contábil apresenta-se como uma temática cotidiana das pesquisas

voltadas à solução de problemas de agência e de assimetria de informações entre administradores, proprietários, credores, governo e a sociedade em geral (SILVA; PAULO; SILVA, 2014).

O conservadorismo é uma das principais características qualitativas da informação contábil e sofre influência de vários segmentos, com destaque para a estrutura de financiamento ou endividamento das empresas e para a estrutura legal do país (PAULO; ANTUNES; FORMIGONI, 2008; NOBES, 1998; BALL; KOTHARI; ROBIN, 2000). Encontra-se inserido na maioria das estruturas conceituais de contabilidade, a exemplo do Iasb, do Fasb e do modelo normativo brasileiro (SILVA; PAULO; SILVA, 2014).

A discussão empírica e teórica é unânime em apontar o estudo de Basu (1997) como uma das principais referências que deram base para outros estudos, nacionais e internacionais, sobre a qualidade da informação contábil, tendo como métrica o conservadorismo contábil. Nesse sentido, Basu (1997) desenvolveu o Modelo de Componentes Transitórios do Lucro, para testar empiricamente, por meio de regressão múltipla, se os retornos econômicos refletem as más notícias (*bad news*) mais rapidamente que as boas notícias (*good news*), ou seja, fez uma investigação sobre o reconhecimento assimétrico de boas e más notícias e como o lucro incorpora o retorno econômico. Para testar as hipóteses de oportunidade assimétrica, utilizou os valores dos retornos negativos e positivos como *proxy* de más e boas notícias. Os resultados encontrados mostraram que os retornos refletem mais rapidamente as notícias ruins do que as notícias boas.

Ressalta-se que, a partir do modelo de Basu (1997), criaram-se outros modelos para testar empiricamente a prática do conservadorismo contábil nas demonstrações financeiras. Como exemplo, tem-se o Modelo de Apropriações Contábeis e Fluxo de Caixa, desenvolvido por Ball e Shivakumar (2005), que utiliza como variáveis a variação do lucro líquido dividida pelo valor do ativo total no início do período e permite identificar o nível de conservadorismo por meio da reversão dos resultados (ganhos ou perdas) contábeis. Os autores assumiram a hipótese de que existe menor reversão de decréscimos negativos de resultados nas companhias fechadas do que nas companhias abertas, refletindo uma menor frequência de reconhecimento oportuno das perdas, devido à menor demanda por comportamento conservador na mensuração das informações contábeis.

Tendo como base a denominação de Basu (1997) para o conservadorismo, isto é, o reconhecimento assimétrico entre ganhos e perdas no resultado econômico, diversos pesquisadores também criaram sua definição para conservadorismo contábil, no entanto, todas convergem para o entendimento de que conservadorismo representa o reconhecimento

enviesado das más notícias mais rapidamente do que as boas notícias, ou seja, a contabilidade tem maior tendência em reconhecer perdas ao invés de ganhos (WATTS, 2003a; BALL *et al.*, 2000; BALL; SHIVAKUMAR, 2005; PAULO, ANTUNES; FORMIGONI, 2008). Esse entendimento provoca a existência de diferentes graus de conservadorismo, ou seja, quanto maior a diferença no grau de verificação requerido para ganhos *versus* perda, maior é o conservadorismo, sendo assim, o lucro contábil reflete as más notícias em uma base mais oportuna que as boas notícias (SILVA *et al.*, 2014).

Campos, Sarlo Neto e Almeida (2010) comentam que o conceito de conservadorismo está atrelado à prudência adotada pelos operadores da contabilidade em reconhecer antecipadamente as perdas econômicas nos resultados contábeis com mais rapidez do que os ganhos que precisam de uma maior verificação. O Comitê de Pronunciamentos Contábeis (CPC, 2008) conceitua prudência como o emprego de certo grau de precaução no julgamento das estimativas em situações de incertezas, atentando para que ativos e/ou receitas não sejam superestimados e que passivos e/ou despesas não sejam subestimados.

No entanto, posteriormente, o próprio CPC (2011) retirou a prudência (conservadorismo) da estrutura conceitual básica, por considerar que seu exercício fere a neutralidade das demonstrações financeiras e, por conseguinte, deixa a informação contábil menos confiável.

Uma explicação para a demanda desse comportamento conservador seria a presença da assimetria informacional existente entre as partes contratuais da firma (BASU, 1997). Dessa forma, Paulo, Antunes e Formigoni (2008) interpretam que, quando há reconhecimento simétrico das boas e más notícias ou quando as boas notícias são reconhecidas mais rapidamente do que as más, não há o conservadorismo.

Nessa discussão conceitual Ball, Robin e Sadka (2005) dão sua contribuição ao dizerem que conservadorismo significa que o profissional de contabilidade, entre as alternativas válidas, deve reconhecer sempre o menor valor possível para ativos e o maior valor para os passivos; e que se devem reconhecer posteriormente as receitas e antecipadamente as despesas. Com isso, pode-se entender que, em termos contábeis, o conservadorismo é caracterizado como reconhecimento assimétrico entre despesas e passivos e ativos e receitas (WATTS, 2003a).

Na contramão do argumento de que a prática do conservadorismo contábil interfere no comportamento do contador de natureza mais otimista, sendo este mais propício ao registro e reconhecimento de receitas maiores e lucros maiores, Basu (1997) entende que tradicionalmente se explica o conservadorismo pela tendência histórica e universal, entre os

contadores, de seguir a regra de não antecipar o registro de lucros, mas de consignar antecipadamente todas as perdas.

Nesse sentido, Hendriksen e Van Breda (2009) expõem que o termo conservadorismo é empregado para dizer que os contadores devem divulgar o menor dos vários valores possíveis para ativos e receitas, e o maior dos valores possíveis para passivos e despesas, sendo que o cálculo do lucro e do patrimônio líquido da empresa tende a resultar no menor de diversos valores alternativos, refletindo, assim, uma característica pessimista quanto à divulgação das informações financeiras.

Os autores, numa tentativa de justificar as práticas conservadoras, comentam que a incerteza de continuidade das empresas faz com que se criem formas de aprimoramento da manutenção da firma e conseqüente crescimento econômico. Dessa forma, as empresas, sob o aspecto contábil e com base em estimativas e técnicas confiáveis, procuram reconhecer provisões para antecipar possíveis perdas no futuro, práticas que caracterizam o conservadorismo.

A partir dessa discussão conceitual, pode-se analisar o conservadorismo sob a forma incondicional, na qual a prática contábil apresenta-se enviesada com a tendência de subavaliar o patrimônio líquido; e sob a forma condicional, na qual a prática contábil tende a subavaliar o patrimônio líquido apenas diante de sinais contemporâneos de perdas futuras (BALL; SHIVAKUMAR, 2005).

O conservadorismo condicional, também chamado de conservadorismo econômico ou *ex-post*, está relacionado ao reconhecimento oportuno das perdas econômicas ou más notícias no resultado contábil. O conservadorismo incondicional, também conhecido como *ex-ante*, consiste em subestimar sistematicamente o valor contábil dos ativos líquidos em relação ao seu valor econômico, independentemente de qualquer notícia. Em outras palavras, apresenta números contábeis enviesados quando as empresas divulgam patrimônio líquido e lucro líquido reduzidos ao longo do tempo, o que favorece à criação de reservas ocultas (BEAVER; RYAN, 2005).

Basu (2005), ao propor uma discussão entre essas duas concepções de conservadorismo (condicional e incondicional), comenta que é provável que ambos possuam diferentes custos e benefícios para as partes envolvidas na operação, sendo, nesse sentido, a compensação dessa relação custo-benefício fundamental na escolha por um dos dois tipos de conservadorismo em diferentes ambientes. No entanto, cita que a distinção fundamental entre conservadorismo condicional e incondicional reside no fato de o primeiro utilizar e, portanto, revelar informações

que serão recebidas em períodos futuros, enquanto que o segundo, utiliza apenas informações conhecidas no início da vida do ativo.

Em outras palavras, no conservadorismo condicional, os fatos econômicos são reconhecidos na contabilidade com oportunidade de maneira assimétrica (entre ganhos e perdas), privilegiando os indícios de resultado negativo. Já o conservadorismo incondicional, que tem como propósito o princípio da prudência, está relacionado ao grau de incerteza sobre os efeitos derivados de transações já iniciadas.

A partir dessa conceituação, Jenkins, Kane e Velury (2009) argumentam que o conservadorismo incondicional não se encontra mesclado a uma realidade econômica, por exemplo, se um ativo é depreciado em cinco anos em vez de dez, reduz-se o lucro corrente, sem estar relacionado à real vida útil do bem.

No entanto, no caso específico do Brasil, as normas de contabilidade fazem referência apenas ao conservadorismo incondicional. Pode-se observar esse fato nas Resoluções nº 750/1993 e 774/1994 do Conselho Federal de Contabilidade (CFC) e na Deliberação nº 29/1986 da Comissão de Valores Mobiliários (CVM), que trazem em seu texto o princípio da prudência e a convenção do conservadorismo (prudência), respectivamente (COELHO; LIMA, 2008).

Diversas são as práticas contábeis que podem caracterizar a presença do conservadorismo na geração da informação contábil. Paulo (2007) e Paulo, Antunes e Formigoni (2008) apresentam algumas formas comuns de práticas conservadoras, tais como: (a) a mensuração baseada no custo histórico não reconhece o incremento de valor, mas as normas requerem *impairment* no caso de declínio (conceito de custo ou mercado, dos dois o menor); (b) o não reconhecimento de muitos ativos intangíveis e, se reconhecidos, são pelos mesmos critérios de mensuração e evidenciação dos ativos tangíveis e não pelos seus potenciais benefícios futuros; (c) as perdas esperadas são reconhecidas quando se tornam conhecidas, enquanto os ganhos não são reconhecidos até serem realizados; (d) deve-se atribuir maior peso às estimativas de perdas nos casos de dúvida.

Basu (2005) relaciona algumas práticas contábeis ao conservadorismo, tais como: a depreciação acelerada de ativos tangíveis, a amortização acelerada de ativos intangíveis, a subestimação de ativos recebíveis líquidos, de recebíveis de *leasing* e de valores de *impairment*, a superestimação de passivos relacionados a planos de pensão, aposentadoria e garantia de produtos, a superestimação de provisões para reestruturação, outros eventos futuros e de receita diferida.

Todas essas práticas conservadoras, na visão de Hendriksen e Van Breda (2009), são justificadas, pois: a tendência do contador para o pessimismo é considerada necessária para

contrabalancear o excesso de otimismo dos administradores e proprietários; a superestimação de lucros e avaliação é mais perigosa para a empresa e seus proprietários do que a subestimação, ou seja, as consequências de perdas ou falências são mais graves do que as consequências de ganhos; e a pressuposição de que as penalidades de divulgação são maiores do que as penalidades de não divulgação faz com que a prática da prudência seja aceitável.

Todavia, dependendo do que se objetiva, o conservadorismo pode ser sinônimo de qualidade ou não qualidade da informação contábil, assim, sua aplicação sofre algumas críticas, como as de Kam (1990), citado por Santos *et al.* (2011), os quais comentam que o conservadorismo faz surgir viés sistemático nas informações contábeis divulgadas, o que impossibilita uma avaliação da realidade da empresa que está sendo reportada, afetando a confiabilidade e a neutralidade da informação. Comentam, também, que o conservadorismo torna os procedimentos contábeis utilizados pela empresa inconsistentes na medição do lucro, pois, quando da subavaliação do ativo, no futuro haverá uma superavaliação do lucro, quando o ativo for utilizado ou vendido. Por fim, argumentam que o conservadorismo coloca o investidor em condições de desvantagem e proporciona vantagem oportunista aos *insiders*, pois, mesmo sabendo da existência da prática conservadora, fica difícil para o investidor definir o montante da subavaliação de um ativo.

Sob o ponto de vista do comitê internacional de padrões contábeis, a informação contábil advinda das demonstrações financeiras deve possuir os atributos de compreensibilidade, relevância, confiabilidade e comparabilidade (IASB, 2013). “Para o Iasb, a informação confiável é aquela com ausência de vieses relevantes” (SANTOS *et al.*, 2011 p. 3) e, por entender que as práticas contábeis conservadoras promovem demonstrações financeiras enviesadas, o Iasb interpreta o “princípio” do conservadorismo como prejudicial à qualidade da informação contábil.

Seguindo esse raciocínio, Hendriksen e Van Breda (2009 p. 106) relatam que “o conservadorismo é, na melhor das hipóteses, um método muito pobre para lidar com a existência de incerteza na avaliação de ativos e passivos e na mensuração de lucro”. Os autores ainda acrescentam que “a subestimação deliberada pode conduzir tão frequentemente a decisões incorretas quanto a superestimação”.

Talvez essa afirmação explique os resultados de Coelho e Lima (2007), ao evidenciarem que, no cenário brasileiro, gestores de algumas companhias não praticam o conservadorismo, o que pode sugerir que essas empresas estão gerenciando (manipulando) seus resultados. Nesse sentido, LaFond e Watts (2008) entendem que o conservadorismo representa um mecanismo

de governança corporativa que reduz a habilidade de os gestores manipularem e exagerarem o desempenho financeiro, o que aumenta o fluxo de caixa e o valor da empresa.

Entende-se que as demonstrações financeiras sob o escopo das normas internacionais de contabilidade (IFRS) voltadas a informar o investidor e outras partes interessadas, devem ser elaboradas livremente do viés conservador, ou seja, elas devem refletir de forma confiável a realidade econômica, financeira e patrimonial da entidade que está sendo reportada. Dessa forma, visto pela perspectiva e interesses do investidor, o conservadorismo está em desacordo com o padrão IFRS (HELMAN, 2008).

No entanto, sob uma perspectiva conceitual, pode-se considerar o padrão IFRS, condicionalmente, conservador, uma vez que a adoção das IFRS incluem vários mecanismos que assegurem a aplicação do conservadorismo condicional, tais como: o reconhecimento de passivos prováveis em relação ao não reconhecimento de ativos contingentes (*International Accounting Standard* (IAS) 37); os estoques devem ser reconhecidos pelo custo ou valor líquido de realização, dos dois o menor (IAS 2); ou a realização de *impairment* de ativos financeiros e ativos de longa duração (IAS 39 e IAS 36). *Ceteris paribus*, a adoção do IFRS deve levar a um aumento do grau de conservadorismo condicional. No entanto, há evidências de que a considerável discricção permitida pelas IFRS pode ter impedido os relatórios financeiros de alcançar o nível de conservadorismo condicional alvejado pelo Iasb (ANDRÉ; FILIP; PAUGAM, 2015).

Por estar presente em diversos ambientes organizacionais e vinculado diretamente a geração da informação contábil aos diversos usuários com objetivos distintos, estuda-se o conservadorismo contábil ao longo dos anos sob diversos enfoques.

Ramalingegowda e Yu (2012), Kung, Cheng e James (2010), Sarlo Neto, Rodrigues e Almeida (2010), Correia e Martins (2015) e LaFond e Roychowdhury (2008), abordaram os efeitos da estrutura de propriedade sobre o conservadorismo. LaFond e Roychowdhury (2008), por exemplo, examinaram o efeito da participação dos administradores sobre o conservadorismo. Considerando que o problema de agência entre acionistas e administradores surge da separação entre controle e propriedade, eles partiram da hipótese de que a redução da participação dos administradores na estrutura de propriedade da empresa proporciona o aumento do conflito de agência, aumentando a demanda pelo reconhecimento assimétrico das perdas. Porém, os resultados encontrados apresentaram uma relação negativa entre conservadorismo e participação dos administradores.

Watts (2003a) corrobora com essa relação ao argumentar que o conservadorismo tem sido um mecanismo de monitoramento e incentivo para os gestores das firmas onde existe a separação entre o controle e a propriedade.

Kung, Cheng e James (2010), por sua vez, defendem que as companhias que apresentam concentração acionária muito elevada tendem a demandar informações menos conservadoras, pois, geralmente, utilizam mais informações privadas para mitigar conflitos de agência das companhias. Esse contexto é comum em países de economia emergente, a exemplo do Brasil, que apresenta o poder de voto nas mãos de poucos investidores ou grupos (CORREIA; MARTINS, 2015).

Já em outro eixo de análise, Lopes e Walker (2008) relacionaram a governança corporativa com o conservadorismo, esses autores apresentaram evidências de que o grau de conservadorismo aumenta na medida em que as firmas adotam mecanismos mais rígidos de governança corporativa. Na mesma direção, Almeida *et al.* (2008) e Lara, Osma e Penalva (2009) chegaram às evidências de que o grau de conservadorismo utilizado pelas empresas com forte governança corporativa é maior do que nas demais empresas. No entanto, diferentemente dos achados citados, os resultados de Chi, Liu e Wang (2009) indicam que empresas com estruturas mais fracas de governança tendem a ser mais conservadoras.

Sobre o enfoque tributário, elemento fortemente presente no contexto brasileiro, Watts (2003b) evidencia a relação direta existente entre conservadorismo e a tributação, pois o fato de as empresas lucrativas poderem reduzir o desembolso tributário por meio do diferimento das receitas e da aceleração das despesas, faz com que as práticas conservadoras exerçam forte influência no campo tributário. Nesse contexto, Helman (2008) entende que um maior vínculo da tributação com os relatórios contábeis torna a contabilidade mais conservadora.

Reforçando essa ideia, no contexto brasileiro, Campos, Sarlo Neto e Almeida (2010), ao investigarem a relação do conservadorismo contábil com a tributação, encontraram evidências de que os números contábeis das companhias brasileiras são mais conservadores em seu aspecto incondicional quando possuem maior volume de provisão de imposto de renda e contribuição social. Dessa maneira, o patrimônio das companhias fica ainda mais subavaliado em relação aos seus valores de mercado. Podem-se explicar essas evidências pelo histórico brasileiro de forte influência do regime tributário sobre a contabilidade das empresas, reduzindo a capacidade informativa dos números contábeis em refletir adequadamente a realidade econômica via demonstrações contábeis.

Em relação às variáveis comportamentais, custo de agência, assimetria de informação e política de dividendos, presentes na análise da estrutura de capital das empresas (FAMÁ;

GRAVA, 2000), pode-se citar o estudo de Brito e Martins (2013), cujo argumento é de que a redução da assimetria informacional diminui a possibilidade de conflitos de agência decorrentes de comportamentos oportunistas dos gestores e dos proprietários. De acordo com esses autores, esses agentes controlam os fluxos de caixa da empresa e podem tomar decisões orientadas aos seus próprios interesses, expropriando a riqueza dos credores, pois, postergando o reconhecimento de perdas, os lucros correntes são maiores, o que permite majorar a distribuição de dividendos e de planos de compensação, à custa da riqueza dos credores. Em contrapartida, a subavaliação dos ativos da empresa provocada pela prática conservadora satisfaz os direitos dos credores em uma eventual liquidação da sociedade.

Silva, Paulo e Silva (2014), ao interpretarem Jensen e Meckling (1976), entendem que conflito de agência se refere a uma relação que pode surgir em um contrato onde um principal pode requerer que outro determinado agente desempenhe alguma tarefa em seu favor, transferindo autonomia para ele. No entanto, a exemplo do que ocorre na relação entre gestores e acionistas e/ou acionistas e credores, nem sempre há igualdade no nível informacional e interesses alinhados entre agente e principal. Nesse sentido, Basu (1997) e Watts (2003b) defendem que o surgimento do conservadorismo está relacionado com a função contratual entre as partes (agente e principal).

A partir desse raciocínio, entende-se que o conservadorismo funciona como facilitador do monitoramento dos contratos (entre proprietário e gestor ou proprietário e credor), podendo ser encarado como um meio de tratar o risco moral incorrido entre as partes. Um exemplo seria a possibilidade de o conservadorismo conter o comportamento oportunista dos gestores perante os acionistas, pois estes estão interessados nos resultados produzidos por aqueles ou na tentativa dos proprietários expropriarem a riqueza dos credores (Watts, 2003b).

Nessa linha de pensamento, Dhaliwal *et al.* (2013); Almeida (2010) partem do pressuposto de que o conservadorismo é visto como um atributo importante na divulgação de informações financeiras, uma vez que limita o conflito de agência entre *insiders* e *outsiders*. Ao investigarem os efeitos da competição no conservadorismo condicional, os autores consideraram que: (a) mercados mais competitivos demandam mais informações específicas e limitam a capacidade de os gestores esconderem as más notícias; (b) a competição no mercado provoca o aumento do risco de liquidação, provocando, com isso, uma maior requisição por parte da empresa, de uma contabilidade mais conservadora para a realização de contratos mais eficientes; e (c) a intensidade da competição leva a uma maior demanda por informações conservadoras, pois decisões abaixo do esperado e contrárias aos interesses dos acionistas podem levar a empresa, mais facilmente, a uma custosa liquidação. Sendo assim, os autores

encontraram associação positiva entre a intensidade da competição e o reconhecimento tempestivo das perdas econômicas (conservadorismo condicional).

No desenvolvimento de sua pesquisa sobre governança corporativa em ambientes competitivos, Almeida e Dalmácio (2014); Almeida (2010) relatam que o conservadorismo está diretamente relacionado à assimetria informacional entre empresa e mercado, pois, ao reconhecer oportunamente as perdas nos negócios, informa aos *outsiders* os riscos ao quais que ela está sujeita. Interpreta-se, então, que o conservadorismo protege os acionistas (investidores) da expropriação de recursos ou pagamentos em excesso de remunerações dos executivos que estariam vinculadas ao resultado contábil.

Por fim, Watts (2003b) e Jenkins, Kane e Velury (2009) reforçam a ideia de que o conservadorismo contribui para a redução da assimetria informacional entre agentes econômicos. Também defendem que, em momentos de incertezas e declínios econômicos provocados por crises, os investidores demandam uma contabilidade com características mais conservadoras, como uma medida de reduzir a incerteza dos prospectos da empresa.

Em relação à variável comportamental política de dividendos, Ross (1977) e Ahmed *et al.* (2002) comentam que as empresas as quais apresentam conflitos de interesses mais acentuados entre as políticas de dividendos e maiores custos da dívida, possuem tendência a desenvolver práticas mais conservadoras. Esse contexto explica-se pelo fato de o conservadorismo reduzir os resultados usados para pagamento de dividendos, e isso reduz o risco e, conseqüentemente, o custo da dívida, o que seria associado à função contratual do conservadorismo contábil.

Sobre essa relação, conservadorismo e política de dividendos, Lee (2010) explica que os números contábeis divulgados de forma conservadora fazem com que se diminuam ou até se anulem os riscos de que dividendos sejam pagos sobre um lucro ilusório, podendo levar a empresa a um processo de descapitalização e a conseqüente descontinuidade.

Ahmed *et al.* (2002), a respeito da distribuição de lucros, conclui que informações com maior grau de verificabilidade poderiam reduzir o pagamento de dividendos excessivos e, portanto, possíveis conflitos sobre as políticas de distribuição de lucros. Ao aumentarem a confiança de atuais e potenciais investidores, reduziriam o risco e, dessa forma, o custo da dívida, afetando diretamente a estrutura de capital da empresa.

Quanto à característica institucional sistema legal e a relação com o conservadorismo contábil, Ball, Kothari e Robin (2000) argumentam que países classificados como *common law* (como EUA, Reino Unido, Canadá) possuem um mercado acionário maior, mais pulverizado e uma contabilidade menos regulada pelo governo, além de as companhias apresentarem lucro

contábil mais oportuno, isto é, menos conservador. Seus principais financiadores são os investidores e suas empresas apresentam estruturas mais reforçadas de governança corporativa. Já em países de origem *code law* (Brasil, México, França, Portugal), com uma contabilidade mais regulada pelo governo e que possuem menor mercado acionário e mais concentrado, as companhias reportam lucros contábeis menos oportunos, ou seja, mais conservadores.

Nessa linha de pesquisa, Bushman e Piotroski (2006) evidenciaram que o efeito país, o modelo de sistema jurídico (*common law* e *code law*), o controle acionário pulverizado e a influência política na economia influenciam diretamente as empresas, em certo ambiente, a serem mais ou menos conservadoras.

Quanto à característica institucional forma de financiamento, utilizou-se, como *proxy* para esta pesquisa, a estrutura de capital das empresas e sua respectiva interação com o conservadorismo contábil. Abordou-se essa interação nos estudos de Ahmed *et al.* (2002), Zhang (2008), Beatty, Weber e Yu (2008), Guay (2008) e Lee (2010). Nessa linha de pesquisa, Silva, Paulo e Silva (2014), num estudo preliminar com empresas brasileiras de capital aberto, evidenciaram empiricamente a existência de uma relação positiva entre a estrutura de capital das empresas da amostra e o conservadorismo condicional.

Ahmed *et al.* (2002), sob a perspectiva da informação contábil com maior qualidade, concluíram que os atuais e potenciais investidores teriam mais confiança nas informações disponibilizadas, uma vez que conseguiriam perceber a redução (aumento) dos riscos inerentes à empresa, com isso, o custo da dívida poderia ser reduzido (aumentado), impactando diretamente a estrutura de capital da empresa.

Zhang (2008) evidenciou os benefícios *ex post* e *ex ante* do conservadorismo para credores e devedores. Concluiu que os benefícios *ex post* do conservadorismo para os credores se dá por meio da sinalização oportuna de risco de inadimplência que se manifesta por violação das obrigações contratuais aceleradas, e que os benefícios *ex ante* do conservadorismo aos devedores se dá por meio das taxas de juros mais baixas.

Beatty, Weber e Yu (2008) examinaram a relação entre estrutura de capital e conservadorismo sob a perspectiva dos problemas de agência que surgem a partir de financiamentos da dívida. Por meio da análise de outros estudos que também evidenciaram essa relação, investigaram a variação do nível de conservadorismo contábil nos relatórios financeiros de acordo com o montante da dívida na estrutura de capital e, adicionalmente, analisaram de que forma o custo da dívida oscila em função do grau de conservadorismo nos relatórios financeiros.

De forma complementar, Guay (2008) discutiu os papéis econômicos de relatórios financeiros, contratos de dívidas e conservadorismo dentro do ambiente de contratação da dívida. Partiu das premissas de que *covenants* da dívida resolvem problemas de agência entre empresas e credores, e o conservadorismo nos relatórios financeiros reduz o custo de agência associado ao financiamento da dívida. Então, o conservadorismo nos relatórios financeiros está associado com a estrutura de capital e com o custo da dívida.

Lee (2010), por sua vez, tendo como premissa que a entrada no mercado da dívida é um fator determinante para a demanda por conservadorismo, realizou um estudo no qual examinou os efeitos da estrutura da dívida no conservadorismo contábil. Num primeiro momento, examinou a direção e causalidade entre estrutura de capital e conservadorismo condicional. Num segundo momento, examinou se as várias características da dívida (pública ou privada, maturidade, conversibilidade, antiguidade, securitização) também afetam o conservadorismo condicional.

As evidências de Lee (2010) sugerem que as empresas com emissão de dívidas públicas, dívidas de curto prazo e dívidas conversíveis apresentam relatórios financeiros mais conservadores. Já as empresas com dívidas sênior (principais) e dívidas garantidas mostram relatórios financeiros menos conservadores. Esses achados revelam que as características contratuais da dívida são fatores importantes para explicar a variação *cross-sectional* no conservadorismo condicional.

Li (2015), ao fazer uma análise a partir de um contexto internacional, em mercados de capitais e mercados de dívidas, sobre a influência do contrato de dívida e da governança no conservadorismo condicional, evidenciou que níveis elevados de conservadorismo dos países direcionam a um menor custo de capital próprio e de terceiros. Esse estudo também aponta o Brasil como uma das nações menos conservadoras entre as 31 nações analisadas.

A partir dessa extensa discussão a respeito da prática conservadora, evidenciada por diversos trabalhos, tanto no ambiente nacional quanto internacional, é possível justificar a escolha dessa métrica de qualidade da informação contábil, ou seja, o conservadorismo, para se explorar na presente tese, na qual pretende-se investigar a relação do conservadorismo com a forma de financiamento das companhias e com o padrão contábil baseado em IFRS.

## 2.4 ADOÇÃO DO PADRÃO INTERNACIONAL DE CONTABILIDADE (IFRS)

É consenso, entre pesquisadores da área contábil com ênfase no padrão internacional de contabilidade (IFRS), que o processo de convergência às normas internacionais de

contabilidade baseada em IFRS tem como pano de fundo principal a globalização da economia, que quebrou as barreiras alfandegárias entre continentes e nações, o que provocou a internacionalização dos negócios, a aceleração da abertura do capital das companhias e, com isso, o fortalecimento do mercado acionário ao redor do mundo. Esse contexto provocou a necessidade de uma “linguagem comum” entre os negócios, com principal objetivo de melhorar a qualidade a informação contábil sob o aspecto da confiabilidade e comparabilidade. (MARTINS *et al.*, 2014; ALVES E MARTINEZ, 2014; SILVA, 2013; COELHO, NIYAMA E RODRIGUES, 2011; SODERSTROM, 2007).

Vieira *et al.* (2011) e Santos *et al.* (2011) comungam da ideia de que, diante do ambiente de globalização dos negócios, observa-se a necessidade de um processo que objetive harmonizar os procedimentos contábeis sob uma visão global de forma que seja possível a comparabilidade das demonstrações financeiras. Nesse sentido, desde 2005, as normas internacionais de contabilidade (IFRS) emitidas pelo comitê internacional de padrões contábeis (Iasb) vêm sendo adotadas por vários países ao redor do mundo (SANTOS *et al.*, 2010).

O parlamento da União Europeia (UE), por exemplo, com o objetivo de provocar um grande impacto no ambiente informacional contábil das companhias europeias, aprovou, em 2002, um regulamento no qual se exigia que todas as empresas cotadas na UE passassem a adotar as IFRS para os anos fiscais a partir de 1º de janeiro de 2005.

O processo de convergência às normas internacionais de contabilidade tem como objetivo oferecer tratamentos semelhantes para as transações por empresas diferentes em países diferentes, pois o que existia, na prática, antes desse processo era uma contabilidade específica de cada país, com critérios próprios e diferentes de reconhecer e mensurar cada transação, o que encarecia a geração de informação e ainda prejudicava o processo de globalização da economia (COELHO; NIYAMA; RODRIGUES, 2011).

Sob o ponto de vista de Macedo *et al.* (2013), a dificuldade de interpretação e compreensão da informação contábil, em nível internacional, residia numa variedade de fatores, com destaque para a diversidade dos princípios contábeis e regras que regem a elaboração de relatórios contábil-financeiros em cada país.

Hellman (2008) defende que as informações contábeis, produzidas com base no modelo IFRS, objetiva propiciar melhor qualidade, isto é, uma melhor compreensibilidade, comparabilidade, relevância, fidelidade e menos conservadorismo. Sob essa perspectiva, Barth, Landsman e Lang (2008) investigaram o efeito dos padrões internacionais de contabilidade na qualidade da informação contábil e, ao procederem a comparação entre período anterior e posterior à adoção do padrão internacional, evidenciaram melhorias na qualidade da informação

contábil, com menor gerenciamento de resultado, reconhecimento mais oportuno de perdas e maior *value relevance*.

A melhor qualidade da informação contábil, provocada pela convergência ao padrão internacional de contabilidade, está atrelada a alguns fatores, como: (a) maior transparência e melhor comparabilidade (com empresas do mesmo segmento em outros países) das informações financeiras no mercado de capitais com expectativa de melhor retorno financeiro; (b) melhores possibilidades de captação de recursos externos por meio de investidores, em especial aos países emergentes, como o Brasil; (c) redução das divergências de critérios contábeis e consequente redução de custos no gerenciamento dos sistemas contábeis diferenciados, afetando especialmente as empresas globalizadas incluindo as de auditoria; d) a essência econômica das transações passa a ser mais importante que a forma jurídica delas e a redução da influência da legislação fiscal sobre os relatórios contábeis (SANTOS; CAVALCANTE, 2014; SILVA, 2013; COELHO; NIYAMA; RODRIGUES, 2011; DANTAS *et al.*, 2010).

Nesse contexto do processo de convergência associado à qualidade da informação contábil, Macedo *et al.* (2013, p. 4) comentam que “no geral, a adoção do IFRS beneficia os investidores, especialmente em países em que os investidores, existentes e em potencial, não têm sido prioridade de órgão normatizadores, a exemplo do Brasil e de muitos países da Europa”. Essa situação é ratificada pelo CPC (2011), o qual afirma que o objetivo do relatório contábil-financeiro é fornecer informações que sejam úteis a investidores existentes e em potencial, a credores por empréstimos e a investidores.

De acordo com Soderstrom (2007), o aprimoramento do ambiente de informação, em decorrência da adoção das IFRS, está associado a dois fatores principais: (a) a melhoria baseia-se na premissa de que a mudança para as IFRS constitui uma alteração de princípios contábeis (reconhecimento, mensuração e evidenciação) que induz a maior qualidade de relatórios financeiros; (b) o arcabouço legal influencia o sistema financeiro dos países. O sistema de contabilidade é um componente complementar do sistema institucional global do país e é determinado por meio dos incentivos que as empresas recebem para a divulgação de informações financeiras. Países com tradição *common law* têm melhor sistema de proteção para os investidores e o lucro contábil é significativamente mais oportuno que aqueles com tradição *code law* (BALL; KOTHARI; ROBIN, 2000).

Todavia, existem evidências nacionais e internacionais de que a adoção do padrão internacional de contabilidade baseado em IFRS, não necessariamente, aumenta a qualidade da informação contábil (BRAGA, 2011; CHEN; TANG; JIANG; LIN, 2010; HOUQE *et al.*, 2012).

Braga (2011), por exemplo, ao avaliar os efeitos dos padrões, dos incentivos e da interação entre padrões e incentivos na qualidade da informação contábil divulgada no mercado brasileiro, evidenciou que a adoção do padrão IFRS reduziu a qualidade das demonstrações financeiras. Chen *et al.* (2010), ao investigar o papel das normas internacionais de contabilidade para a qualidade dos relatórios financeiros com evidências em países da União Europeia, e Houque *et al.* (2012), que investigou o efeito da adoção das IFRS e a proteção de investidores sobre a qualidade do lucro ao redor do mundo, ambos argumentam que elevados padrões de qualidade, como os preconizados pelas IFRS, não produzem necessariamente melhores informações contábeis.

No Brasil, o processo de convergência da contabilidade para as normas internacionais se dá em dois momentos temporais distintos. O primeiro (chamado de adoção inicial ou parcial) ocorre no final de 2007, com a promulgação da Lei nº 11.638, que alterou a Lei nº 6.404/1976 (Lei das Sociedades Anônimas), essa nova lei é apontada como o marco inicial da adoção do padrão IFRS no Brasil, que vai de 2008 a 2009, período em que as demonstrações contábeis brasileiras passaram a atender parcialmente às IFRS. Ressalta-se que a publicação da Medida Provisória nº 449/2008, mais tarde convertida na Lei nº 11.941/2009, também baseada no padrão internacional de contabilidade, reforça esse primeiro momento de adoção no Brasil. O segundo momento, chamado de adoção completa, ocorre a partir de 2010. Com a adoção completa, o Brasil seria o primeiro país a ter os balanços consolidados e individuais de todas as companhias (de capital aberto e fechado), incluindo as de pequeno e médio porte, publicados de acordo com as normas internacionais de contabilidade (SILVA, 2013; MARTINS *et al.*, 2014).

Apesar da importância das leis nºs 11.638/2007 e 11.941/2009 para o processo de convergência das práticas contábeis ao padrão internacional de contabilidade, vale ressaltar outros mecanismos legais anteriores a essas legislações que também estavam alinhados ao padrão IFRS, tais como: Comunicado do Banco Central do Brasil (Bacen) nº 14.259/2006, Instrução CVM nº 457/2007 e a Circular da Superintendência de Seguros Privados (Susep) nº 357/2007.

Ressalta-se que, no caso específico do Brasil, o novo modelo contábil trazido pelo processo de convergência ao padrão IFRS surge em um momento em que o mercado de capitais brasileiro apresenta um vigor sem igual e as práticas de negócios e de governança ganham novo espaço (MACEDO *et al.*, 2013; MARTINS *et al.*, 2014). Nesse sentido, Macedo *et al.*, (2013) comentam que, mesmo considerado incipiente em relação a mercados como o americano, é notória a evolução do mercado de capitais brasileiro, o que pode ser observado pelo volume

negociado na bolsa e pelo crescimento do número de investidores, que teve entre 2002 e 2012 um crescimento de 568% (MACEDO *et al.*, 2013).

Com o objetivo de promover melhorias na qualidade das informações contábeis, a adoção do padrão internacional de contabilidade provocou diversas modificações conceituais, mudanças na mensuração de instrumentos financeiros e de ativos intangíveis, mudanças na avaliação de investimentos societários, na contabilização nos contratos de *leasing*, no reconhecimento e mensuração de elementos patrimoniais, na classificação e contabilização de operações, até então apresentadas fora do balanço e promoveu a extinção da reavaliação. Essas alterações têm justificado a utilização do padrão internacional de contabilidade como *proxy* de diversos estudos sobre a qualidade da informação contábil. (CHEN *et al.*, 2010; HOUQE *et al.*, 2012; COELHO; NIYAMA; RODRIGUES, 2011; BRAGA, 2011).

Mesmo com todas as vantagens que o processo de convergência da contabilidade ao padrão internacional baseado em IFRS proporciona, tanto no nível global da economia quanto no nível mais específico para os investidores, o Brasil ainda apresenta algumas dificuldades nesse processo. Dentre essas dificuldades, destaca-se a herança institucional do sistema legal vigente no país, ou seja, o *code law* (herança do direito romano), no qual as práticas contábeis possuem forte influência do governo, o qual é responsável, perante seus órgãos, pela emissão das normas contábeis, sendo essas, geralmente, direcionadas direta ou indiretamente para atender aos interesses governamentais, como a tributação, no caso do Brasil (BALL; KOTHARI; ROBIN, 2000).

Outra dificuldade apontada refere-se à herança institucional da forma de financiamento, pois o fato de o Brasil apresentar um mercado de capitais menos desenvolvido e de fraca proteção ao investidor, faz com que a relevância e confiabilidade das informações contábeis evidenciadas fiquem comprometidas. Dessa forma, o mercado de crédito via instituições financeiras continua se destacando em relação ao mercado de capitais. Nesse sentido, Medeiros e Daher (2005) constataram que, no Brasil, tanto o mercado de crédito quanto o mercado de acionário apresentam limitações para o financiamento das companhias, no entanto, quando comparados ambos os mercados e as respectivas dificuldades de financiamento, as companhias brasileiras fazem preferência pela aquisição de dívidas via empréstimos e financiamentos bancários.

Brito e Martins (2013) evidenciaram que o ambiente institucional brasileiro de fraca proteção legal dos credores e de baixa demanda por qualidade da informação contábil restringe os benefícios gerados pelo conservadorismo e faz com que os credores não estimulem a adoção de práticas conservadoras pelas empresas. A conclusão dos autores foi de que, como as

empresas não percebem benefícios associados ao reporte de números conservadores, a utilização de tais práticas é restrita no Brasil.

O impacto que o processo de adoção do padrão internacional de contabilidade provocou na qualidade da informação contábil e o fato de a prática do conservadorismo estar diretamente relacionada à qualidade da informação contábil, impulsionou diversas pesquisas que tentaram investigar a relação entre padrão internacional de contabilidade e conservadorismo (ANDRÉ; FILIP; PAUGAM, 2015; AHMED; NEEL; WANG, 2013; MARTINS *et al.*, 2014; SILVA; PAULO; SILVA, 2014; SANTOS *et al.*, 2011; PAULO, 2007; ALVES; MARTINEZ, 2014; HELLMAN, 2008; BARTH; LANDSMAN; LANG, 2008).

André, Filip e Paugam (2015), ao investigarem o efeito da adoção obrigatória das IFRS em 16 países da Europa (Áustria, Bélgica, Dinamarca, Alemanha, Finlândia, França, Grã-Bretanha, Grécia, Irlanda, Itália, Países Baixos, Noruega, Portugal, Espanha, Suécia e Suíça), documentaram uma diminuição global do grau de conservadorismo condicional após a adoção do IFRS. Mostraram, ainda, que o declínio no conservadorismo condicional é menos pronunciado em países com ambientes de auditoria de alta qualidade e forte prática contábil, ressaltando, com isso, a importância do ambiente institucional para a aplicação das IFRS.

Ahmed, Neel e Wang (2013), ao examinarem o efeito da adoção do IFRS em várias *proxies* para a qualidade da contabilidade, também sugerem uma diminuição no conservadorismo condicional após a adoção do IFRS.

Martins *et al.* (2014) evidenciaram que o conservadorismo das empresas diminuiu ao longo do processo de convergência (antes, durante e após o processo de convergência). Destacaram, também, que a relevância das informações contábeis melhorou com a adoção do padrão IFRS.

Silva, Paulo e Silva (2014), em sua investigação sobre a diferença no nível de conservadorismo contábil após a adoção do padrão internacional de contabilidade entre os seis maiores setores da economia, mostraram que não houve evidências de reconhecimento oportuno das perdas no período antes da adoção das IFRS (2006-2007), em qualquer dos setores analisados. No período de transição (2008-2009) e pós-adoção das IFRS (2010-2013), apenas as empresas do setor de alimentos e bebidas sinalizaram a existência de reconhecimento oportuno das perdas, ou seja, presença de conservadorismo.

Corroborando com os achados de Barth, Landsman e Lang (2008) e Hellman (2008), Santos *et al.* (2011) evidenciaram que, após a adoção do padrão IFRS, não houve efeito no grau de conservadorismo contábil existente nas companhias pesquisadas. Por fim, Martinez e Alves (2013) também desenvolveram um estudo sobre conservadorismo e adoção do padrão

internacional de contabilidade baseado em IFRS no contexto das companhias abertas e fechadas, sendo que eles ressaltaram não haver alterações no grau de conservadorismo entre as companhias abertas e fechadas após a adoção das IFRS.

Observa-se, com essas pesquisas, certa divergência nos resultados quanto ao impacto na qualidade da informação contábil provocada pela adoção de um novo modelo contábil, fato esse que serve de incentivo para o desenvolvimento da presente tese, uma vez que se acredita que diversos fatores devem ser adicionados a essa análise, como as heranças institucionais predominantes no país, em especial, o sistema legal (*code law ou common law*) vigente e a forma de financiamento (via mercado de crédito de instituições financeiras ou via mercado de capitais) adotada.

### 3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

#### 3.1 UNIVERSO, AMOSTRA E PERÍODO DA PESQUISA

O universo é composto por companhias abertas, cujas imposições legais previstas na Lei nº 6.404/1976 e na CVM obrigam-nas a divulgarem suas informações contábeis (excluídos os fundos), e que estão listadas na BM&FBovespa no período abrangido pela pesquisa. Tais companhias apresentam um ambiente institucional e incentivos econômicos que permitem a observação da qualidade da informação contábil tendo como métrica o conservadorismo condicional (COELHO; LIMA, 2008; SARLO NETO *et al.*, 2010; BRITO; MARTINS, 2013).

Para selecionar a amostra final não probabilística, escolheram-se as companhias abertas de acordo com os critérios a seguir: (a) tinham registro ativo na CVM; (b) possuíam a cotação de suas ações negociadas na BM&FBovespa; (c) não pertenciam ao setor financeiro, incluindo bancos, securitizadoras e demais instituições desse segmento; (d) tinham dados financeiros completos, divulgados na base de dados da Economática<sup>®</sup>. Essa base de dados é suprida por informações advindas da base de dados da BM&FBovespa.

Para as companhias brasileiras, coletaram-se na base de dados da Economática, de acordo com os critérios citados acima, 399 companhias abertas que negociaram suas ações na BM&FBovespa, totalizando 2.738 observações. Inicialmente, retiraram-se aquelas companhias que não possuíam dados de lucro e retorno por ação<sup>6</sup> em todo o período considerado, restando 268 companhias abertas e 1.243 observações.

Para um dos testes de robustez de resultados dos modelos econométricos estimados nas companhias brasileiras, objetivando confirmar a hipótese principal do estudo, obtiveram-se, a partir da Economática, dados de 804 companhias abertas americanas, não financeiras, que negociaram suas ações nas bolsas da *National Association of Securities Dealers Automated Quotations* (Nasdaq), *New York Stock Exchange* (NYSE) e *American Stock Exchange* (Amex), totalizando 7.245 observações. Retiraram-se, inicialmente, aquelas companhias que não possuíam dados de lucro por ação e retorno em todo o período considerado, restando 775 companhias abertas e 5.783 observações. O referido teste se justifica pelo fato de o mercado de capitais norte-americano possuir características de um mercado de capitais desenvolvido cujo foco está no investidor, então, espera-se que outras variáveis institucionais (como governança corporativa, estrutura de propriedade ou política de dividendos), diferentes da forma de

---

<sup>6</sup> Dados necessários para o modelo de Basu (1997), utilizado na pesquisa.

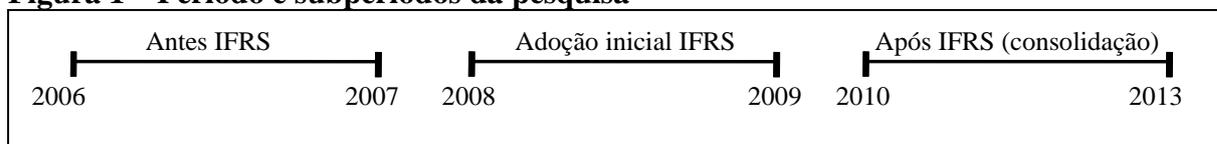
financiamento via crédito, possam influenciar a qualidade da informação contábil (AHMED; NEEL; WANG, 2010; BALL; KOTHARI; ROBIN, 2000).

Quanto à crítica aos dados coletados das companhias brasileiras, estimaram-se de forma aleatória 10% das companhias de cada setor da economia, de acordo com a classificação da Economatica. Então, confirmaram-se esses dados (de lucro, lucro por ação e retornos) no sítio da BM&FBovespa, por meio do acesso aos dados contábeis e financeiros individuais de cada empresa selecionada.

O período da pesquisa compreende os anos de 2006 a 2013. Tal período permite observar os níveis de conservadorismo antes, no período inicial de adoção (período de transição) e após a adoção completa das normas internacionais de contabilidade pelas companhias da amostra, a fim de garantir que os objetivos da pesquisa sejam alcançados.

Assim, considerou-se o intervalo de 2006 a 2007 como o período anterior à adoção das normas internacionais, de 2008 a 2009 o período de adoção inicial (transição) e 2010 a 2013 o período de adoção completa dessas normas. A Figura 1 mostra graficamente os três subperíodos.

**Figura 1 – Período e subperíodos da pesquisa**



Fonte: adaptado de Martins *et al.* (2014).

## 3.2 VARIÁVEIS E MODELOS EMPÍRICOS DO ESTUDO

Esta pesquisa observa o comportamento do nível de conservadorismo em relação às características do ambiente institucional das companhias abertas brasileiras. Nesse sentido, adotaram-se como objetos de estudo o conservadorismo contábil e as características institucionais: forma de financiamento das companhias e sistema legal adotado no país. Para a forma de financiamento, adotou-se como métrica a estrutura de capital das companhias; para o sistema legal, utilizou-se como métrica a adoção do padrão internacional de contabilidade baseado em IFRS.

### 3.2.1 Conservadorismo condicional e estrutura de capital

Existem, conforme descrito no referencial, dois tipos de conservadorismo: o condicional e o incondicional. Utiliza-se nesta pesquisa o conservadorismo condicional, que indica o

reconhecimento assimétrico de perdas e reflete o poder discricionário do gestor na adoção da política contábil (WATTS, 2003a; BEAVER, 2002).

Capturou-se a presença de conservadorismo condicional a partir do modelo dos componentes transitórios do lucro desenvolvido por Basu (1997), que tem por objetivo avaliar se as companhias estão mais propensas, em média, a reconhecer de maneira assimétrica as perdas econômicas.

O modelo de Basu (1997) é apresentado na Equação 1 a seguir.

$$X_{it}/P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t} + \beta_2 Ret_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} Ret_{i,t} + u_{i,t} \quad (1)$$

Em que:

$X_{it}$  = lucro por ação da companhia  $i$  no período  $t$ .

$P_{it-1}$  = preço da ação da companhia  $i$  no período  $t-1$ .

$D_{it}$  = variável binária, que corresponde a 1 se o retorno da ação da companhia  $i$  no período  $t$  for negativo ( $R_{it} < 0$ ) e 0, caso seja positivo ou nulo ( $R_{it} \geq 0$ ).

$Ret_{it}$  = retorno da ação da companhia  $i$  no período  $t$ .

$u_{it}$  = termo de erro da regressão da companhia  $i$  no período  $t$ .

Coletou-se a variável lucro por ação na base de dados da Economática em de 31/12 de cada ano. Coletaram-se os retornos com base na variação anual acumulada do preço de fechamento das ações, na última data de cotação, de acordo com a fórmula: [(preço da ação em  $t$  - preço da ação em  $t-1$ )/preço da ação em  $t-1$ ]. Utilizou-se o resultado dos retornos como parâmetro na definição da variável *dummy*  $D_i$ , que representa 1 se o retorno anual da ação em 31/12 da companhia  $i$  no período  $t$  for negativo ( $R_{it} < 0$ ) e 0, caso seja positivo ou nulo ( $R_{it} \geq 0$ ). Silva *et al.* (2014) e Braga (2011) também utilizaram esses procedimentos.

Um coeficiente  $\beta_3$  positivo e significativo indica a existência de conservadorismo condicional (ROYCHOWDHURY; WATTS, 2007), em outras palavras, um reconhecimento oportuno do mercado das perdas econômicas contidas no lucro divulgado. Se negativo, expressa a redução ou o adiamento no reconhecimento assimétrico das perdas econômicas (AHMED; NEEL; WANG, 2010). Estimou-se esse modelo para as três janelas de tempo consideradas nesta pesquisa, para evidenciar ou não o conservadorismo condicional nas empresas brasileiras. Espera-se que não haja evidências da existência de reconhecimento assimétrico das perdas econômicas mais do que dos ganhos em todos os períodos.

Assim como em Lee (2010), Zhang (2008) e Braga (2011), que encontraram evidências da relação entre práticas contábeis conservadoras e estrutura de capital, realizaram-se alguns

ajustes no modelo de Basu (1997) para fins desta pesquisa. Como em Braga (2011), utilizaram-se os retornos anuais acumulados até 31/12 de cada ano, diferentemente da estimação original do modelo. Ressalta-se que o modelo de Basu (1997) caracteriza-se como um modelo de regressão reversa, pois a variável de interesse é o conservadorismo condicional, sendo especificado como variável independente cujo efeito é mensurado a partir da interação entre as variáveis  $D_{it}$  e  $Ret_{it}$ .

Lee (2010), para testar se o mercado da dívida é uma verdadeira fonte de demanda por conservadorismo condicional, num primeiro momento, acrescentou no modelo de Basu (1997) uma variável ( $\Delta LEV$ ) que representasse as alterações de alavancagens nas companhias. A interação dessa variável no modelo de Basu ( $D*RET*\Delta LEV$ ) demonstrou que o aumento na alavancagem no ano anterior está relacionado com maior conservadorismo no ano atual, o que implica que a alavancagem provoca a demanda por conservadorismo. Posteriormente, com o objetivo de investigar a ordem de causalidade, adicionou uma nova variável ( $NODEBT$ ) que representasse as companhias sem dívidas e com dívidas. A interação dessa variável no modelo de Basu ( $DR*RET*NODEBT$ ) demonstrou que o nível de conservadorismo condicional é menor numa estrutura de capital sem dívidas do que numa estrutura de capital com dívidas, sugerindo, com isso, que mudanças na estrutura de capital levam a mudanças no conservadorismo condicional.

Para analisar os benefícios do conservadorismo contábil (*ex post e ex ante*) para credores e devedores em processo de contratação de dívida, Zhang (2008), a partir do modelo de Basu (1997), utilizou quatro medidas de conservadorismo ( $Consv\_coeff$ ,  $Consv\_R^2$ ,  $Consv\_negskew$ ,  $Consv\_accrual$ ), sendo as duas primeiras retiradas diretamente do modelo original e as duas últimas por meio da interação com outras duas variáveis ( $\beta_{2i}R_{it}*DR_{it}*DR\_skew_i$ ) e ( $y_{2i}R_{it}*DR_{it}*DR\_accrual_{it}$ ) que se referem a assimetria de ganhos e acúmulos negativos de *accruals* não operacionais, respectivamente. As três primeiras medidas indicaram que as empresas da amostra são conservadoras antes do início do empréstimo, em contraste com a última medida ( $Consv\_accrual$ ), que sugere que as empresas da amostra acumulam *accruals* positivos não operacionais antes do início dos empréstimos.

Partindo dessas ideias e baseado nas premissas de que a entrada no mercado da dívida é fator determinante para a demanda por conservadorismo (LEE, 2010), que o conservadorismo nos relatórios financeiros está associado com a estrutura de capital e com o custo da dívida (GUAY, 2008), e que a forma como as companhias financiam seus investimentos, caracterizada pela composição de sua estrutura de capital, afeta a característica das suas práticas contábeis reportadas (NOBES, 1998), e sendo o conservadorismo uma característica da qualidade da informação contábil (BASU, 1997), optou-se em adicionar, no modelo original de Basu, a variável estrutura de capital sob os índices de endividamento (PC+PNC)/AT; PO/CI; PC/AT;

PNC/AT e PC/PNC, com o objetivo de que a interação com a variável  $D_{it}$   $Ret_{it}$  evidencie a existência de efeitos entre a forma de financiamento e o conservadorismo condicional.

O modelo original de Basu e as variáveis de estrutura de capital reportadas pelos índices de endividamento e respectivos trabalhos que também fizeram uso dos mesmos, encontram-se no Quadro 2.

**Quadro 2 – Modelo de Basu (1997) e variáveis de estrutura de capital**

Modelo de referência	Descrição	Artigos
Conservadorismo condicional	Indica o reconhecimento assimétrico de boas e más notícias e como o lucro incorpora o retorno econômico. Capturado a partir do Modelo de Basu: $X_{it}/P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t} + \beta_2 Ret_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} Ret_{i,t} + u_{i,t}$	Ramalingegowda e Yu (2012); Lee (2010); Zhang (2008); Ball, Robin e Sadka (2008); Beatty e Yu (2008); Ball, Kothari e Robin (2000); Paulo, Antunes e Formigoni (2008).
Variáveis	Descrição	Artigos
Estrutura de capital (variável explicativa) (PC+PNC)/AT	Estrutura de capital, medida pela relação entre passivo circulante mais passivo não circulante e ativo total da companhia $i$ no período $t$ .	Titman e Wessels (1988); Bastos e Nakamura (2009); Welch (2010); Padilha, Michels e Silva (2015); Procianoy Schnorrenberger (2004).
Estrutura de capital (variável explicativa) PO/CI	Estrutura de capital, medida pela relação entre passivo oneroso total e capital investido da companhia $i$ no período $t$ .	Machado, Medeiros e Eid Júnior (2010); Welch (2010);
Estrutura de capital (variável explicativa) PC/AT	Estrutura de capital, medida pela relação entre passivo circulante e ativo total da companhia $i$ no período $t$ .	Bastos e Nakamura (2009); Padilha, Michels e Silva (2015); Titman e Wessels (1988); Perobelli e Famá (2002); Procianoy Schnorrenberger (2004).
Estrutura de capital (variável explicativa) PNC/AT	Estrutura de capital, medida pela relação entre passivo não circulante e ativo total da companhia $i$ no período $t$ .	Bastos e Nakamura (2009); Padilha, Michels e Silva (2015). Titman e Wessels (1988); Perobelli e Famá (2002); Procianoy Schnorrenberger (2004).
Estrutura de capital (variável explicativa) PC/PNC	Estrutura de capital, medida pela relação entre passivo circulante e passivo não circulante da companhia $i$ no período $t$ .	Procianoy Schnorrenberger (2004);

Fonte: elaboração própria.

### 3.2.2 Modelo 1: Estrutura de capital (passivo total) e conservadorismo

$$\begin{aligned}
 X_{it}/P_{it-1} = & \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 Ret_{it} + \beta_3 D_{it} Ret_{it} + \beta_4 (PC + PNC)/AT_{it} \\
 & + \beta_5 (PC + PNC)/AT_{it} D_{it} + \beta_6 (PC + PNC)/AT_{it} Ret_{it} + \beta_7 (PC + PNC)/AT_{it} D_{it} Ret_{it} \\
 & + u_{it}
 \end{aligned} \quad (2)$$

Em que:

$X_{it}$  = lucro por ação da companhia  $i$  no período  $t$ .

$P_{it-1}$  = preço da ação da companhia  $i$  no período  $t-1$ .

$D_{it}$  = variável binária, que corresponde a 1 se o retorno anual da ação em 31/12 da companhia  $i$  no período  $t$  for negativo ( $R_{it} < 0$ ) e 0, caso seja positivo ou nulo ( $R_{it} \geq 0$ ).

$Ret_{it}$  = retorno anual da ação em 31/12 da companhia  $i$  no período  $t$ , calculado de acordo com a seguinte fórmula: [(preço da ação em  $t$  – preço da ação em  $t-1$ )/ preço da ação em  $t-1$ ].

$(PC+PNC)/AT_{it}$  = estrutura de capital, medida pela relação entre passivo e ativo total da companhia  $i$  no período  $t$ .

$u_{it}$  = termo de erro da regressão da companhia  $i$  no período  $t$ .

No modelo 1, os coeficientes  $\beta_0, \beta_1, \beta_2$  e  $\beta_3$  integram o modelo original de Basu (1997), e a interpretação dos coeficientes é a mesma. Adicionaram-se os coeficientes  $\beta_4, \beta_5, \beta_6$  e  $\beta_7$  com o intuito de capturar a possível interação existente entre conservadorismo condicional e a participação de capital externo no financiamento das empresas, de tal forma que um  $\beta_7$  positivo e significativo estatisticamente, nesse modelo, indica que companhias com maior alavancagem tendem a ser mais conservadoras, resultado esperado nesta pesquisa.

Partindo-se da indicação de Welch (2010) e Machado, Medeiros e Eid. Jr (2010), de que o índice PO/CI (passivo oneroso sobre capital investido) representa a forma mais acurada de mensurar a estrutura de capital, e nas evidências de Bastos e Nakamura (2009), de que o Brasil, em relação ao México e ao Chile, é o que apresenta o maior nível de endividamento total, observando-se, também, uma predominância do endividamento financeiro oneroso de longo prazo, criou-se o segundo modelo da pesquisa que segue a mesma lógica do primeiro modelo.

### 3.2.3 Modelo 2: Estrutura de capital (passivo oneroso) e conservadorismo

$$\begin{aligned} X_{it}/P_{it-1} &= \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 Ret_{it} + \beta_3 D_{it} Ret_{it} + \beta_4 (PO/CI)_{it} \\ &+ \beta_5 (PO/CI)_{it} D_{it} + \beta_6 (PO/CI)_{it} Ret_{it} + \beta_7 (PO/CI)_{it} D_{it} Ret_{it} \\ &+ u_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

Em que:

$X_{it}$  = lucro por ação da companhia  $i$  no período  $t$

$P_{it-1}$  = preço da ação da companhia  $i$  no período  $t-1$ .

$D_{it}$  = variável binária, que corresponde a 1 se o retorno anual da ação em 31/12 da companhia  $i$  no período  $t$  for negativo ( $R_{it} < 0$ ) e 0, caso seja positivo ou nulo ( $R_{it} \geq 0$ ).

$Ret_{it}$  = retorno anual da ação em 31/12 da companhia  $i$  no período  $t$ , calculado de acordo com a seguinte fórmula: [(preço da ação em  $t$  – preço da ação em  $t-1$ )/ preço da ação em  $t-1$ ].

$(PO/CI)_{it}$  = estrutura de capital, medida pela relação entre passivo oneroso total e capital investido da companhia  $i$  no período  $t$ .

$u_{it}$  = termo de erro da regressão da companhia  $i$  no período  $t$ .

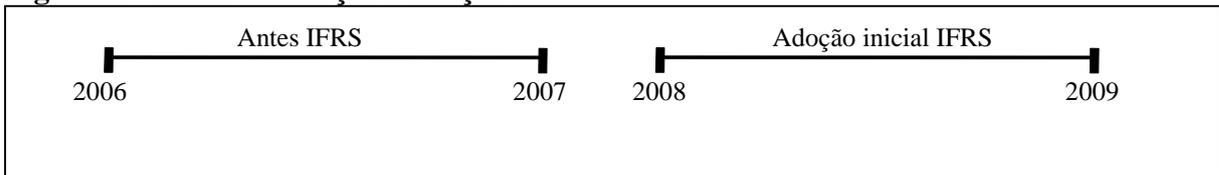
No modelo 2, os coeficientes  $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  e  $\beta_3$  integram o modelo original de Basu (1997), e a interpretação dos coeficientes é a mesma. Adicionaram-se os coeficientes  $\beta_4$ ,  $\beta_5$ ,  $\beta_6$  e  $\beta_7$  com o intuito de capturar a possível interação existente entre conservadorismo condicional e o endividamento oneroso das empresas, sendo que nesta pesquisa espera-se um  $\beta_7$  positivo e significativo estatisticamente, ou seja, que companhias com mais passivos, que acarretam despesa financeira, tendam a ser mais conservadoras.

Para os demais índices de estrutura de capital PC/AT; PNC/AT e PC/PNC, seguiu-se a mesma lógica dos modelos 1 e 2, com o objetivo de que a interação com a variável  $D_{it}$   $Ret_{it}$  evidencie a existência de efeitos entre a forma de financiamento e o conservadorismo condicional.

### 3.2.4 Conservadorismo condicional e adoção do padrão IFRS

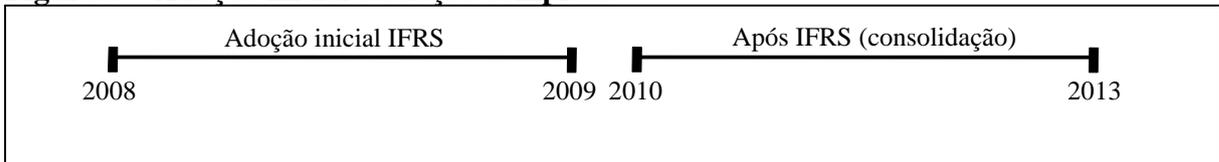
Partindo da premissa de que o padrão IFRS propicia melhor qualidade na informação contábil, que o conservadorismo está associado à qualidade dessa informação (HELLMAN, 2008; BARTH; LANDSMAN; LANG, 2008; BALL; ROBIN; WU, 2003) e que o Brasil passa por um processo de migração de seu padrão contábil nacional para o padrão internacional de contabilidade (padrão IFRS), decidiu-se incluir no modelo original de Basu (1997) as variáveis binárias ( $IFRS\_AI$ ,  $IFRS\_AC$  e  $IFRS\_ACI$ ), com o objetivo de que a interação com a variável  $D_{it}$   $Ret_{it}$  evidencie se a adoção do padrão IFRS causou efeito nas práticas contábeis conservadoras. Adotaram-se três janelas temporais da adoção do padrão IFRS, representando as fases: antes da adoção (2006-2007), adoção inicial (2008-2009) e adoção completa (2010-2013). Ressalta-se que, até o momento de realização desta tese, o Brasil foi o único país, dentre os que adotaram o padrão IFRS, a ter oficialmente uma fase de adoção inicial e uma fase de adoção completa do padrão.

No primeiro momento, estimou-se o efeito da variável  $IFRS\_AI$ , com o objetivo de acompanhar a existência ou não de conservadorismo condicional e sua intensidade, caso exista nas práticas contábeis entre as janelas temporais (antes da adoção e adoção inicial), conforme Figura 2:

**Figura 2 – Antes da adoção e adoção inicial**

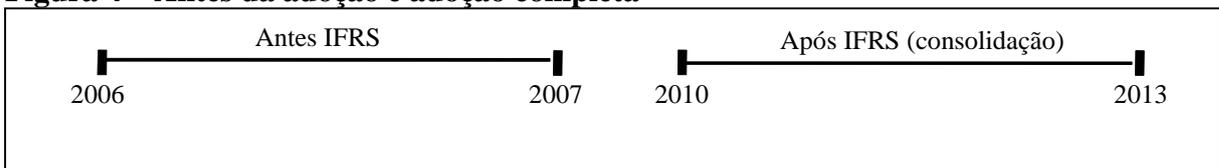
Fonte: elaboração própria.

No segundo momento, estimou-se o efeito da variável *IFRS\_AC*, com o objetivo de acompanhar a existência ou não de conservadorismo condicional e sua intensidade, caso exista nas práticas contábeis entre as janelas temporais (adoção inicial e adoção completa), conforme Figura 3:

**Figura 3 – Adoção inicial e adoção completa**

Fonte: elaboração própria.

No terceiro momento, estimou-se o efeito da variável *IFRS\_ACI*, com o objetivo de acompanhar a existência ou não de conservadorismo condicional e sua intensidade, caso exista nas práticas contábeis entre as janelas temporais (antes da adoção e adoção completa), conforme Figura 4:

**Figura 4 – Antes da adoção e adoção completa**

Fonte: elaboração própria.

As variáveis referentes à adoção do padrão IFRS e respectivos trabalhos, que também fizeram uso delas, encontram-se no Quadro 3.

**Quadro 3 – Variáveis de adoção do padrão IFRS**

Mudança no padrão contábil (variável explicativa) <i>IFRS_AI</i>	Variável binária, que corresponde a 1 no período de 2008 a 2009, considerado de adoção inicial das IFRS e 0, no período anterior à adoção, 2006 a 2007, da companhia <i>i</i> no período <i>t</i> .	Martins <i>et al</i> (2014); Santos <i>et al</i> (2011); Vieira <i>et al</i> (2011); Santos e Cavalcante (2014).
Mudança no padrão contábil (variável explicativa) <i>IFRS_AC</i>	Variável binária, que corresponde a 1 no período de 2010 a 2013, considerado de adoção completa das IFRSs e 0, no período anterior, 2008 a 2009, da companhia <i>i</i> no período <i>t</i> .	Martins <i>et al</i> (2014); Santos e Cavalcante (2014).
Mudança no Padrão Contábil (variável explicativa) <i>IFRS_ACI</i>	Variável binária, que corresponde a 1 no período de 2010 a 2013, considerado de adoção completa das IFRSs e 0, no período anterior a adoção inicial, 2006 a 2007, da companhia <i>i</i> no período <i>t</i> .	Silva, Paulo e Silva (2014).

Fonte: elaboração própria.

### 3.2.5 Modelo 3: Adoção inicial das IFRSs e conservadorismo

$$\begin{aligned}
 X_{it}/P_{it-1} &= \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 Ret_{it} + \beta_3 D_{it} Ret_{it} + \beta_4 IFRS\_AI_{it} & (4) \\
 &+ \beta_5 IFRS\_AI_{it} D_{it} + \beta_6 IFRS\_AI_{it} Ret_{it} + \beta_7 IFRS\_AI_{it} D_{it} Ret_{it} \\
 &+ u_{it}
 \end{aligned}$$

Em que:

$X_{it}$  = lucro por ação da companhia *i* no período *t*

$P_{it-1}$  = preço da ação da companhia *i* no período *t-1*.

$D_{it}$  = variável binária, que corresponde a 1 se o retorno anual da ação em 31/12 da companhia *i* no período *t* for negativo ( $R_{it} < 0$ ) e 0, caso seja positivo ou nulo ( $R_{it} \geq 0$ ).

$Ret_{it}$  = Retorno anual da ação em 31/12 da companhia *i* no período *t*, calculado de acordo com a seguinte fórmula: [(preço da ação em *t* – preço da ação em *t-1*)/ preço da ação em *t-1*].

$IFRS\_AI_{it}$  = variável binária, que corresponde a 1 no período de 2008 a 2009, considerado de adoção inicial das IFRSs e 0, no período anterior à adoção, 2006 a 2007, da companhia *i* no período *t*.

$u_{it}$  = termo de erro da regressão da companhia *i* no período *t*.

No modelo 3, os coeficientes  $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  e  $\beta_3$  integram o modelo original de Basu (1997), e a interpretação do coeficiente são as mesmas. Os coeficientes  $\beta_4$ ,  $\beta_5$ ,  $\beta_6$  e  $\beta_7$  para verificar a influência da adoção inicial do padrão IFRS com relação às práticas contábeis anteriores, de tal forma que um  $\beta_7$  positivo e significativo estatisticamente, neste modelo, indica práticas contábeis mais conservadoras na adoção inicial. Nesta pesquisa, espera-se que não haja conservadorismo condicional representativo na adoção parcial das normas IFRS, portanto, supõe-se que  $\beta_7$  seja não significativo estatisticamente.

### 3.2.6 Modelo 4: Adoção completa das IFRSs e conservadorismo

$$\begin{aligned}
 X_{it}/P_{it-1} &= \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 Ret_{it} + \beta_3 D_{it} Ret_{it} + \beta_4 IFRS\_AC_{it} \\
 &+ \beta_5 IFRS\_AC_{it} D_{it} + \beta_6 IFRS\_AC_{it} Ret_{it} + \beta_7 IFRS\_AC_{it} D_{it} Ret_{it} \\
 &+ u_{it}
 \end{aligned} \tag{5}$$

Em que:

$X_{it}$  = lucro por ação da companhia  $i$  no período  $t$

$P_{it-1}$  = preço da ação da companhia  $i$  no período  $t-1$ .

$D_{it}$  = variável binária, que corresponde a 1 se o retorno anual da ação em 31/12 da companhia  $i$  no período  $t$  for negativo ( $R_{it} < 0$ ) e 0, caso seja positivo ou nulo ( $R_{it} \geq 0$ ).

$Ret_{it}$  = retorno anual da ação em 31/12 da companhia  $i$  no período  $t$ , calculado de acordo com a seguinte fórmula: [(preço da ação em  $t$  – preço da ação em  $t-1$ )/ preço da ação em  $t-1$ ].

$IFRS\_AC_{it}$  = variável binária, que corresponde a 1 no período de 2010 a 2013, considerado de adoção completa das IFRS e 0, no período anterior, 2008 a 2009, da companhia  $i$  no período  $t$ .

$u_{it}$  = termo de erro da regressão da companhia  $i$  no período  $t$ .

No modelo 4, os coeficientes  $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  e  $\beta_3$  integram o modelo original de Basu (1997), e a interpretação do coeficiente são as mesmas. Incluíram-se os coeficientes  $\beta_4$ ,  $\beta_5$ ,  $\beta_6$  e  $\beta_7$  para verificar se, na existência de conservadorismo condicional, o reconhecimento assimétrico foi mais tempestivo na adoção completa que na adoção inicial (ou parcial) nas companhias brasileiras analisadas. O reconhecimento mais tempestivo será indicado por um  $\beta_7$  positivo e significativo estatisticamente. Nesta pesquisa, espera-se que não haja conservadorismo condicional, a menos que a forma de financiamento das empresas seja considerada e que a adoção completa das normas IFRS não aumente a tempestividade no reconhecimento das perdas econômicas e, portanto, espera-se que  $\beta_7$  seja não significativo estatisticamente.

### 3.2.7 Modelo 5: Antes da adoção e adoção completa das IFRS e conservadorismo

$$\begin{aligned}
 X_{it}/P_{it-1} &= \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 Ret_{it} + \beta_3 D_{it} Ret_{it} + \beta_4 IFRS\_AC1_{it} \\
 &+ \beta_5 IFRS\_AC1_{it} D_{it} + \beta_6 IFRS\_AC1_{it} Ret_{it} + \beta_7 IFRS\_AC1_{it} D_{it} Ret_{it} \\
 &+ u_{it}
 \end{aligned} \tag{6}$$

Em que:

$X_{it}$  = lucro por ação da companhia  $i$  no período  $t$

$P_{it-1}$  = preço da ação da companhia  $i$  no período  $t-1$ .

$D_{it}$  = variável binária, que corresponde a 1 se o retorno anual da ação em 31/12 da companhia  $i$  no período  $t$  for negativo ( $R_{it} < 0$ ) e 0, caso seja positivo ou nulo ( $R_{it} \geq 0$ ).

$Ret_{it}$  = retorno anual da ação em 31/12 da companhia  $i$  no período  $t$ , calculado de acordo com a seguinte fórmula: [(preço da ação em  $t$  – preço da ação em  $t-1$ )/ preço da ação em  $t-1$ ].

$IFRS\_ACI_{it}$  = variável binária, que corresponde a 1 no período de 2010 a 2013, considerado de adoção completa das IFRS e 0, no período anterior a adoção inicial, 2006 a 2007, da companhia  $i$  no período  $t$ .

$u_{it}$  = termo de erro da regressão da companhia  $i$  no período  $t$ .

No modelo 5, os coeficientes  $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  e  $\beta_3$  integram o modelo original de Basu (1997), e a interpretação dos coeficientes é a mesma. Incluíram-se os coeficientes  $\beta_4$ ,  $\beta_5$ ,  $\beta_6$  e  $\beta_7$  para verificar se, na existência de conservadorismo condicional, o reconhecimento assimétrico foi mais tempestivo na adoção completa do que no período antes da adoção parcial nas companhias brasileiras analisadas. O reconhecimento mais tempestivo será indicado por um  $\beta_7$  positivo e significativo estatisticamente. Nesta pesquisa, espera-se que não haja conservadorismo condicional, sendo que, quando considerada adoção completa das normas IFRS, não haja maior grau de tempestividade no reconhecimento assimétrico das perdas econômicas e, assim, supõe-se que  $\beta_7$  seja não significativo estatisticamente.

### 3.3 MÉTODOS DE ANÁLISE ESTATÍSTICA

#### 3.3.1 Modelo de regressão para dados em painel

A característica longitudinal/temporal e *cross-section* (transversal) das observações das companhias abertas não financeiras, que compõe o universo de estudo desta tese, permite o delineamento de várias estratégias de análise dependendo de sua heterogeneidade observada e não observada, sendo a estrutura bidimensional destes dados conhecida como dados em painel.

Como vantagens da estrutura de dados em painel, podem-se citar, segundo Gujarati (2011) as seguintes: (a) estimadores dos parâmetros de regressão mais eficientes com mais graus de liberdade por combinar dados de séries temporais com dados transversais; (b) redução dos problemas de multicolineariedade; (c) mais adequabilidade em relação à dinâmica de

mudanças como no caso da adoção das normas IFRS e/ou inversões na estrutura de capital de companhias, o que não pode ser alcançado com dados transversais; e (d) estudo de modelos comportamentais mais complexos<sup>7</sup>.

Os conjuntos de dados desta pesquisa são caracterizados por painéis (fases antes da adoção, adoção inicial e adoção completa) do tipo curtos, porém com dimensões *cross-section* elevadas, o que garante estabilidade das estimativas. Esses painéis são desbalanceados, uma vez que não há dados disponíveis para todas as companhias em todos os anos de análise.

Pode-se representar as relações entre as variáveis de interesse desta pesquisa, cujos dados estão estruturados na forma de painel, pelo modelo de regressão com  $k$  variáveis, a seguir:

$$y_{it} = \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + u_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, n; t = 1, 2, \dots, T \quad (7)$$

Em que  $y_{it}$  é variável dependente,  $\mathbf{x}_{it}$  é um vetor  $1 \times K$  contendo as variáveis explicativas,  $\boldsymbol{\beta}$  é um vetor  $K \times 1$  de parâmetros a serem estimados e  $u_{it}$  são os erros aleatórios. Os índices  $i$  e  $t$  denotam a unidade observacional e unidade de tempo respectivamente. Dessa forma, em um painel balanceado, o total de observações corresponde a  $n \times T$ .

### 3.3.2 Heterogeneidade não observada

Considerando-se que os modelos econométricos são uma representação limitada da realidade, há possibilidade que existam variáveis cujos efeitos determinam a variável dependente, mas não estão sendo considerados como controles na Equação 7, por não serem diretamente observáveis ou mensuráveis. Podem-se utilizar vários métodos para tratar adequadamente esses efeitos, entre eles o uso de variáveis instrumentais ou a estimação do modelo na Equação 7 com uso de efeitos fixos ou aleatórios, conforme a subseção seguinte.

### 3.3.3 Métodos de estimação

Há vários métodos de estimação para modelo de regressão para dados em painel, apresentados na Equação 7, sendo que suas estimativas divergem de acordo com o usufruto da estrutura de dados em painel ou pela existência de efeitos fixos não observáveis correlacionados ou não com as variáveis explicativas.

---

<sup>7</sup> Para um maior detalhamento das vantagens propiciadas pela análise de dados em painel, vide Hsiao (2006).

Na presença de fatores fixos não observáveis, ou seja, existência de heterogeneidade não observada, pode-se decompor o termo  $u_{it}$  na Equação 7 contendo  $\alpha_i$  os fatores fixos não observáveis e  $\varepsilon_{it}$  um ruído branco. Pode-se representar a Equação 7 por:

$$y_{it} = x_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

Se  $\alpha_i$  não for correlacionado com qualquer variável em  $x_{it}$ , então se pode tratar o termo composto  $u_{it}$  diretamente e estimar os parâmetros do modelo via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), (do inglês, *Ordinary Least Square* – OLS), desde que as hipóteses do modelo clássico de regressão estejam satisfeitas, sendo as principais a homocedasticidade (variância constante) dos erros e não correlação serial *cross-sectional* e no tempo. No caso de dados em painel, os problemas de heterocedasticidade e correlação serial podem ocorrer tanto dentro dos grupos (entre empresas) quanto entre os grupos (entre anos), ou as duas situações simultaneamente.

Sob as premissas adicionais: (1) os erros  $\varepsilon$  são condicionalmente independentes de  $x_{it}$  e  $\alpha_i$  -  $corr(\varepsilon_{it}|x_{it}, \alpha_i) = 0$  (2) ortogonalidade de  $\alpha_i$  e  $x_{it}$  -  $corr(\alpha_i, x_{it}) = 0$ , (3) média nula de  $\alpha_i$  -  $E(\alpha_i) = 0$  e (4) variância condicional constante de  $\alpha_i$  -  $Var(\alpha_i|x_i) = \sigma_\alpha^2$ , é possível usar a abordagem via efeitos aleatórios, que, entre outras vantagens, torna possível a inclusão de fatores invariantes no tempo em  $x_{it}$ , e atenuação quando não há eliminação dos problemas de heterocedasticidade e correlação serial por meio do método de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) (do inglês, *Generalized Least Square* – GLS). Como desvantagem pode-se citar que a abordagem produz estimadores viesados e inconsistentes caso haja especificação incorreta do modelo por omissão de variáveis relevantes.

Caso  $\alpha_i$  esteja correlacionado com qualquer variável em  $x_{it}$ , segundo Wooldridge (2002), os estimadores MQO serão não só viesados como, também, inconsistentes, nesse caso, a abordagem mais comum é estimação de efeitos fixos.

Um problema comum em dados em painel é a heterocedasticidade de  $\varepsilon$ . Nesses casos, então, os estimadores MQO permaneceram não viesados e consistentes, todavia, não seriam mais eficientes, ou seja, deixariam de ser *Best Linear Unbiased Estimator* (Blue) (GREENE, 2003). O mesmo ocorre caso  $\varepsilon$  seja serialmente correlacionado, embora esse problema apareça com mais frequência em painéis longos. No caso da heterocedasticidade, o teste (hipótese nula de homocedasticidade) utilizado foi o Breuch e Pagan (1979). Caso o teste seja significativo, é preciso utilizar uma matriz de correção dos erros-padrão para que os eles não sejam subestimados. Neste trabalho, obteve-se a matriz de correção dos erros-padrão pelo método de

White (1984). Adicionalmente, clusterizaram-se os erros-padrão por companhia em todos os modelos, para amenizar possíveis correlações seriais no resíduo.

Também se verificou a normalidade dos resíduos em todos os modelos com o teste de Shapiro-Wilks (ROYSTON, 1982), entretanto, em nenhum dos modelos atendeu-se esse pressuposto. Considerando que, para grandes amostras, os estimadores são assintoticamente normais, pode-se relaxar esse pressuposto.

### 3.3.4 Testes de especificação

Com várias opções de estimação, torna-se necessário avaliar a metodologia mais adequada para estimar os modelos propostos. A escolha do estimador de efeitos fixos ou de efeitos aleatórios será definida pelo teste de Hausman, baseado na diferença entre as estimativas dos efeitos fixos e aleatórios. Sua hipótese nula é a não existência de correlação entre o termo do erro (componente idiossincrático) e as variáveis explicativas; ou seja, válida a abordagem de efeitos aleatórios (HAUSMAN; TAYLOR, 1981).

É importante também testar a necessidade de estimação sobre a estrutura de painel com efeitos fixos (e aleatórios) ou se é possível apenas combinar os anos em uma regressão *pooling* (agrupada). Entre a regressão *pooling* e os efeitos aleatórios, utilizou-se o teste de multiplicadores de Lagrange de Breusch-Pagan (1980), que utiliza somente os resíduos da regressão *pooling*. Caso a estatística do teste seja significativa, indica que o modelo de efeitos aleatórios é mais adequado.

O teste de especificação entre o modelo de efeitos fixos e a regressão *pooling* utiliza a estatística  $F$ , tendo como hipótese nula de que o modelo *pooling* é mais adequado. Caso a estatística  $F$  seja significativa, o modelo de efeitos fixos é o melhor.

Exibiram-se as estatísticas dos testes de especificação, bem como seus respectivos valores de significância estatística, em cada modelo ajustado para os dados brasileiros com a estrutura de capital representada pelo Passivo Total dividido pelo Ativo Total  $[(PC+PNC)/AT]$  em cada fase, e para os dados das companhias americanas com  $(PC+PNC)/AT$  e o Passivo Oneroso dividido pelo Capital Investido  $(PO/CI)$ . O método de estimação dos modelos não mudou para as companhias brasileiras na mesma fase, mesmo com indicadores de estrutura de capital distintos e, por esse motivo, exibiram-se somente os testes de especificação para o modelo 1.

No Quadro 4 está o resumo dos resultados dos testes<sup>8</sup> de especificação:

---

<sup>8</sup> Os resultados dos testes encontram-se nos respectivos painéis expressos no tópico 6 (Resultados)

**Quadro 4 – Resultado dos testes de especificação**

<b>Companhias</b>	<b>Fase</b>	<b>Modelo</b>
Companhias brasileiras	Antes da adoção das IFRS	Efeitos aleatórios
	Adoção Inicial das IFRS	Efeitos aleatórios
	Após a Adoção das IFRS	Efeitos fixos
Companhias americanas		Efeitos fixos

**Fonte:** elaboração própria.

**3.3.5 Valores extremos**

Para prevenir eventuais distorções na avaliação empírica, por meio dos modelos econométricos propostos em razão dos efeitos de valores extremos, eliminaram-se inicialmente da base de dados as observações classificadas como potenciais *outliers* multivariados, baseando-se na metodologia e algoritmo de Filzmoser, Maronna e Werner (2007). Realizou-se esse expediente em cada modelo ajustado e adicionalmente eliminaram-se observações que excedam cinco desvios-padrões da variável para mais ou para menos em cada modelo, o que ocasionou diferenças no total de observações utilizadas em cada modelo sem prejuízo da qualidade do ajuste.

Diante dessa exposição, obtiveram-se as regressões e os testes de especificação e de verificação de pressupostos no *software* R versão 3.1.2.

## 4 RESULTADOS

Dividiu-se a apresentação dos resultados nas estatísticas descritivas das variáveis estudadas nos modelos propostos e na análise dos resultados da estimação dos modelos desta tese, acompanhada de uma análise complementar desses resultados.

Para avaliar a relação existente entre a estrutura de capital e o conservadorismo condicional a partir do modelo de Basu (1997), de acordo com as hipóteses de pesquisa, estimou-se o modelo 1 com a estrutura de capital representada pelo indicador Passivo Total sobre o Ativo Total  $(PC+PNC)/AT$  nas três fases delineadas nesta tese. Adicionalmente, para checar as evidências de conservadorismo condicional, estimou-se o modelo original de Basu (1997), ou seja, desconsiderou-se a estrutura de capital, com o objetivo de verificar ou confirmar se a forma de financiamento das companhias analisadas nesta tese impacta o conservadorismo contábil (LEE, 2010; BEATTY; WEBER; YU, 2008). Estimou-se o modelo original de Basu em uma janela temporal de 2006 a 2013. Esse intervalo permite visualizar os períodos antes da adoção obrigatória (2006-2007), na adoção inicial (2008-2009) e na adoção completa (2010-2013), este último considerado mais robusto, por considerar quatro anos de adoção completa do padrão IFRS.

Posteriormente, para avaliar a robustez dos resultados, estimou-se o mesmo modelo utilizando como indicadores de estrutura de capital: o Passivo Circulante sobre Ativo Total  $(PC/AT)$ , o Passivo Não Circulante sobre o Ativo Total  $(PNC/AT)$  e Passivo Oneroso sobre o Capital Investido  $(PO/CI)$ .

Por fim, estimou-se o mesmo modelo citado acima e respectivos indicadores para as empresas americanas de capital aberto, pois se acredita que o fato de os EUA apresentarem um ambiente institucional caracterizado pelo sistema *common law* (BALL; KOTHARI; ROBIN, 2000), cuja contabilidade é classificada como classe A (BALL, 1998) e a informação contábil direcionada ao investidor, as práticas contábeis conservadoras, diferentemente do Brasil, não seriam influenciadas pela composição das dívidas das empresas e sim por outras características institucionais, como: governança corporativa, política de dividendos e/ou estrutura de propriedade das companhias (CINTRA; CAGNIN, 2007; LOPES; WALKER, 2008).

### 4.1 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas da variável “lucro por ação”. Percebe-se, no comportamento médio do lucro, que não há tendência de longo prazo, entretanto, ocorre

uma alternância entre crescimento e redução do lucro por ação em anos consecutivos (a exceção 2011 manteve a queda em 2010, em ambos os casos após a adoção completa).

Esses resultados demonstram os primeiros sinais de que a adoção do padrão internacional de contabilidade (IFRS) não provocou alterações significativas nos lucros das companhias abertas brasileiras, nem no período de adoção inicial, nem no de adoção completa (BRAGA, 2011).

**Tabela 1 – Estatísticas descritivas da variável Lucro**

Fase	Ano	1º quartil	Mediana	Média	3º quartil	Desvio-padrão
Antes	2006	0,0000	0,0041	0,0587	0,0856	0,0974
	2007	0,0002	0,0440	0,0632	0,1335	0,0956
Inicial	2008	0,0015	0,0412	0,0426	0,0780	0,0852
	2009	0,0222	0,0925	0,0865	0,1488	0,1035
	2010	0,0225	0,0662	0,0652	0,1092	0,0686
Completa	2011	0,0103	0,0543	0,0477	0,0901	0,0751
	2012	-0,0013	0,0569	0,0507	0,1022	0,0898
	2013	0,0085	0,0394	0,0404	0,0761	0,0850

**Nota:** Lucro por ação da companhia *i* no período *t*, dividido pelo preço de fechamento da ação da companhia *i* no período *t-1*.

**Fonte:** elaboração própria, com base nos dados da pesquisa.

A Tabela 2 exibe as estatísticas descritivas para o “retorno das ações” negociadas no mercado acionário. No 1º quartil, observa-se que pelo menos ¼ das empresas analisadas tiveram retornos negativos em todos os anos considerados. Nos anos de 2008, 2011 e 2013, em média, o retorno foi negativo, registrando, também, que pelo menos 75% (3º quartil) das empresas levantadas apresentaram retornos abaixo de zero.

Observa-se, com essas evidências de retornos negativos, a fragilidade do mercado de capitais brasileiro, se comparado a mercados de capitais internacionais, a exemplo do mercado americano, que apresenta maiores possibilidades de retornos e, com isso, possui um quantitativo maior de investidores (inclusive individuais) com uma estrutura de propriedade menos concentrada (LOPES; WALKER, 2008).

**Tabela 2 – Estatísticas descritivas da variável Retorno**

Fase	Ano	1º quartil	Mediana	Média	3º quartil	Desvio-padrão
Antes	2006	-0,1187	0,2918	0,2851	0,6332	0,8600
	2007	-0,9993	0,0160	0,0936	0,8140	1,1181
Inicial	2008	-0,7812	-0,6338	-0,5461	-0,3292	0,3730
	2009	0,1632	0,6895	0,6723	1,1190	1,0063
	2010	-0,2338	0,0111	0,0087	0,2436	0,4673
Completa	2011	-0,5366	-0,3364	-0,3078	-0,0720	0,4640
	2012	-0,1956	0,2185	0,1628	0,6528	0,6802
	2013	-0,4558	-0,2154	-0,2606	-0,0308	0,4113

**Nota:** Retorno anual da ação em 31/12 da companhia *i* no período *t*, calculado de acordo com a seguinte fórmula: [(preço da ação em *t* – preço da ação em *t-1*)/ preço da ação em *t-1*].

**Fonte:** elaboração própria, com base nos dados da pesquisa.

**Tabela 3 – Estatísticas descritivas da variável Estrutura de Capital\***

Fase	Ano	1º quartil	Mediana	Média	3º quartil	Desvio-padrão
Antes	2006	0,2679	0,4783	0,4601	0,6154	0,2633
	2007	0,3096	0,4648	0,4791	0,6468	0,2441
Inicial	2008	0,2447	0,4618	0,4677	0,6144	0,2966
	2009	0,2424	0,4164	0,4308	0,5717	0,2628
Completa	2010	0,2283	0,4091	0,4115	0,5604	0,2290
	2011	0,2552	0,4139	0,4187	0,5767	0,2219
	2012	0,2402	0,4199	0,4260	0,6043	0,2390
	2013	0,2337	0,4239	0,4274	0,6170	0,2482

\* Passivo Total dividido pelo Ativo Total

Fonte: elaboração própria, com base nos dados da pesquisa.

As estatísticas descritivas da estrutura de capital indicada pela relação entre Passivo Total e Ativo Total (PC+PNC)/AT estão na Tabela 3. O endividamento médio em todos os anos está entre 41,15% e 47,91% do Ativo Total das empresas levantadas, sendo que, nos anos da adoção completa, o nível de endividamento foi inferior aos dos anos anteriores.

Essas evidências, de redução do nível de endividamento das companhias abertas brasileiras, podem refletir o crescimento atingido pelo mercado de capitais brasileiro, o qual passou, segundo dados da BM&FBovespa, de 85.249 investidores em 2002 para 569.826 em 2012 (MACEDO *et al.*, 2013). Com a disponibilidade de novos recursos via mercado de capitais, as companhias passaram a ter mais uma opção de captação de recursos, diversificando, assim, as formas de financiamentos das companhias abertas brasileiras.

De modo geral, a informação de endividamento das companhias é de fundamental relevância para os testes desta tese.

## 4.2 CONSERVADORISMO E ESTRUTURA DE CAPITAL

Os resultados da estimação do modelo 1 para a fase anterior a adoção das IFRS (2006 a 2007) evidenciam quem antes da adoção, a forma de financiamento no Brasil tem efeitos estatisticamente significativos nas práticas conservadoras (coeficiente  $\beta_7$  significativo a 5%), cujo sinal negativo indica que as companhias com maior endividamento tendem a ser menos conservadoras (relação entre o passivo total e ativo total), contrariando a primeira hipótese complementar deste estudo, que previu um sinal positivo, ou seja, quanto maior o endividamento, as companhias tendem a ser mais conservadora em suas práticas contábeis. Adicionalmente, há evidências do reconhecimento oportuno das perdas ao nível de 5% como indica o coeficiente  $\beta_3$ .

Ressalta-se que a análise geral das Tabelas 4, 5 e 6 para o modelo 1 será feita após a Tabela 6, uma vez que os resultados das estimações foram semelhantes.

**Tabela 4 – Resultados do modelo 1 estimado para o período antes da adoção da IFRS – efeitos aleatórios**

$X_{it}/P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 Ret_{it} + \beta_3 D_{it} Ret_{it} + \beta_4 (PC + PNC)/AT_{it} + \beta_5 (PC + PNC)/AT_{it} D_{it} + \beta_6 (PC + PNC)/AT_{it} Ret_{it} + \beta_7 (PC + PNC)/AT_{it} D_{it} Ret_{it}$				
Variável	Modelo de Basu		Modelo 1	
	Coefficiente	Sig.	Coefficiente	Sig.
CONSTANTE	0,0705***	0,0000	0,0698***	0,0002
D	-0,0619***	0,0075	-0,0765*	0,0559
RET	-0,0045	0,7886	-0,0003	0,9817
D * RET	-0,0551	0,1532	0,1018**	0,0398
(PC + PNC)/AT <sub>it</sub>			0,0056	0,4836
D * (PC + PNC)/AT <sub>it</sub>			0,0286	0,5932
RET * (PC + PNC)/AT <sub>it</sub>			-0,0071	0,4512
D * RET * (PC + PNC)/AT <sub>it</sub>			-0,1478**	0,0329
Nº de observações		150		150
SQR		0,4192		0,4271
R <sup>2</sup> ajustado		0,0455		0,0626
Estatística F (Sig.)		2,3701 (0,0470)		2,1023 (0,0470)
<b>Testes de especificação</b>		<b>Estatística (Sig.)</b>		<b>Estatística (Sig.)</b>
BP - Homocedasticidade		705,8610 (0,0000)		669,4273 (0,0000)
Teste de Hausman		5,0257 (0,1699)		6,7243 (0,4581)
Teste F efeito - companhia		4,2350 (0,0000)		3,8791 (0,0000)
Teste BP-LM efeito - ano		2,2345 (0,6123)		3,8791 (0,4000)
BP - LM		320,9252 (0,0000)		310,3996 (0,0000)
Shapiro-Wilks		0,9364 (0,0000)		0,9472 (0,0000)

**Nota:** (i) Regressão com dados em painel desbalanceado – modelo de efeitos aleatórios para ambos os modelos de Basu (1997) e o modelo 1 desta tese. Os coeficientes de regressão estimados tiveram seus erros-padrão robustos clusterizados por companhia; (ii) \*, \*\* e \*\*\* revelam a significância estatística a 10%, 5% e 1% respectivamente; (iii) **SQR** é a soma dos quadrados dos resíduos; (iv)  $X_{it}/P_{it-1}$  = lucro por ação da companhia i no período t, dividido pelo preço de fechamento da ação da companhia i no período t-1; (v)  $D_{it}$  = variável binária, que corresponde a 1 se o retorno anual da ação em 31/12 da companhia i no período t for negativo ( $R_{it} < 0$ ) e 0, caso seja positivo ou nulo ( $R_{it} \geq 0$ ); (vi)  $Ret_{it}$  = retorno anual da ação em 31/12 da companhia i no período t, calculado de acordo com a seguinte fórmula: [(preço da ação em t – preço da ação em t-1)/preço da ação em t-1]; (vii)  $(PC+PNC)/AT$  = indicador de estrutura de capital, onde PC é o passivo circulante, PNC o passivo não circulante e AT é o ativo total; (viii) Para ambos os modelos foram controlados os efeitos fixos para companhias e para o tempo.

**Fonte:** elaboração própria, com base nos dados da pesquisa.

Para o período durante a adoção inicial das IFRS que corresponde aos anos de 2008 e 2009, os resultados da estimação do modelo 1 estão na Tabela 5. O modelo original de Basu (1997) mostrou-se significativo (estatística *F* com sig. < 5%), bem como o modelo 1 da tese que incorpora a estrutura de capital. Segundo o modelo de Basu (1997), pode-se concluir que não há evidências nas companhias analisadas de conservadorismo condicional ( $\beta_3$  não significativo). Entretanto, quando considerada a estrutura de capital no modelo 1, os resultados evidenciam uma relação negativa e estatisticamente significativa a 5% entre o conservadorismo a estrutura de capital.

**Tabela 5 – Resultados do modelo 1 estimado para o período durante a adoção das IFRS – efeitos aleatórios**

$$X_{it}/P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 Ret_{it} + \beta_3 D_{it} Ret_{it} + \beta_4 (PC + PNC)/AT_{it} + \beta_5 (PC + PNC)/AT_{it} D_{it} + \beta_6 (PC + PNC)/AT_{it} Ret_{it} + \beta_7 (PC + PNC)/AT_{it} D_{it} Ret_{it}$$

Variável	Modelo de Basu		Modelo 1	
	Coefficiente	Sig.	Coefficiente	Sig.
CONSTANTE	0,1086***	0,0000	0,1005**	0,0209
D	-0,0415**	0,0462	-0,0276	0,5483
RET	-0,0099	0,3585	0,0031	0,9454
D * RET	0,0507	0,1256	0,0447**	0,0465
(PC + PNC)/AT <sub>it</sub>			0,0207	0,8095
D * (PC + PNC)/AT <sub>it</sub>			-0,0320	0,7465
RET * (PC + PNC)/AT <sub>it</sub>			-0,0279	0,7477
D * RET * (PC + PNC)/AT <sub>it</sub>			-0,0456**	0,0345
Nº de observações		261		261
SQR		1,3840		1,3718
R <sup>2</sup> ajustado		0,1228		0,1366
Estatística F		12,1715 (0,0000)		5,9158 (0,0000)
<b>Testes de especificação</b>		<b>Estatística (Sig.)</b>		<b>Estatística (Sig.)</b>
BP – Homocedasticidade		795,0001 (0,0000)		791,0441 (0,0000)
Teste de Hausman		0,5358 (0,9110)		7,3629 (0,3921)
Teste F – companhia		3,4543 (0,0000)		2,0790 (0,0000)
Teste F – ano		0,5662 (0,5677)		0,7751 (0,4000)
BP – LM		300,0394 (0,0000)		294,8495 (0,0000)
Shapiro-Wilks		0,9344 (0,0000)		0,9615 (0,0000)

**Nota:** (i) Regressão com dados em painel desbalanceado – modelo de efeitos aleatórios para ambos os modelos de Basu (1997) e o modelo 1 desta tese. Os coeficientes de regressão estimados tiveram seus erros-padrão robustos clusterizados por companhia; (ii) \*, \*\* e \*\*\* revelam a significância estatística a 10%, 5% e 1% respectivamente; (iii) **SQR** é a soma dos quadrados dos resíduos; (iv)  $X_{it}/P_{it-1}$  = lucro por ação da companhia i no período t, dividido pelo preço de fechamento da ação da companhia i no período t-1; (v)  $D_{it}$  = variável binária, que corresponde a 1 se o retorno anual da ação em 31/12 da companhia i no período t for negativo ( $R_{it} < 0$ ) e 0, caso seja positivo ou nulo ( $R_{it} \geq 0$ ); (vi)  $Ret_{it}$  = retorno anual da ação em 31/12 da companhia i no período t, calculado de acordo com a seguinte fórmula: [(preço da ação em t – preço da ação em t-1)/preço da ação em t-1]; (vii)  $(PC+PNC)/AT$  = indicador de estrutura de capital, onde PC é o passivo circulante, PNC o passivo não circulante e AT é o ativo total; (viii) Para ambos os modelos foram controlados os efeitos fixos para companhias e para o tempo.

**Fonte:** elaboração própria, com base nos dados da pesquisa.

Para o período após a adoção das IFRS que corresponde aos anos de 2010 a 2013, os resultados da estimação do modelo 1 estão na Tabela 6. Observando-se somente os coeficientes de interesse  $\beta_3$  e  $\beta_7$  que avaliam, respectivamente, a existência de conservadorismo e sua interação com a estrutura de capital, conclui-se que há evidências que suportam tais hipóteses, uma vez que ambos os coeficientes foram significativos a 5%. Adicionalmente, o sinal negativo da interação entre o conservadorismo e estrutura de capital ( $\beta_7$ ) indica que companhias com maior alavancagem tendem a ser menos conservadoras, fato que também contraria a primeira hipótese complementar deste estudo.

**Tabela 6 – Resultados do modelo 1 estimado para o período após da adoção da IFRS – efeitos fixos**

$X_{it}/P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 Ret_{it} + \beta_3 D_{it} Ret_{it} + \beta_4 (PC + PNC)/AT_{it} + \beta_5 (PC + PNC)/AT_{it} D_{it} + \beta_6 (PC + PNC)/AT_{it} Ret_{it} + \beta_7 (PC + PNC)/AT_{it} D_{it} Ret_{it}$				
Variável	Modelo de Basu		Modelo 1	
	Coefficiente	Sig.	Coefficiente	Sig.
D	-0,0140	0,0606	-0,0266***	0,0027
RET	-0,0172**	0,0180	-0,0230**	0,0123
D * RET	0,0042	0,7738	0,0345***	0,0045
(PC + PNC)/AT <sub>it</sub>			0,0241**	0,0499
D * (PC + PNC)/AT <sub>it</sub>			0,0121	0,3347
RET * (PC + PNC)/AT <sub>it</sub>			-0,0517	0,1596
D * RET * (PC + PNC)/AT <sub>it</sub>			-0,0565**	0,0453
Nº de observações		640		640
SQR		1,2638		1,2693
R <sup>2</sup> ajustado		0,0789		0,0869
Estatística F (Sig.)		11,8512 (0,0000)		5,6031 (0,0000)
<b>Testes de especificação</b>		<b>Estatística (Sig.)</b>		<b>Estatística (Sig.)</b>
BP - Homocedasticidade		1715,19 (0,0000)		1678,5930 (0,0000)
Teste de Hausman		18,0001 (0,0023)		17,0195 (0,0173)
Teste F - companhia		4,2012 (0,0000)		3,8159 (0,0000)
Teste F - ano		2,3456 (0,0834)		3,5533 (0,0594)
BP – LM		301,3944 (0,0000)		1899,3290 (0,0000)
Shapiro-Wilks		0,9345(0,000)		0,9157 (0,0000)

**Nota:** (i) Regressão com dados em painel desbalanceado – modelo de efeitos fixos para ambos os modelos de Basu (1997) e o modelo 1 desta tese. Os coeficientes de regressão estimados tiveram seus erros-padrão robustos clusterizados por companhia (ii) \*, \*\* e \*\*\* revelam a significância estatística a 10%, 5% e 1% respectivamente. (iii) **SQR** é a soma dos quadrados dos resíduos (iv)  $X_{it}/P_{it-1}$  = Lucro por ação da companhia i no período t, dividido pelo preço de fechamento da ação da companhia i no período t-1. (v)  $D_{it}$  = Variável binária, que corresponde a 1 se o retorno anual da ação em 31/12 da companhia i no período t for negativo ( $R_{it} < 0$ ) e 0, caso seja positivo ou nulo ( $R_{it} \geq 0$ ). (vi)  $Ret_{it}$  = Retorno anual da ação em 31/12 da companhia i no período t, calculado de acordo com a seguinte fórmula: [(preço da ação em t – preço da ação em t-1)/ preço da ação em t-1]. (vii)  $(PC+PNC)/AT$  = Indicador de estrutura de capital, onde PC é o passivo circulante, PNC o passivo não circulante e AT é o ativo total. (viii) Para ambos os modelos foram controlados os efeitos fixos para companhias e para o tempo.

**Fonte:** elaboração própria, com base nos dados da pesquisa.

#### 4.2.1 Análise do modelo 1 nos três períodos do estudo (antes, durante e após adoção)

Com a estimação do modelo 1, observou-se um comportamento semelhante nos três períodos estudados, isto é, antes da adoção (2006-2007), durante a adoção (2009-2010) e adoção completa (2010-2013). Em todos os períodos, a estimação do modelo de Basu (1997) não evidenciou a presença de reconhecimento assimétrico das perdas, ou seja, sem conservadorismo. Esses resultados reforçam as evidências de Li (2015), ao indicar o Brasil como uma das nações com menores práticas conservadoras, dentre as 31 nações pesquisadas em seu estudo.

Esses achados também corroboram com Santos *et al.* (2011), Braga (2011) e Alves e Martinez (2014), os quais, ao levarem em consideração a adoção das normas internacionais de

contabilidade (IFRS), também não encontraram evidências de conservadorismo nos demonstrativos financeiros das empresas brasileiras de capital aberto e/ou fechado. Esses resultados sugerem que o ambiente institucional brasileiro não estimula a qualidade da informação contábil, o que implica em reduzidos níveis de conservadorismo.

Outra explicação para esses achados, em especial ao sinal negativo de  $\beta_7$ , ou seja, quanto mais dívida menos conservadorismo, é de que o ambiente institucional brasileiro, de fraca proteção legal aos credores e de baixa demanda por qualidade da informação contábil, restringe os benefícios gerados pelo conservadorismo e faz com que os credores não estimulem a adoção de práticas contábeis conservadoras pelas empresas, pois, como as empresas não percebem os benefícios associados ao reporte de números conservadores, a utilização de tais práticas é restrita no Brasil (BRITO; MARTINS, 2013).

Observando-se pelo prisma da assimetria da informação, constata-se, também, que, no Brasil, os *covenants* e não o conservadorismo são os responsáveis pela redução da assimetria entre *outsiders* e *insiders*, pois, no momento da assinatura do contrato de financiamentos e/ou empréstimos, estabelecem-se critérios de acesso às informações contábeis por meio do estreitamento das relações entre os gestores das empresas e os credores (bancos), dessa forma, estes últimos evitam que suas riquezas sejam expropriadas pelos gestores ou proprietários (GUAY, 2008; BRITO; MARTINS, 2013).

Resgata-se, nesse momento, que, isoladamente, o modelo de Basu (1997) não conseguiu captar a presença de conservadorismo nas demonstrações financeiras, porém ao se inserir a variável “estrutura de capital” para fazer interações com o conservadorismo, nas três janelas temporais analisadas, observou-se uma relação significativa e negativa, ou seja, a forma de financiamento das companhias impacta na prática contábil conservadora e, quanto maior a alavancagem da companhia, menor seria a evidência de conservadorismo. Assim, mesmo não confirmando a hipótese de que, quanto maior o financiamento por meio de capitais de terceiros, maior é a prática contábil conservadora, fica evidenciado que a característica institucional forma de financiamento afeta o conservadorismo condicional e, conseqüentemente, a qualidade da informação contábil.

Watts (2003a) já sinalizava que as relações contratuais existentes entre as empresas e seus credores impactava a prática conservadora nos números contábeis. Também se pode explicar essa relação pelo fato de o credor estar diretamente interessado no poder da companhia em quitar seus compromissos financeiros e, para isso, necessita de uma avaliação da realidade da firma evitando vieses sistemáticos nas informações contábeis (SANTOS *et al.*, 2011).

Esses achados sugerem que o ambiente institucional, de origem *code law* (BALL; KOTHARI; ROBIN, 2000) com uma contabilidade classe B (NOBES, 1998) no qual se encontram as companhias brasileiras, tem um poder explicativo mais forte para as práticas contábeis adotadas do que o padrão contábil adotado.

Dessa forma, surgem os primeiros indícios de confirmação da principal hipótese desta tese, ou seja, de que a herança institucional de captação das companhias abertas via mercado de crédito tem maior influência na característica conservadora da informação contábil do que o impacto da norma IFRS.

Em outras palavras, mesmo tendo adotado um padrão contábil de origem *common law*, em tese, de melhor qualidade contábil, o Brasil continua elaborando e divulgando informações contábeis de baixa qualidade, uma vez que seu ambiente institucional não passou por grandes alterações, pois continua com fortes influências do governo na economia e nas normas contábeis, alta concentração de propriedade, frágil mercado de capitais e a maioria das empresas continuam sendo financiadas por instituições financeiras, as quais não exigem a divulgação de informações de qualidade, uma vez que já possuem de maneira privilegiada a informação que desejam (LOPES; WALKER, 2008; BRAGA, 2011).

Realizaram-se diversos testes de robustez a fim de comprovar esses achados. Para tanto, utilizaram-se alguns índices de estrutura de capital, levando-se em consideração a maturidade e a composição da dívida e um ambiente institucional diferente (EUA).

### 4.3 ANÁLISE DE SENSIBILIDADE E ROBUSTEZ DA ESTRUTURA DE CAPITAL

#### 4.3.1 Passivo circulante

A Tabela 7 a seguir mostra os resultados do teste de robustez utilizando o indicador Passivo Circulante sobre o Ativo Total (PC/AT) nas três fases. Os resultados corroboram com as evidências encontradas no indicador (PC+PNC)/AT, ou seja, que também há uma relação negativa e significativa entre o endividamento (neste caso, de curto prazo) e o conservadorismo condicional ( $\beta_7$  estatisticamente significativo e negativo).

Isto é, ao levar em consideração apenas as dívidas de curto prazo, o poder de explicação da qualidade da informação contábil via mercado de crédito continua válido, para a amostra da pesquisa. Esse resultado sugere que as empresas com elevada quantidade de dívidas de curto prazo tendem a apresentar suas demonstrações financeiras com presença de práticas conservadoras devido ao risco de financiamento vivenciado por elas (LEE, 2010).

Ressalta-se que a forma de financiamento das empresas continua sendo mais relevante do que a adoção do padrão IFRS para explicar o conservadorismo contábil nas companhias da amostra em questão.

**Tabela 7 – Resultados do modelo 1 com a estrutura de capital substituída pelo Passivo Circulante dividido pelo Ativo Total (PC/AT) nas fases antes da adoção, adoção inicial e adoção completa**

$$X_{it}/P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 Ret_{it} + \beta_3 D_{it} Ret_{it} + \beta_4 PC/AT_{it} + \beta_5 PC/AT_{it} D_{it} + \beta_6 PC/AT_{it} Ret_{it} + \beta_7 PC/AT_{it} D_{it} Ret_{it}$$

Variável	Antes (efeitos aleatórios)		Inicial (efeitos aleatórios)		Após (efeitos fixos)	
	Coefficiente	Sig.	Coefficiente	Sig.	Coefficiente	Sig.
CONSTANTE	0,0712**	0,0120	0,1085***	0,0002	-	-
D	-0,0668	0,2067	-0,0298	0,4073	-0,0158	0,1049
RET	0,0027**	0,0422	0,0055**	0,0343	0,0199	0,2928
D * RET	0,0428**	0,0134	0,0070**	0,0204	0,0954*	0,0964
PC/AT	-0,0605	0,2970	0,0614	0,2329	-0,0043	0,8434
D * PC/AT	0,0124	0,9555	-0,0510	0,7310	0,0017	0,9635
RET * PC/AT	-0,0050	0,9727	-0,0190	0,8838	-0,0172	0,8190
D * RET * PC/AT	-0,0140**	0,04001	-0,0357**	0,0359	-0,0429**	0,0499
Nº de observações	150		261		640	
SQR	0,4171		1,3239		1,2417	
R <sup>2</sup> ajustado	0,0545		0,1325		0,0610	
Estatística F (Sig.)	1,22875 (0,0120)		5,70765 (0,0000)		6,1669 (0,0000)	
<b>Testes</b>	<b>Estatística (Sig.)</b>		<b>Estatística (Sig.)</b>		<b>Estatística (Sig.)</b>	
BP – Homocedasticidade	622,387 (0,0000)		742,7661 (0,0000)		700,2355 (0,0000)	
Shapiro-Wilks	0,9487 (0,0000)		0,9571 (0,0000)		0,9632 (0,0000)	

**Nota:** (i) Regressão com dados em painel desbalanceado – para todos os modelos os coeficientes de regressão estimados tiveram seus erros-padrão corrigidos por White e clusterizados por companhia (ii) \*, \*\* e \*\*\* revelam a significância estatística a 10%, 5% e 1% respectivamente. (iii) **SQR** é a soma dos quadrados dos resíduos (iv)  $X_{it}/P_{it-1}$  = lucro por ação da companhia i no período t, dividido pelo preço de fechamento da ação da companhia i no período t-1. (v)  $D_{it}$  = variável binária, que corresponde a 1 se o retorno anual da ação em 31/12 da companhia i no período t for negativo ( $R_{it} < 0$ ) e 0, caso seja positivo ou nulo ( $R_{it} \geq 0$ ). (vi)  $Ret_{it}$  = retorno anual da ação em 31/12 da companhia i no período t, calculado de acordo com a seguinte fórmula: [(preço da ação em t – preço da ação em t-1)/ preço da ação em t-1].

**Fonte:** elaboração própria, com base nos dados da pesquisa.

#### 4.3.2 Passivo não circulante

A Tabela 8 a seguir mostra os resultados do teste de robustez utilizando o indicador Passivo Não Circulante sobre o Ativo Total (PNC/AT) nas três fases. Apenas na terceira fase (2010 a 2013, período de adoção completa), os resultados corroboram com as evidências encontradas a partir do indicador (PC+PNC)/AT, ou seja, que há uma relação negativa e significativa entre o endividamento (neste caso, de longo prazo) e o conservadorismo. As fases antes da adoção (2006 a 2007) e adoção inicial (2008 a 2009) não apresentaram significância estatística.

Esses achados, referentes à janela temporal da adoção completa das IFRS, interpretados sob a teoria da agência, evidenciam que a dívida de longo prazo aumenta a probabilidade de expropriação de riquezas, quer por meio de substituição de ativos ou distribuição de lucros aos acionistas. Dessa forma, a diminuição ou aumento do vencimento da dívida impacta as práticas contábeis, refletindo no nível de conservadorismo demandado pelos credores (LEE, 2010).

Assim como no teste anterior com o passivo circulante, nesse novo teste, o fator adoção do padrão IFRS continua sem significância estatística.

**Tabela 8 – Resultados do modelo 1 com a estrutura de capital substituída pelo Passivo Circulante dividido pelo Ativo Total (PNC/AT) nas fases antes da adoção, adoção inicial e adoção completa**

$$X_{it}/P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 Ret_{it} + \beta_3 D_{it} Ret_{it} + \beta_4 PNC/AT_{it} + \beta_5 PNC/AT_{it} D_{it} + \beta_6 PNC/AT_{it} Ret_{it} + \beta_7 PNC/AT_{it} D_{it} Ret_{it}$$

Variável	Antes (efeitos aleatórios)		Inicial (efeitos aleatórios)		Após (efeitos fixos)	
	Coefficiente	Sig.	Coefficiente	Sig.	Coefficiente	Sig.
CONSTANTE	0,0662***	0,0000	0,1027***	0,0001	-	-
D	-0,0232**	0,0350	-0,0360	0,2965	-0,0217***	0,0050
RET	0,0416	0,5846	0,0502	0,9938	0,0271	0,2279
D * RET	0,0180**	0,0345	0,0298**	0,0456	0,0283**	0,0159
PNC/AT	0,0035	0,8886	0,0389	0,3702	0,0042	0,8042
D * PNC/AT	0,0179	0,6861	-0,0241	0,8848	0,0303***	0,0097
RET * PNC/AT	0,0234	0,7754	-0,0402	0,7110	-0,0009	0,9800
D * RET * PNC/AT	-0,0228	0,8056	-0,0506	0,7566	-0,0047**	0,0452
Nº de observações	150		261		640	
SQR	0,4392		1,3646		1,2511	
R <sup>2</sup> ajustado	0,0796		0,1388		0,0566	
Estatística F (Sig.)	1,8584 (0,0807)		6,0262 (0,0000)		5,6791 (0,0000)	
<b>Testes</b>	<b>Estatística (Sig.)</b>		<b>Estatística (Sig.)</b>		<b>Estatística (Sig.)</b>	
BP: Homocedasticidade	708,0248 (0,0000)		773,468 (0,0000)		1761,819 (0,0000)	
Shapiro-Wilks	0,9432 (0,0000)		0,9617 (0,0000)		0,9429 (0,0000)	

**Nota:** (i) Regressão com dados em painel desbalanceado – para todos os modelos os coeficientes de regressão estimados tiveram seus erros-padrão corrigidos por White e clusterizados por companhia (ii) \*, \*\* e \*\*\* revelam a significância estatística a 10%, 5% e 1% respectivamente. (iii) **SQR** é a soma dos quadrados dos resíduos (iv)  $X_{it}/P_{it-1}$  = Lucro por ação da companhia i no período t, dividido pelo preço de fechamento da ação da companhia i no período t-1. (v)  $D_{it}$  = Variável binária, que corresponde a 1 se o retorno anual da ação em 31/12 da companhia i no período t for negativo ( $R_{it} < 0$ ) e 0, caso seja positivo ou nulo ( $R_{it} \geq 0$ ). (vi)  $Ret_{it}$  = Retorno anual da ação em 31/12 da companhia i no período t, calculado de acordo com a seguinte fórmula: [(preço da ação em t – preço da ação em t-1)/ preço da ação em t-1].

**Fonte:** elaboração própria, com base nos dados da pesquisa.

### 4.3.3 Passivo circulante *versus* passivo não circulante

Considerando-se a relação entre dívidas de curto prazo (PC) e longo prazo (PNC), espera-se que companhias com endividamento predominantemente de curto prazo sejam mais conservadoras. Estimou-se o modelo de Basu estendido com esse indicador (PC/PNC) para estrutura de capital, e seus resultados estão na Tabela 9. Como esperado, há evidências de

conservadorismo condicional, ou seja, reconhecimento assimétrico das perdas mais do que dos ganhos para companhias com forma de endividamento predominantemente de curto prazo, pois o  $\beta_7$  é significativo e positivo a 5%, ou seja, quanto mais dívida de curto prazo, maior a incidência de conservadorismo.

Tais resultados reforçam as explicações de Lee (2010), de que os contratos de dívidas de curto prazo, por serem, em tese, menos eficientes do que os contratos de longo prazo, apresentam uma maior demanda por conservadorismo, ou seja, firmas com mais dívidas de curto prazo exibem mais conservadorismo, pois as empresas que possuem muitas dívidas de curto prazo apresentam incentivos para reduzir o risco de financiamento e, com isso, fornecem demonstrações financeiras mais conservadoras.

Esses achados também corroboram com os de Beatty, Weber e Yu (2008), os quais evidenciaram que a variação no nível de conservadorismo contábil nos relatórios financeiros está de acordo com o montante e o tipo da dívida na estrutura de capital.

**Tabela 9 – Resultados do modelo 1 com a estrutura de capital substituída pelo Passivo Circulante dividido pelo Passivo Não Circulante (PC/PNC) nas fases antes da adoção, adoção inicial e adoção completa**

$$X_{it}/P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 Ret_{it} + \beta_3 D_{it} Ret_{it} + \beta_4 PC/PNC_{it} + \beta_5 PC/PNC_{it} D_{it} + \beta_6 PC/PNC_{it} Ret_{it} + \beta_7 PC/PNC_{it} D_{it} Ret_{it}$$

Variável	Antes (efeitos aleatórios)		Inicial (efeitos aleatórios)		Após (efeitos fixos)	
	Coefficiente	Sig.	Coefficiente	Sig.	Coefficiente	Sig.
CONSTANTE	0,1594***	0,0001	0,0579	0,1087	-	-
D	-0,0838	0,6375	-0,0245	0,6773	-0,0195	0,2592
RET	0,1061**	0,0234	0,0475	0,1061	0,0509***	0,0028
D * RET	0,0245**	0,0432	0,0028**	0,0400	0,0490**	0,0203
PC/PNC	-0,0247	0,4337	0,0048	0,8302	-0,0024	0,8303
D * PC/PNC	-0,0273	0,8695	0,0213	0,5970	0,0211	0,1777
RET * PC/PNC	0,0222	0,2138	0,0005	0,9820	-0,0022	0,9112
D * RET * PC/PNC	0,0710**	0,0134	0,0043***	0,0013	0,0437**	0,0234
Nº de observações	150		226		640	
SQR	1,7026		3,3888		3,2457	
R <sup>2</sup> ajustado	0,0702		0,1295		0,0771	
Estatística F (Sig.)	1,4283 (0,0000)		4,8275 (0,0000)		7,0038 (0,0000)	
<b>Testes</b>	<b>Estatística (Sig.)</b>		<b>Estatística (Sig.)</b>		<b>Estatística (Sig.)</b>	
BP - Homocedasticidade	425,5209 (0,2319)		1736,1780 (0,0000)		2030,237 (0,0000)	
Shapiro-Wilks	0,8417 (0,0000)		0,8260 (0,0000)		0,8059 (0,0000)	

**Nota:** (i) Regressão com dados em painel desbalanceado – para todos os modelos os coeficientes de regressão estimados tiveram seus erros-padrão corrigidos por White (fases inicial e após adoção da IFRS) e clusterizados por companhia (ii) \*, \*\* e \*\*\* revelam a significância estatística a 10%, 5% e 1% respectivamente. (iii) **SQR** é a soma dos quadrados dos resíduos (iv)  $X_{it}/P_{it-1}$  = Lucro por ação da companhia i no período t, dividido pelo preço de fechamento da ação da companhia i no período t-1. (v)  $D_{it}$  = Variável binária, que corresponde a 1 se o retorno anual da ação em 31/12 da companhia i no período t for negativo ( $R_{it} < 0$ ) e 0, caso seja positivo ou nulo ( $R_{it} \geq 0$ ). (vi)  $Ret_{it}$  = Retorno anual da ação em 31/12 da companhia i no período t, calculado de acordo com a seguinte fórmula: [(preço da ação em t – preço da ação em t-1)/ preço da ação em t-1].

**Fonte:** elaboração própria, com base nos dados da pesquisa.

#### 4.3.4 Passivo oneroso

A Tabela 10 apresenta os efeitos da estrutura de capital mensurada a partir da razão entre o Passivo Oneroso e Capital Investido, nas práticas conservadoras nas três fases. Percebe-se que há evidências de relação significativa e negativa entre estrutura de capital e conservadorismo apenas na primeira janela temporal (2006 a 2007, fase antes da adoção). Dessa forma, apenas nesse período é possível confirmar a teoria de Nobes (1998), na qual a forma de financiamento afeta as práticas contábeis das empresas, uma vez que a estrutura de capital faz referência à forma de financiamento e o conservadorismo faz referência à prática contábil.

**Tabela 10 – Resultados do modelo 2 com a estrutura de capital (PC+PNC)/AT substituída pelo Passivo Oneroso sobre o Capital Investido (PO/CI) nas fases antes da adoção, adoção inicial e adoção completa**

Variável	Antes		Inicial		Após	
	Coefficiente	Sig.	Coefficiente	Sig.	Coefficiente	Sig.
CONSTANTE	0,1008***	0,0000	0,0811***	0,0080	-	-
D	-0,0886***	0,0013	-0,0045	0,8861	-0,0217***	0,0050
RET	0,1274**	0,0200	0,0144	0,6754	0,0471	0,2279
D * RET	0,1658***	0,0044	0,1214**	0,0356	0,0283**	0,0159
PO/CI	-0,0247	0,4475	0,0350	0,4352	0,0042	0,8042
D * PO/CI	0,1627**	0,0131	-0,1498	0,1063	0,0303***	0,0097
RET * PO/CI	0,1237***	0,0061	-0,0882	0,3672	-0,0009	0,9800
D * RET * PO/CI	-0,1383**	0,0123	-0,0649	0,5465	-0,0047	0,8951
Nº de observações		150		261		640
SQR		0,3960		1,2377		1,2511
R <sup>2</sup> ajustado		0,1104		0,1771		0,0566
Estatística F (Sig.)		2,67272 (0,0000)		8,0680 (0,0000)		5,6793 (0,0000)
<b>Testes</b>		<b>Estatística (Sig.)</b>		<b>Estatística (Sig.)</b>		<b>Estatística (Sig.)</b>
BP - Homocedasticidade		630,6506 (0,0000)		766,9431 (0,0000)		1713,275 (0,0000)
Shapiro-Wilks		0,9414 (0,0000)		0,9585 (0,0000)		0,9069 (0,0000)

**Nota:** (i) Regressão com dados em painel desbalanceado – para todos os modelos os coeficientes de regressão estimados tiveram seus erros-padrão corrigidos por White e clusterizados por companhia. (ii) \*, \*\* e \*\*\* revelam a significância estatística a 10%, 5% e 1% respectivamente. (iii) **SQR** é a soma dos quadrados dos resíduos (iv)  $X_{it}/P_{it-1}$  = Lucro por ação da companhia i no período t, dividido pelo preço de fechamento da ação da companhia i no período t-1. (v)  $D_{it}$  = Variável binária, que corresponde a 1 se o retorno anual da ação em 31/12 da companhia i no período t for negativo ( $R_{it} < 0$ ) e 0, caso seja positivo ou nulo ( $R_{it} \geq 0$ ). (vi)  $Ret_{it}$  = Retorno anual da ação em 31/12 da companhia i no período t, calculado de acordo com a seguinte fórmula: [(preço da ação em t – preço da ação em t-1)/ preço da ação em t-1].

**Fonte:** elaboração própria, com base nos dados da pesquisa.

#### 4.3.5 Conservadorismo condicional e estrutura de capital nas companhias americanas

Para avaliar o efeito da estrutura de capital, representada pela relação entre o Passivo Total e Ativo Total (PC+PNC)/AT, as estimativas do modelo 1 estão na Tabela 11, além do modelo original de Basu (1997). A partir do modelo 1, os resultados mostram que não há

evidências do efeito positivo e estatisticamente significativo a 5% entre a estrutura de capital e o conservadorismo condicional ( $\beta_7$ ), mas que há o reconhecimento oportuno das perdas conforme o coeficiente  $\beta_3$  positivo e significativo a 5%.

Observa-se que os resultados acima confirmam as evidências do modelo original de Basu (1997), que também indicam a existência de conservadorismo condicional, com o  $\beta_3$  significativo a 5% e positivo. Esses resultados confirmam o fato de que, em ambientes institucionais de alto padrão de qualidade contábil (contabilidade classe A) (NOBES, 1998), cuja informação contábil já se encontra direcionada ao investidor, as práticas contábeis são explicadas por outras características institucionais (governança, estrutura de propriedade, política de dividendos etc.) que não a forma de financiamento via crédito. Em outras palavras, esses achados reforçam a ideia de comportamentos diferentes entre Brasil e EUA, no que se refere às práticas contábeis, uma vez que apresentam ambientes institucionais também diferentes.

**Tabela 11 – Resultados do modelo 1 estimado para o período de 2006 a 2013 nas empresas americanas**

$X_{it}/P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 Ret_{it} + \beta_3 D_{it} Ret_{it} + \beta_4 (PC + PNC)/AT_{it} + \beta_5 (PC + PNC)/AT_{it} D_{it} + \beta_6 (PC + PNC)/AT_{it} Ret_{it} + \beta_7 (PC + PNC)/AT_{it} D_{it} Ret_{it}$				
Variável	Modelo original de Basu (Efeitos fixos/ two-way)		Modelo 1 (efeitos fixos/ two-way)	
	Coefficiente	Sig.	Coefficiente	Sig.
D	-0,0034**	0,0293	-0,0034	0,3327
RET	0,0101***	0,0000	0,0347***	0,0081
D * RET	0,0014**	0,0400	0,0226**	0,0345
(PC + PNC)/AT <sub>it</sub>			0,0364***	0,0082
D * (PC + PNC)/AT <sub>it</sub>			0,0125	0,4679
RET * (PC + PNC)/AT <sub>it</sub>			-0,0020	0,9417
D * RET * (PC + PNC)/AT <sub>it</sub>			0,1111*	0,0534
Nº de observações		3839		3839
SQR		2,0710		2,0613
R <sup>2</sup> ajustado		0,0325		0,0362
Estatística F		43,2324 (0,0000)		20,7536 (0,0000)
<b>Testes de especificação</b>		<b>Estatística (Sig.)</b>		<b>Estatística (Sig.)</b>
BP - Homocedasticidade		1812,138 (0,0000)		1819,531 (0,0000)
Teste de Hausman		74,6104 (0,0000)		79,5166 (0,0000)
Teste F - companhia		4,1967 (0,0000)		4,178 (0,0000)
BP – ano				
BP-LM		6735,104 (0,0000)		6661,08 (0,0000)
Shapiro-Wilks		0,9243 (0,0000)		0,93434 (0,0000)

**Nota:** (i) Os coeficientes de regressão estimados são acompanhados de seus erros-padrão robustos clusterizados por companhia entre parênteses. (ii) \*, \*\* e \*\*\* revelam a significância estatística a 10%, 5% e 1% respectivamente. (iii) **SQR** é a soma dos quadrados dos resíduos. (iv)  $X_{it}/P_{it-1}$  = Lucro por ação da companhia i no período t, dividido pelo preço de fechamento da ação da companhia i no período t-1. (v)  $D_{it}$  = Variável binária, que corresponde a 1 se o retorno anual da ação em 31/12 da companhia i no período t for negativo ( $R_{it} < 0$ ) e 0, caso seja positivo ou nulo ( $R_{it} \geq 0$ ). (vi)  $Ret_{it}$  = Retorno anual da ação em 31/12 da companhia i no período t, calculado de acordo com a seguinte fórmula: [(preço da ação em t – preço da ação em t-1)/ preço da ação em t-1]. (vii)  $(PC+PNC)/AT$  = Indicador de estrutura de capital, onde PC é o passivo circulante, PNC o passivo não circulante e AT é o ativo total.

**Fonte:** elaboração própria, com base nos dados da pesquisa.

Com relação ao Passivo Oneroso nas empresas americanas, também se utilizou o indicador Passivo Oneroso dividido pelo Capital Investido (PO/CI). O modelo 2 estimou os efeitos dessa estrutura de capital no conservadorismo condicional, mensurado a partir do modelo de Basu (1997), também se ajustou esse modelo aos dados para avaliar a existência do reconhecimento assimétrico de perdas desconsiderando a forma de financiamento, assim como os testes feitos nas companhias brasileiras.

A partir do modelo 2, os resultados mostram que não há evidências do efeito estatisticamente significativo a 5% entre a estrutura de capital e o conservadorismo condicional ( $\beta_7$ ), mas há o reconhecimento oportuno das perdas conforme o coeficiente  $\beta_3$  positivo e significativo a 5%. Ressalta-se que os resultados acima, tal como o indicador de estrutura de capital baseado no Passivo Total, confirmam os resultados do modelo original de Basu (1997), que apontou existência de conservadorismo condicional, pois  $\beta_3$  foi positivo e significativo a 5%.

**Tabela 12 – Resultados do modelo 2 com a estrutura de capital representada pelo Passivo Oneroso dividido pelo Capital Investido (PO/CI) estimado para o período de 2006 a 2013 nas empresas americanas**

Variável	Modelo original de Basu (Efeitos fixos/ two-way)		Modelo 2 (Efeitos fixos/ two-way)	
	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p
	D	-0,0258***	0,0060	-0,0232*
RET	0,0167	0,1107	0,0319**	0,0155
D * RET	0,0225***	0,0034	0,0316**	0,0134
PO/CI			-0,0162	0,6413
D * PO/CI			-0,0016	0,9632
RET * PO/CI			-0,0377	0,1259
D * RET * PO/CI			0,0196	0,4859
Nº de observações		700		700
SQR		2,6676		2,6218
R <sup>2</sup> ajustado		0,0521		0,0640
Estatística F		13,0468 (0,0000)		6,9818 (0,0000)
<b>Testes de especificação</b>		<b>Estatística (Valor p)</b>		<b>Estatística (Valor p)</b>
BP - Homocedasticidade		750,7920 (0,0000)		755,6490 (0,0000)
Teste de Hausman		10,3183 (0,0161)		22,7517 (0,0000)
Teste F efeito - companhia		3,2553 (0,0000)		3,1365 (0,0000)
Teste BP-LM efeito - ano		117,8081 (0,0000)		160,7531 (0,0000)
BP - LM		6998,6340 (0,0000)		6630,511 (0,0000)
Shapiro-Wilks		0,9470 (0,0000)		0,9476 (0,0000)

Nota: (i) Os coeficientes de regressão estimados são acompanhados de seus erros-padrão robustos clusterizados por companhia entre parênteses. (ii) \*, \*\* e \*\*\* revelam a significância estatística a 10%, 5% e 1% respectivamente. (iii) **SQR** é a soma dos quadrados dos resíduos. (iv)  $X_{it}/P_{it-1}$  = Lucro por ação da companhia i no período t, dividido pelo preço de fechamento da ação da companhia i no período t-1. (v)  $D_{it}$  = Variável binária, que corresponde a 1 se o retorno anual da ação em 31/12 da companhia i no período t for negativo ( $R_{it} < 0$ ) e 0, caso seja positivo ou nulo ( $R_{it} \geq 0$ ). (vi)  $Ret_{it}$  = Retorno anual da ação em 31/12 da companhia i no período t, calculado de acordo com a seguinte fórmula: [(preço da ação em t – preço da ação em t-1)/ preço da ação em t-1].

**Fonte:** elaboração própria, com base nos dados da pesquisa.

## 4.4 CONSERVADORISMO E IFRS

Os resultados evidenciam, independentemente das fases analisadas, que não há sinais de reconhecimento assimétrico das perdas com base no coeficiente estatisticamente não significativo  $\beta_3$  (sig. >0,10), ou seja, não há presença de conservadorismo. Esses resultados, como já falado anteriormente, corroboram com as evidências de Brito e Martins (2013), de que o ambiente institucional brasileiro de fraca proteção legal aos credores e de baixa demanda por qualidade da informação contábil restringe os benefícios gerados pelo conservadorismo e faz com que os credores não estimulem a adoção de práticas conservadoras pelas empresas.

**Tabela 13 – IFRS e conservadorismo**

		Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
		Antes – inicial das IFRS		Adoção Inicial - completa		Adoção Antes - Completa	
Variável		Coef.	Sig.	Coef.	Sig.	Coef.	Sig.
$\beta_0$	CONSTANTE	0,3941	0,1060	0,5472	0,2240	0,6680	0,1180
$\beta_1$	D	-0,0547	0,8620	-0,2364	0,5840	-0,2230	0,6970
$\beta_2$	RET	-0,0780	0,4870	0,1029	0,4350	-0,1251	0,5380
$\beta_3$	D * RET	-0,0560	0,9230	0,9034	0,1210	0,0161	0,9870
$\beta_4$	IFRS <sup>1</sup>	-0,1523	0,4550	0,1085	0,7150	-0,2481	0,4090
$\beta_5$	D * IFRS	-0,1656	0,6820	0,1206	0,8080	0,1745	0,7800
$\beta_6$	RET * IFRS	0,2150	0,1250	-0,2843	0,3380	0,2678	0,4280
$\beta_7$	D * IFRS * RET	-0,8775	0,1810	0,7158	0,3260	-0,5986	0,5630
Observações		411		901		790	
SQR		2,3452		1,9345		1,9905	
R <sup>2</sup> ajustado		0,0249		0,0139		0,0196	
Estatística F (Sig.)							

Nota: (i) Regressões com dados em painel desbalanceado – modelo de efeitos aleatórios. Os coeficientes de regressão estimados tiveram seus erros-padrão com correção de White e clusterizados por companhia (ii) \*, \*\* e \*\*\* revelam a significância estatística a 10%, 5% e 1% respectivamente. (iii) **SQR** é a soma dos quadrados dos resíduos (iv)  $X_{it}/P_{it-1}$  = Lucro por ação da companhia i no período t, dividido pelo preço de fechamento da ação da companhia i no período t-1. (v)  $D_{it}$  = Variável binária, que corresponde a 1 se o retorno anual da ação em 31/12 da companhia i no período t for negativo ( $R_{it} < 0$ ) e 0, caso seja positivo ou nulo ( $R_{it} \geq 0$ ). (vi)  $Ret_{it}$  = Retorno anual da ação em 31/12 da companhia i no período t, calculado de acordo com a seguinte fórmula: [(preço da ação em t – preço da ação em t-1)/ preço da ação em t-1].

**IFRS<sub>it</sub>:**

Modelo 3 - Variável binária (**IFRS\_AI<sub>it</sub>**) que assume valor 0 no período Antes da Adoção e valor 1 na Adoção Inicial.

Modelo 4 - Variável binária (**IFRS\_AC<sub>it</sub>**) que assume valor 0 no período da Adoção Inicial e valor 1 na Adoção completa.

Modelo 5 - Variável binária (**IFRS\_AC1<sub>it</sub>**) que assume valor 0 no período da Antes da Adoção e valor 1 na Adoção Completa.

**Fonte:** elaboração própria, com base nos dados da pesquisa.

Nesse sentido, estende-se esse raciocínio aos investidores, pois estes também vivenciam um contexto no qual o mercado de capitais possui uma contabilidade e prática de governanças consideradas fracas para um padrão internacional, com características de um sistema *code law*, em que as normas contábeis são definidas em grande parte pelo governo e, com isso, a informação contábil é direcionada quase que exclusivamente para a tributação (BALL; KOTHARI; ROBIN, 2000). Sendo assim, observa-se que as empresas não percebem os benefícios associados ao reporte de números conservadores.

O coeficiente estatisticamente não significativo  $\beta_7$  (sig. > 0,05 nos três modelos considerados) indica que a adoção inicial e a adoção completa não alteraram as práticas contábeis antes das IFRS, ou seja, não há sinais de tempestividade no reconhecimento das perdas de acordo os modelos estimados a partir da adoção das IFRS, isto é, também não se evidenciou a presença de conservadorismo. Isso significa que a adoção do padrão internacional de contabilidade não causou impacto nas demonstrações financeiras, contrariando os achados de Martins *et al.* (2014), os quais evidenciaram uma diminuição do conservadorismo ao longo do processo de convergência (antes, durante e após).

No entanto, tais resultados corroboram com a maioria dos estudos realizados até o momento sobre o impacto da adoção das IFRS na prática contábil, os quais também não conseguiram evidenciar alterações na prática contábil após adoção do padrão IFRS, dentre esses estudos destacam-se Barth, Landsman, Lang (2008), Hellman (2008), Santos *et al.* (2011), Martinez e Alves (2013) e Silva, Paulo e Silva (2014).

#### 4.5 ANÁLISES ADICIONAIS

Baseado na premissa de que as companhias brasileiras não dependem do mercado de ações para financiar suas atividades e na existência de um pequeno grupo de instituições financeiras (bancos) que fornecem a maioria do capital que as companhias abertas brasileiras precisam (LOPES; WALKER, 2008), decidiu-se, de forma complementar, investigar a origem dos empréstimos e financiamentos das companhias pertencentes à amostra desta tese, assim como identificar o contingente de companhias que possuem bancos em seu controle acionário.

Sendo assim, consultaram-se, no sítio da BM&FBovespa, os relatórios de referências e as notas explicativas, especificamente no item empréstimos e financiamentos das 268 companhias pertencentes à amostra final desta pesquisa.

Quanto aos empréstimos e financiamentos, observou-se que 233 companhias, equivalente a 87% da amostra, possuem empréstimos e financiamentos (captados geralmente

para capital de giro e/ou aquisição de máquinas) originários de bancos. Identificaram-se 24 instituições financeiras diferentes que usualmente disponibilizam recursos às companhias abertas brasileiras, com destaque para o BNDES com a maioria dos empréstimos e financiamentos disponibilizados às companhias, seguido do Banco do Brasil, Caixa Econômica Federal, Banco Itaú, Banco HSBC, Banco BGT Pactual e Norges Bank.

Medeiros e Daher (2005) ratificam esse contexto, ao comentarem que, mesmo com as dificuldades de captação de recurso via mercado acionário e mercado de crédito, as empresas brasileiras, quando da escolha da forma de captação de recursos, optam pelo endividamento via instituições financeiras, tendo como principal fonte para os empréstimos e financiamentos de longo prazo o BNDES. Observa-se, com isso, ser mais vantajoso captar recursos dos bancos do que emitir novas ações, confirmando-se, assim, a influência da *Pecking Order Theory* (MYERS; MAJLUF, 1984) no contexto brasileiro (PADILHA; MICHELS, SILVA, 2015; CORREA; BASSO; NAKAMURA, 2013; FAVATO; ROGERS, 2008; MEDEIROS; DAHER, 2005).

Quanto às companhias que possuem bancos no seu controle acionário, observou-se que 77 companhias, equivalentes a 29% da amostra, possuem bancos em seu quadro acionário, sendo também o BNDES com maior quantidade de participação no quadro acionário das companhias. Pode-se explicar isso pelo fato de os bancos incluírem, nos contratos de créditos e financiamentos, cláusulas (*covenants*) que obrigam as companhias a emitirem ações em nome dos bancos caso descumpram algumas dessas cláusulas, como prazos, por exemplo.

Ressalta-se que 181 companhias, 67% da amostra, apresentam “outros” como acionistas e fortes indícios demonstram que, dentre esses “outros”, existem bancos, pois, ao se entrar no extrato do BNDES, aparecem empresas das quais ele detém ações, no entanto, ao entrar no extrato de acionistas dessas empresas, não aparece o BNDES como acionista. Elas evidenciam um grande percentual em “outros” chegando, em muitos casos, a mais de 40% das ações ordinárias, sem individualizar esse controle em seu relatório de referência. Sendo assim, estima-se que o percentual de companhias que possuem bancos como acionistas seja superior aos 29% identificados.

Esse contexto brasileiro apresentado acima reflete um ambiente institucional de características *code law* (BALL; KOTHARI; ROBIN, 2000) com forte influência do governo na economia, nesse caso, por meio de um banco de fomento estatal (BNDES) com juros de longo prazo subsidiados, e que se utiliza de outras instituições financeiras como agentes intermediários. Identifica-se, também, um ambiente institucional com contabilidade classificada como de classe B, considerada de baixa qualidade, que é destinada aos credores (geralmente bancos) e ao governo (NOBES, 1998).

Partindo-se da premissa de que a entrada no mercado da dívida é um fator determinante para a demanda por conservadorismo (LEE, 2010) e que a forma de financiamento dos negócios afeta o tipo de informação contábil demandada pelo usuário (NOBES, 1998), o contexto apresentado acima pode vir a explicar os resultados empíricos encontrados nesta tese, ou seja, o fato de o ambiente institucional do Brasil não ter sofrido significativas alterações, em especial, quanto à forma de financiamento das companhias, evidenciam que a mudança de padrão na prática contábil e, conseqüentemente, sobre a qualidade das informações contábeis também sofreu pouco impacto.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A tese defendida neste estudo indica que as características institucionais, em especial, a forma de financiamento, têm um maior poder de explicação das práticas contábeis conservadoras e respectiva qualidade da informação contábil do que o padrão IFRS adotado.

Nesse sentido, o presente estudo tem o objetivo de investigar se a prática contábil conservadora depende mais da forma de financiamento das companhias do que do padrão contábil vigente, neste caso, o padrão IFRS. Tal objetivo se desmembrou em: (a) verificar o efeito da forma de financiamento das companhias abertas do Brasil no nível de conservadorismo das suas práticas contábeis; (b) verificar se esse efeito se mantém ao longo da adoção das normas internacionais de contabilidade (padrão IFRS), considerando-se os dois períodos (adoção inicial e adoção completa); e (c) verificar o efeito da adoção das IFRS nas companhias abertas do Brasil, no nível de conservadorismo das suas práticas contábeis.

Para atingir os objetivos da pesquisa, estimaram-se, a partir do modelo de Basu (1997), novos modelos econométricos. Inicialmente, incluiu-se no modelo original de Basu a variável de estrutura de capital ( $PC+PNC/AT$ ) das companhias, a fim de captar e investigar a interação entre a forma de financiamento e o conservadorismo contábil. Ressalta-se que esse modelo foi analisado nas três janelas temporais do estudo (antes da adoção, adoção inicial e adoção completa) para verificar se a possível interação (estrutura de capital e conservadorismo) se mantém durante e após o processo de adoção das IFRS.

Posteriormente, estimou-se o modelo original de Basu (1997), ou seja, sem a variável de estrutura de capital, com o objetivo comparação dos resultados entre o modelo alterado e o modelo original. Nos modelos seguintes, incluíram-se as variáveis binárias de adoção inicial (AI) e de adoção completa (AC), com o objetivo de verificar se, após a adoção das IFRS, as companhias abertas brasileiras mantêm suas práticas contábeis conservadoras. Por fim, fizeram-se testes de robustez, incluindo nos modelos outras variáveis de estrutura de capital ( $PC/AT$ ;  $PNC/AT$ ;  $PC/PNC$  e  $PO/CI$ ) para as companhias brasileiras e  $(PC+PNC)/AT$  e  $PO/CI$  para as empresas americanas.

As primeiras evidências indicam que, no Brasil, a forma de financiamento captada pela relação  $(PC+PNC)/AT$  das companhias abertas tem efeitos estatisticamente significativos nas práticas contábeis conservadoras. Ressalta-se que só se identificou a presença de conservadorismo a partir da interação com a forma de financiamento, pois, quando estimado o modelo original de Basu (1997), não se evidenciou a presença de conservadorismo nas três janelas temporais antes da adoção das IFRS (2006-2007), durante a adoção (2008-2009) e após

a adoção (2010-2013), achados esses que estão em linha com a maioria dos estudos que levaram em consideração a adoção do padrão IFRS e também não encontraram evidências de conservadorismo nas demonstrações das companhias abertas brasileiras (SANTOS *et al.*, 2011; BRAGA, 2011; MARTINEZ; ALVES, 2013).

Evidências, em primeira instância, confirmam a hipótese principal do estudo, de que a herança institucional de captação das companhias abertas via mercado de crédito tem maior influência na característica conservadora da informação contábil do que o impacto da norma IFRS.

Para efeito de robustez, quando estimados os modelos da interação entre estrutura de capital envolvendo PC/AT; PNC/AT; PC/PNC e PO/CI, os resultados se mantiveram em, pelo menos, uma das janelas temporais (antes, durante e adoção completa) estudadas, ou seja, efeitos estatisticamente significativos nas práticas contábeis conservadoras. No entanto, pode-se interpretar o sinal negativo dos coeficientes  $\beta_7$ , que contraria a primeira hipótese complementar desta tese, a partir dos achados de estudos anteriores (GUAY, 2008; BRITO; MARTINS, 2013), os quais evidenciam que o ambiente institucional brasileiro, de fraca proteção legal aos credores e de baixa demanda por qualidade da informação contábil, restringe os benefícios gerados pelo conservadorismo e faz com que os credores não estimulem a adoção de práticas contábeis conservadoras pelas companhias, o que leva a considerar o Brasil uma das nações com práticas contábeis menos conservadoras (LI, 2015).

Os testes de robustez da interação entre estrutura de capital e conservadorismo, quando estimado o modelo de Basu (1997), de forma original, sem a variável estrutura de capital, também não se evidenciou a presença de conservadorismo contábil em qualquer das três janelas temporais do estudo (antes, durante e após adoção das IFRS). Esses achados confirmam a segunda e terceira hipótese complementar, de que não há diferença significativa de práticas conservadoras antes e depois da adoção das normas contábeis em IFRS e de que não há diferença significativa de práticas conservadoras antes da adoção inicial e adoção completa das normas contábeis em IFRS.

Por fim, ao se estimar o modelo de interação entre estrutura de capital (PC+PNC)/AT e PO/CI) e conservadorismo para as companhias americanas, não se evidenciou significância estatística, porém, ao se estimar o modelo original de Basu (1997), ou seja, sem a estrutura de capital, o coeficiente  $\beta_3$  se apresentou positivo e significativo, o que caracteriza a presença de conservadorismo. Esses achados reforçam a ideia de que, no ambiente institucional americano, sob a herança do sistema *common law* (BALL; KOTHARI; ROBIN, 2000) e de uma contabilidade classificada como classe A (NOBES, 1998), o conservadorismo contábil não

sofre influência da forma de financiamento das companhias, e sim de outras características institucionais, como governança corporativa, estrutura de propriedade ou política de dividendos (CINTRA; CAGNIN, 2007; LOPES; WALKER, 2008).

Em sentido oposto, no Brasil, sob a herança do sistema *code law* (BALL; KOTHARI; ROBIN, 2000) e de uma contabilidade classificada como classe B (NOBES, 1998), mesmo tendo adotado o padrão IFRS (classificado de alta qualidade, sob a visão do investidor), a forma de financiamento ainda exerce influência no conservadorismo e, por conseguinte, na qualidade da informação contábil demandada pelos usuários.

Podem-se explicar esses achados pela apresentação do cenário brasileiro em relação aos empréstimos e financiamento das companhias abertas. De acordo com a amostra desta pesquisa, observou-se que 87% das companhias têm bancos como principal fonte de recursos para empréstimos e financiamentos, com destaque para o BNDES. Observou-se, também, que 29% das companhias da amostra têm bancos em seu quadro acionário, com destaque novamente ao BNDES. Esse cenário ratifica a característica do sistema *code law* (BALL; KOTHARI; ROBIN, 2000) no contexto brasileiro e a significativa presença da herança institucional forma de financiamento via banco, que ainda exerce influência nas práticas contábeis brasileiras.

Isso posto, resolve-se o problema de pesquisa, ou seja, o conservadorismo contábil nas companhias abertas brasileiras é afetado, primordialmente, pela forma de financiamento e não pelo padrão contábil baseado em IFRS.

Quanto à sugestão para trabalhos futuros, de forma a continuar a investigação sobre as características institucionais de diferentes ambientes como os trabalhados neste estudo (Brasil e EUA), sugere-se a inclusão de outras *proxies* de qualidade da informação contábil, como a persistência e o gerenciamento de resultados, e outras características institucionais, como a governança corporativa e a estrutura de propriedade, de forma conjunta ou individualizada.

Acredita-se que um novo estudo envolvendo outras nações com ambientes institucionais diferentes, em termos de sistema legal (*code law* e *common law*), seria de grande contribuição ao estudo da arte desta temática.

## REFERÊNCIAS

- AHMED, A. S.; BILLINGS, B. K.; MORTON, R. M.; STANFORD-HARRIS, M. The role of accounting conservatism in mitigating bondholder-shareholder conflicts over dividend policy and in reducing debt costs. **The Accounting Review**, v. 77, n. 4 p. 867-890, 2002.
- AHMED, A. S.; NEEL, M.; WANG, D. Does mandatory adoption of IFRS improve accounting quality? Preliminary evidence. **Contemporary Accounting Research**, v. 30, n. 4, p. 1344-1372, 2013.
- ALMEIDA, J. E. F. Qualidade da informação contábil em ambientes competitivos. **Tese** (Doutorado em Ciências Contábeis). 188 p. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo - FEA/USP, São Paulo, 2010.
- ALMEIDA, J. E. F.; DALMÁCIO, F. Z. The effects of corporate governance and product market competition on analysts' forecasts: evidence from the Brazilian capital market. In: **THE INTERNATIONAL JOURNAL OF ACCOUNTING SYMPOSIUM**, 2014, São Paulo. **Anais eletrônicos...** São Paulo: Symposia, 2014.
- ALMEIDA, J. C. G.; SCALZER, R. S.; COSTA, F. M. Níveis diferenciados de governança corporativa e grau de conservadorismo: estudo empírico em companhias abertas listadas na Bovespa. **RCO – Revista de Contabilidade e Organizações – FEARP/USP**, v. 2, n. 2, p. 118-131, jan./abr. 2008.
- ALVES, J. S.; MARTINEZ, A, L. Efeitos da adoção das IFRS no conservadorismo contábil das sociedades de grande porte. **Advances in Scientific and Applied Accounting**, São Paulo, v. 7, n. 2, p. 224-243, 2014.
- ANDRÉ, P.; FILIP, A.; PAUGAM L. The effect of mandatory IFRS adoption on conditional conservatism in Europe. **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 42, n. 3-4, p. 482-514, abr./maio 2015.
- BALL, R.; KOTHARI, S. P.; ROBIN, A. The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. **Journal of Accounting and Economics**, v. 29, p. 1-51, 2000.
- BALL, R.; ROBIN, A.; SADKA, G. **Is accounting conservatism due to debt or share markets?** A test of “contracting” versus “value relevance” theories of accounting. Working Paper (Graduate School of Business) – University of Chicago, Chicago, 2005.
- BALL, R.; ROBIN, A.; WU, J. S. Incentives versus standards: properties of accounting income in four East Asian countries. **Journal of Accounting and Economics**, v. 36, p. 235-270, 2003.
- BALL, R.; SHIVAKUMAR, L. Earnings quality UK private firms: comparative loss recognition timeliness. **Journal of Accounting and economics**, v. 39, n. 1, p. 83-128, 2005.
- BARTH, M. E.; LANDSMAN, W. R.; LANG, M. H. International accounting standards and accounting quality. **Journal of Accounting Research**, v. 46, n. 3, p. 467-498, 2008.

BASTOS, D. D.; NAKAMURA, W. T. Determinantes da estrutura de capital das companhias abertas no Brasil, México e Chile no período de 2001-20006. **Revista Contabilidade & Finanças – USP**, São Paulo, v. 20, n. 50, p. 75-94, maio/ago. 2009.

BASU, S. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 24, n. 1, p. 3-37, 1997.

\_\_\_\_\_. Discussion of conditional and unconditional conservatism: concepts and modeling. **Review of Accounting Studies**, v. 10, p. 311-321, 2005.

BEATTY, A.; WEBER, J.; YU, J. J. Conservatism and debt. **Journal of Accounting and Economics**, v. 45, p. 154-174, 2008.

BEAVER, W. H. Perspectives on recent capital market research. **The Accounting Review**, v. 77, n. 2, p. 453-474, 2002.

BEAVER, W. H.; RYAN, S. G. Conditional and unconditional conservatism: concepts and modeling. **Review of Accounting Studies**, v. 10, n. 2-3, p. 269-309, 2005.

BRAGA, J. P. Padrões contábeis, incentivos econômicos e reconhecimento assimétrico de perdas. 2011. 113 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, São Paulo, 2011.

BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. **Econometrica**, v. 47, p. 1287–1294, 1979.

\_\_\_\_\_. The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. **Review of Economic Studies**, v. 47, p. 239-253, 1980.

BRITO, G. A. S.; MARTINS, E. Conservadorismo contábil e custo do crédito bancário no Brasil. **Brazilian Business Review – BBR**, v. 10, n. 1, p. 27-48, 2013.

BUSHMAN, R. M.; PIOTROSKI, J. D. Financial reporting incentives for conservative accounting: the influence of legal and political institutions. **Journal of Accounting and Economics**, v. 42, n. 1-2, p. 107-148, 2006.

CAMPOS, G. M.; SARLO NETO, A.; ALMEIDA, J. E. F. A influência da tributação no grau de conservadorismo das empresas. **Sociedade, Contabilidade e Gestão**, Rio de Janeiro, v. 5, n. 2, jul./dez. 2010.

CHEN, H.; TANG, Q.; JIANG, Y.; LIN, Z. The role of international financial reporting standards in accounting quality: evidence from the European Union. **Journal of International Financial Management and Accounting**, v. 21, n. 3, p. 220-278, 2010.

CHI, W.; LIU, C.; WANG, T. What affects accounting conservatism: a corporate governance perspective. **Journal of Contemporary Accounting & Economics**, v. 5, p. 47-59, 2009.

CHONG, A.; LÓPEZ-DE-SILANES, F. **Investor protection and corporate governance: firm level evidence from Latin America**. New York: Inter-American Development Bank; Stanford University Press, 2007.

CINTRA, M. A. M.; CAGNIN, R. F. Evolução da estrutura e da dinâmica das finanças norte-americanas. **Econômica**, Rio de Janeiro, v. 9, n. 2, p. 296-338, dez. 2007.

COELHO, A. C. D.; GALDI, F. C.; LOPES, A. B. **The determinants of earnings quality: the case of Brazilian public and private firms**. Publicado em: 24 jan. 2010. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=1541628>>. Acesso em: 5 out. 2014.

COELHO, A. C. D.; LIMA, I. S. Conservadorismo nos resultados contábeis publicados no Brasil: comparação entre companhias de capital fechado e companhias de capital aberto. **Revista Universo Contábil**, Blumenau, v. 4, n. 2, p. 22-41, abr./jun. 2008.

COELHO, C. M. P.; NIYAMA, J. K.; RODRIGUES, J. M. Análise da qualidade da informação contábil frente a implementação dos IFRS: uma pesquisa baseada nos periódicos internacionais (1999 a 2010). **Sociedade, Contabilidade e Gestão**, Rio de Janeiro, v. 6, n. 2, jul./dez. 2011.

COMITÊ DE PRONUNCIAMENTOS CONTÁBEIS (CPC). **Pronunciamento Conceitual Básico 00**: estrutura conceitual para a elaboração e apresentação das demonstrações contábeis. Brasília: CPC, 13 mar. 2008. Disponível em: <<http://www.cpc.org.br/CPC/Documentos-Emitidos/Pronunciamentos/Pronunciamento?Id=80>>. Acesso em: 28 out. 2014.

\_\_\_\_\_. **Pronunciamento Conceitual Básico CPC 00 (R1)**: estrutura conceitual para elaboração e divulgação de relatório contábil-financeiro. Brasília: CPC, 15 dez. 2011. Disponível em: <<http://www.cpc.org.br/CPC/Documentos-Emitidos/Pronunciamentos/Pronunciamento?Id=80>>. Acesso em: 28 out. 2014.

CORREA, C. A.; BASSO, L. F. C.; NAKAMURA, W. T. A estrutura de capital das maiores empresas brasileiras: análise empírica das teorias de *pecking order* e *trade-off*, usando painel data. **Revista de Administração Mackenzie**, v. 14, n. 4, p. 106-133, 2013.

CORRÊA, V. P.; ALMEIDA FILHO, Niemeyer. Mudanças fundamentais na estrutura de financiamento brasileira nos anos 90: alteração de propriedade e continuação da lógica especulativa. **Economia Ensaios**, Uberlândia, v. 15, n. 2, p. 189-210, 2001.

CORRÊA, V. P.; VIEIRA, E. R. Aplicações dos fundos de pensão e os ambientes institucionais – a influência da regulação e das estruturas de *corporate governance* e algumas indicações para o caso brasileiro. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 31, p. 936-952, 2000.

CORREIA, T. S.; MARTINS, O. S. Estrutura de propriedade e controle e assimetria de informação no mercado acionário brasileiro. **Revista Ambiente Contábil – UFRN**, Natal, v. 7, n. 2, p. 270-288, jul./dez. 2015.

COSTA, F. M.; LOPES, A. B.; COSTA, A. C. O. Conservadorismo em cinco países da América do Sul. **Revista Contabilidade & Finanças USP**, n. 41, p. 7-20, maio/ago. 2006.

DANTAS, J. A.; RODRIGUES, F. F.; NIYAMA, J. K.; MENDES, P. C. M. Normatização contábil baseada em princípios ou em regras? Benefícios, custos, oportunidades e riscos.

**RCO – Revista de Contabilidade e Organizações – FEA-RP/USP**, v. 4, n. 9, p. 4-29, maio/ago. 2010.

DHALIWAL, D. S.; HUANG, S. X.; KHURANA, I. K.; PEREIRA, R. Product market competition and conditional conservatism. **Review of Accounting Studies**, 28 jul. 2013.

DURAND, D. The cost of capital, corporate finance and the theory of investment: comment. **American Economic Review**, v. 49, n. 4, p. 639-655, 1959.

FAMÁ, R.; GRAVA, J. W. Teoria da estrutura de capital: as discussões persistem. **Caderno de Pesquisa em Administração**, v. 1, n. 11, p. 27-36, 2000.

FARIAS, K. T. R., FARIAS, M. R. S. Contabilidade Internacional In: **Contabilidade e Finanças no Brasil: Estudos em Homenagem a Eliseu Martins. Cap.6.** pág. 138-169. Alexandro Broedel Lopes: Organizador . São Paulo : Atlas S/A, 2012.FAVATO, V.; ROGERS, P. Estrutura de capital na América Latina e nos Estados Unidos: uma análise de seus determinantes e efeito dos sistemas de financiamento. **Gestão e Regionalidade**, v. 24, n. 71, p. 31-43, 2008.

FILZMOSE, P.; MARONNA, R.; WERNER, M. Outlier identification in high dimensions. **Computational Statistics and Data Analysis**, v. 52, p. 1694-1711, 2008.

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

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 5. ed. New Jersey: Prentice-Hall, 2003.

GUAY, W. R. Conservative financial reporting, debt covenants, and the agency costs of debt. **Journal of Accounting and Economics**, v. 45. p. 175-180, 2008.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 5 ed. Porto Alegre: Bookman, 2011.

HARRIS, M.; RAVIV, A. The theory of capital structure. **The Journal of Finance**, v. 46, n. 1, mar. 1991.

HAUSMAN, J.A.; TAYLOR W. E. Panel data and unobservable individual effects. **Econometrica**, v. 49, p. 1377-1398, 1981.

HELLMAN, N. Accounting conservatism under IFRS. **Accounting in Europe**, v. 5, n. 2, p. 71-100, 2008.

HENDRIKSEN, Eldon S.; VAN BREDA, Michel. F. **Teoria da contabilidade**. 5. ed. São Paulo: Atlas, 2009.

HODDER, J. E.; SENBET, L. W. International capital structure equilibrium. **Journal of Finance**, Berkeley, CA, v. 45, n. 5, p. 1495-1516, 1990.

HOUQUE, M. N.; VAN ZIJL, T.; DUNSTAN, K.; KARIM, A. K. M. W. The effect of IFRS adoption and investor protection on earnings quality around the world. **The International Journal of Accounting**, v. 47, p. 333-355, 2012.

HSIAO, CHENG. **Panel data analysis: advantages and challenges**. IEPR Working Papers, 2006.

INTERNATIONAL ACCOUNTING STANDARD BOARD. **The move towards global standards**. Disponível em: <<http://www.ifrs.org/Use+around+the+world/Use+around+the+world.htm>>. Acesso em: 12 set. 2013.

JENKINS, D. S.; KANE, G. D.; VELURY, U. Earnings conservatism and value relevance across the business cycle. **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 36, n. 9, p. 1041-1058, nov./dez. 2009.

JENSEN, M. C.; MECKLING, W. H. Theory of the firm: managerial behavior, agency cost and ownership structure. **Journal of Financial Economics**, v. 3, p. 305-360, 1976.

KIMURA, H. Fatores determinantes da estrutura de capital. **Integração**, Ano 12, n. 44, p. 17-22, jan./mar. 2006.

KUNG, F.; CHENG, C.; JAMES, K. The effects of corporate ownership structure on earnings conservatism: evidence from China. **Asian Journal of Finance & Accounting**, v. 2, p. 47-67, 2010.

LAFOND, R.; ROYCHOWDHURY, S. Managerial ownership and accounting conservatism. **Journal of Accounting Research**, v. 46, p. 101-135, 2008.

LAFOND, R.; WATTS, R. L. The information role of conservatism. **The Accounting Review**, Sarasota, v. 83, n. 2, p. 447-478, 2008.

LARA, J. M. G.; OSMA, B. G.; PENALVA, F. The economic determinants of conditional conservatism. **Journal of Business Finance e Accounting**, v. 36, p. 1-37, 2009.

LEE, H. S. G. **Conditional conservatism, agency costs, and the contractual features of debt**. 2010. Tese (Doutorado em Filosofia) – Universidade do Arizona, Arizona, 2010.

LI, X. Accounting conservatism and the cost of capital: an international analysis. **Journal of Business Finance & Accounting**, 1 maio 2015. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=1261971>>. Acesso em: 10 nov. 2014.

LOPES, A. B.; WALKER, M. **Firm-level incentives and the informativeness of accounting reports: an experiment in Brazil**. Publicado em: 1 fev. 2008. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=1095781>>. Acesso em: 9 out. 2014.

MACEDO, M. A. S.; MACHADO, M. R.; MACHADO, M. A. V.; MEDONÇA, P. H. C. Impacto da convergência às normas contábeis internacionais no Brasil sobre o conteúdo informacional da contabilidade. **Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade – REPeC**, Brasília, v. 7, n. 3, p. 222-239, jul./set. 2013.

- MACHADO, M. A. V.; MEDEIROS, O. R.; EID JÚNIOR, W. Problemas na mensuração da estrutura de capital: evidências empíricas no Brasil. **Brazilian Business Review – BBR**, Vitória, v. 7, n. 1, p. 24-47, jan./abr. 2010.
- MARTINS, V. G.; OLIVEIRA, A. S.; NIYAMA, J. K.; DINIZ, J. A. Níveis diferenciados de governança corporativa e a qualidade da informação contábil durante o processo de convergência às normas internacionais de contabilidade. **ConTexto**, Porto Alegre, v. 14, n. 27, p. 23-42, maio/ago. 2014.
- MEDEIROS, O. R.; DAHER, C. E. Testando a teoria de hierarquização de fontes de financiamento nas empresas brasileiras. **R. Cont. Fin. – USP**, São Paulo, n. 37, p. 37-45, jan./abr. 2005.
- MODIGLIANI, F.; MILLER, M. The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment. **American Economic Review**, v. 48, n. 3, p. 261-297, 1958.
- MOREIRA, R. L.; COLAUTO, R. D. Conservadorismo condicional: estudo a partir do reconhecimento antecipado de perdas econômicas no resultado. **Contabilidade Vista & Revista**, v. 21, n. 4, p. 145-175, out./dez. 2010.
- MYERS, S. C. The capital structure puzzle. **The Journal of Finance**, v. 39, n. 3), p. 574-592, 1984.
- MYERS, S. C.; MAJLUF, N. S. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. **Journal of Financial Economics**, v. 13, p. 187-221, 1984.
- NOBES, C. Towards a general model of the reasons for international differences in financial reporting. **Abacus**, v. 34, n. 2, p. 162-187, 1998.
- PADILHA D. F.; MICHELS A.; SILVA T. P. Determinants capital structure high-tech companies G-20 countries. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON INFORMATION SYSTEMS & TECHNOLOGY MANAGEMENT, 2015, São Paulo. **Anais...** São Paulo: Contecsi/USP, 2015.
- PAULO, E. Manipulação das informações contábeis: uma análise teórica e empírica sobre os modelos operacionais de detecção de gerenciamento de resultados. São Paulo. 2007. **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.
- PAULO, E.; ANTUNES, M. T. P.; FORMIGONI, H. Conservadorismo contábil nas companhias abertas e fechadas brasileiras. **RAE – Revista de Administração de Empresas**, v. 48, n. 3, jul./set. 2008.
- PEROBELLI, F. F. C.; FAMÁ, R. Determinantes da estrutura de capital: aplicação a empresas de capital aberto brasileiras. **Revista de Administração**, São Paulo. v. 37, n. 3, p. 33-46, jul./set. 2002.

\_\_\_\_\_. Fatores determinantes da estrutura de capital para empresas Latino-Americanas. **Revista de Administração Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 7, n. 1, p. 9-35, jan./mar. 2003.

PROCIANOY, J. L.; SCHNORRENBARGER, A. A influência da estrutura de controle nas decisões de estrutura de capital das companhias brasileiras. **RBE**, Rio de Janeiro v. 58, n. 1, p. 121-146, jan./mar. 2004.

RAMALINGEGOWDA, S.; YU, Y. Institutional ownership and conservatism. **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 53, n. 1, p. 98-114, 2012.

ROSS, S. The determination of financial structure: the incentive signaling approach. **Bell Journal of Economics**, p. 23-40, Spring 1977.

ROYCHOWDHURY, S; WATSS, R. L. Asymmetric timeliness of earnings, market-to-book and conservatism in financial reporting. **Journal of Accounting and Economics**, v. 44, p 2-31, 2007.

ROYSTON, P. An extension of Shapiro and Wilk's *W* test for normality to large samples. **Applied Statistics**, v. 31, 115-124, 1982.

SANTOS, M. A. C.; CAVALCANTE, P. R. N. Effect of the adoption of IFRS on the information relevance of accounting profits in Brazil. **R. Cont. Fin. – USP**, São Paulo, v. 25, n. 66, p. 228-241, set./dez. 2014.

SANTOS, L. S. R.; COSTA, F. M. Conservadorismo contábil e *timeliness*: evidências empíricas nas demonstrações contábeis de empresas Brasileiras com ADRs negociados na bolsa de Nova Iorque. **Rev. Cont. Fin. – USP [online]**, v. 19, n. 48, p. 27-36, 2008.

SANTOS, L. P. G.; LIMA, G. A. S. F.; FREITAS, S. C. LIMA, I. S. Efeito da Lei 11.638/07 sobre o conservadorismo condicional das empresas listadas BM&FBovespa. **Rev. Cont. Fin. – USP [online]**, v. 22, n. 56, p. 174-188, 2011.

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

SILVA, A. R. P.; FARIAS, K. T. R.; MACHADO, M. A. V.; MENDES, D. B. Estrutura de Capital e Conservadorismo Condicional nas Companhias Abertas Brasileiras. In: CONGRESSO USP DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, 14., São Paulo. **Anais...** São Paulo: USP, 2014.

SILVA, A. R. P.; PAULO, E. SILVA, J. D. G. Conservadorismo contábil nas companhias brasileiras após a adoção das IFRS sob o arranjo dos setores da economia. In: CONGRESSO NACIONAL DE ADMINISTRAÇÃO E CIÊNCIAS CONTÁBEIS, 5., 2014, São Paulo. **Anais...** Rio de Janeiro: AdCont, 2014.

SILVA, R. L. M. **Adoção completa das IFRS no Brasil**: qualidade das demonstrações contábeis e o custo de capital próprio. Tese (Doutorado em Ciências Contábeis) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, São Paulo, 2013.

SODERSTROM, N. S.; SUN, K. J. IFRS adoption and accounting quality: a review. **European Accounting Review**, v. 16, n. 4, p. 675-702, 2007.

TERRA, P. R. S. Estrutura de capital e fatores macroeconômicos na América Latina. **Revista de Administração**, v. 42, n. 2, p. 192-204, 2000.

TITMAN, S.; WESSELS, R. The determinants of capital structure choice. **The Journal of Finance**, v. 63, n. 1, p. 1-19, mar. 1988.

VIEIRA, R. B.; MARTINS, V.; MACHADO, A.; DOMINGUES, J. C. A. Impacts of partial adoption of IFRS in Brazil: effects on financial information quality of publicly traded companies. **British Journal of Economics, Finance and Management Sciences**, v. 1, p. 93-112, 2011.

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

\_\_\_\_\_. Conservatism in accounting part II: evidence and research opportunities. **Accounting Horizons**, v. 17, n. 4, p. 287-301, 2003b.

WELCH, I. Common flaws in empirical capital structure research. **AFA 2008 New Orleans Meetings Paper**, 20 out. 2010.

WHITE, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity. **Econometrica**, v. 48, p. 817-838, 1984.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge, MA: The MIT Press, 2002.

ZHANG, J. The contracting benefits of accounting conservatism to lenders and borrowers. **Journal of Accounting and Economics**, v. 45, n. 1, p. 27-54, 2008.

ZYSMAN, J. **Government, market and growth: financial systems and the politics of industrial change**. Cornell University Press, 1983.