

**DEMANDA INFORMACIONAL E CONSERVADORISMO CONDICIONAL: EVIDÊNCIAS  
NO BRASIL**

**LINEKER COSTA PASSOS**  
UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ (UFC)

**ANTONIO CARLOS DIAS COELHO**

# DEMANDA INFORMACIONAL E CONSERVADORISMO CONDICIONAL: EVIDÊNCIAS NO BRASIL

## 1 INTRODUÇÃO

Sob a égide da teoria contratual da firma, gestores são os agentes detentores de maior nível de informações sobre a firma em face dos demais agentes contratantes, situação que pode levar a avaliações diferenciadas da firma, em virtude desta assimetria informacional.

Dentre os atributos que contribuiriam para sua redução, destaca-se a prática do conservadorismo condicional na divulgação de informações contábeis; a este respeito, Watts (2003) argumenta que tal atributo representa um meio de mitigar efeitos de risco moral associado aos gestores, que pode ocorrer em detrimento das demais partes contratantes, em virtude de informações imperfeitas, *payoffs* assimétricos e horizontes limitados de decisão em virtude da responsabilidade limitada dos gestores.

Basu (1997), ao definir o conservadorismo condicional como a tendência de contadores de requerer maior grau de verificação para reconhecer *good news* em relação ao reconhecimento de *bad news* na preparação de demonstrações contábeis ressalta que é esperado que lucros divulgados reflitam perdas econômicas de forma mais tempestiva que ganhos econômicos, em decorrência do registro antecipado assimétrico de perdas econômicas (Coelho, 2007).

A presença desse atributo no lucro contábil reportado por gestores, segundo Watts (2003), se dará na medida da demanda dos usuários da informação contábil, a qual forneceria incentivos econômicos ao comportamento de gestores e contadores (Coelho, Cia, & Lima, 2010). Nesse contexto, Ball (2001) e Watts (2003) propõem que investidores não ingênuos seriam relevante fonte de demanda informacional como mecanismo de proteção de seus recursos aportados, incentivando a decisão de preparar demonstrações contábeis com sinais de conservadorismo condicional na informação sobre a situação econômica da empresa que depende da discricionariedade da gestão.

Ramalingegowda e Yu (2012) classificam como investidores sofisticados aqueles que, em função de reunir predicados que os qualificam a entender e avaliar os benefícios da qualidade informacional contábil, os quais exerceriam efetiva demanda por conservadorismo condicional e por outras características qualitativas da informação contábil.

Pesquisas sobre a influência da demanda informacional de investidores sofisticados na prática do conservadorismo condicional têm apresentado evidências que apontem para relação positiva entre demanda e conservadorismo condicional (Moghaddam, Amirzadeh, & Heidari, 2013) e para relação negativa entre tais atributos (Chi, Liu, & Wang, 2009).

Tais pesquisas mostram limitação na delimitação de representantes de investidores sofisticados, pois consideram as entidades conhecidas como investidores institucionais, não reconhecendo que a demanda por conservadorismo condicional pode variar entre diferentes categorias de investidores institucionais, segundo interesses de seus cotistas e fornecedores de recursos, conforme Ramalingegowda e Yu (2012).

Ramalingegowda e Yu (2012) e Chen, Li, Wang e Wang (2015) legitimam tal limitação, evidenciando que diferentes categorias de investidores institucionais afetam de forma desigual a prática do conservadorismo condicional nas firmas.

No contexto brasileiro, em coleta não exaustiva, pesquisas não se concentraram em tal direcionamento; todavia, há evidências empíricas que apontam para ausência da prática de conservadorismo condicional nos lucros divulgados (Coelho & Lima, 2007; Paulo, Martins, & Girão, 2014). De acordo com Coelho, Galdi e Lopes (2017), o ambiente institucional brasileiro não encoraja gestores a divulgar informações contábeis com qualidade superior,

embora a necessidade por fundos possa incentivar esses gestores a aprimorar seus sistemas de divulgação.

A força da demanda informacional de investidores institucionais pode se constituir em incentivo econômico ao comportamento de gestores no Brasil, no sentido de influenciá-los a reportar agregados contábeis que sinalizem perspectivas para projeção de fluxos esperados de caixa, a partir de sinais informacionais eficientes e confiáveis, para suas decisões de fornecer recursos a custos de capital satisfatórios.

Sob tal contexto, a pesquisa buscar coletar evidências que respondam à seguinte questão: Em que medida a demanda informacional de investidores sofisticados influencia a decisão de gestores no Brasil a adotar conservadorismo condicional no reporte de lucros contábeis?

Investidores sofisticados foram representados pela participação na base acionária das firmas e em seus órgãos diretivos de categorias diversas de investidores institucionais e o conservadorismo condicional foi estimado segundo Ball e Shivakumar (2005). Não se pôde rejeitar a hipótese de que categorias distintas de investidores institucionais impactam marginalmente a decisão de gestores em adotar o conservadorismo condicional no reporte de demonstrações contábeis.

A pesquisa se mostra relevante no sentido de captar efeito ainda não documentado no contexto brasileiro, qual seja, a influência de demanda informacional, exógenos à administração da firma, na decisão de seus gestores em reportar lucros contábeis informacionalmente eficientes, segundo o critério de conservadorismo condicional na antecipação assimétrica de perdas.

Os achados também contribuem por ampliar evidências já relatadas, destacando grupos distintos de investidores sofisticados como habilitados a entender e empregar conceitos de conservadorismo condicional, incentivando a demanda por tal atributo para escolher as firmas merecedoras de seus investimentos.

A pesquisa também se mostra relevante por fornecer subsídios para maior compreensão da medida pela qual investidores sofisticados, exercem ativismo de acionistas, com participação em órgãos decisórios das firmas. Ademais, se fornecem indícios de que, mesmo em países com ambiente institucional com baixo incentivo econômico, o reporte de lucros contábeis com qualidade superior atende à demanda informacional de investidores.

## **2 DESENVOLVIMENTO DA HIPÓTESE**

A demanda por conservadorismo condicional fundamenta-se nas proposições de Ball e Shivakumar (2005) e Watts (2003), segundo as quais, investidores exerceriam por meio daquele atributo mecanismos de governança no sentido de lhes prover informações que transmitiriam o sentido de precaução dos gestores no sentido de resguardar futuros choques na liquidez da firma em face de fatos adversos atuais, as más notícias.

Argumentam os autores que tal postura tende a apurar a eficiência contratual do ponto de vista econômico, eis que a prática do conservadorismo condicional anteciparia o registro de efeitos econômicos sobre o valor da firma; o conservadorismo condicional transmite maior proteção aos interesses desses *stakeholders*, uma vez que evidencia que gestores estejam menos propensos a investir em projetos que, *ex ante*, indicam VPL negativo provável, e a continuar em investimentos com fluxos de caixa negativos, *ex post*, segundo Ball e Shivakumar (2005).

Ademais, supriria, segundo Francis, Lafond, Olsson e Schipper (2004), a dependência de investidores por sinais informacionais eficientes, de maior qualidade; Ball e Shivakumar (2005) argumentam, em tal contexto, que o conservadorismo condicional é importante atributo da qualidade das demonstrações contábeis, pois incrementa sua utilidade para

investidores, credores e demais partes contratantes com a firma. Também se nota que sinais informacionais de maior qualidade contribuem para redução da assimetria informacional entre investidores e gestores.

Ball e Shivakumar (2005) apresentaram evidências, no contexto do Reino Unido, que reforçam o argumento de que a prática do conservadorismo condicional é dependente da demanda informacional de usuários das informações contábeis; no contexto brasileiro, Coelho e Lima (2007) apresentaram evidências de que tal demanda manifestava-se incipiente no sentido de promover incentivos econômicos ao comportamento de gestores no sentido de ofertarem demonstrações contábeis de maior eficiência informacional.

Nem todo investidor, de outra parte, estará habilitado a exercer demanda efetiva por conservadorismo condicional, conforme argumentam Ramalingegowda e Yu (2012); argumentam com a existência de classes de investidores sofisticados e não sofisticados, apontando que é menos provável que a classe de investidores não sofisticados avalie se firmas utilizam consistentemente o conservadorismo em seus reportes financeiros, uma vez que esses investidores tendem a negociar no mercado de capitais baseando-se em *insights* comportamentais.

Investidores sofisticados, segundo Ramalingegowda e Yu (2012), teriam maior capacidade de avaliar os benefícios da prática do conservadorismo condicional na divulgação dos relatórios financeiros quando comparados a investidores não sofisticados e, portanto, poderiam exercer demanda efetiva por demonstrações contábeis preparadas sob a prática do conservadorismo condicional.

Pesquisas sobre a influência da demanda informacional de investidores sofisticados na prática do conservadorismo condicional por parte de gestores de firmas têm apresentado resultados tanto de influência positiva (Moghaddam *et al.*, 2013) quanto de influência negativa (Chi *et al.*, 2009).

Moghaddam *et al.* (2013) examinaram a relação entre prática de conservadorismo condicional e a atuação de investidores sofisticados no contexto do mercado de capitais do Irã no período 2001-2010. Além disso, empreenderam testes considerando a separação de investidores sofisticados segundo diferentes formulações de participações destes investidores nas firmas; sua atuação foi considerada por participação mais ou menos ativa nas decisões dos gestores das firmas. O conservadorismo condicional foi estimado utilizando-se os modelos desenvolvidos por Ball e Shivakumar (2005) e Givoly e Hain (2000).

A participação de investidores sofisticados foi mensurada pela participação acionária total de investidores institucionais e pela presença desses investidores em órgãos diretivos das firmas; nesta última formulação, investidores institucionais são separados em dois grupos: (1) Investidores Institucionais Ativos, os quais participam de órgãos diretivos das firmas; (2) Investidores Institucionais Passivos, os quais não participam daqueles órgãos.

Os achados sinalizaram que a participação acionária e em órgãos diretivos de investidores sofisticados relacionam-se positivamente à prática do conservadorismo condicional segundo os dois modelos.

Já Chi *et al.* (2009) examinaram tal relação no contexto do mercado de capitais de Taiwan no período 1996-2004. A prática do conservadorismo condicional foi estimada pelo modelo desenvolvido por Khan e Watts (2009). Já a participação de investidores sofisticados foi mensurada pelo percentual de participação acionária de investidores institucionais.

Os achados apontaram para relação negativa entre conservadorismo condicional e participação de investidores sofisticados, sugerindo que estes não influenciam os gestores a divulgar demonstrações financeiras com conservadorismo condicional.

Convém destacar que tais pesquisas sofrem de relevante limitação, uma vez que consideram investidores institucionais como representantes eficientes da classe de investidores sofisticados, mas considerando aqueles investidores como classe homogênea. Tal

fato fragiliza os resultados evidenciados, dada a existência de diferentes categorias de investidores institucionais com comprovada heterogeneidade (Davis & Steil, 2001).

Ademais, Ramalingegowda e Yu (2012) afirmam que a demanda de investidores institucionais por conservadorismo condicional provavelmente variará entre as categorias, segundo os interesses de seus cotistas e fornecedores de recursos; apontam os autores atributos de investidores institucionais, já evidenciados na literatura, tais como longo horizonte temporal para o termo do investimento (Bushee, 1998; Chen, Harford, & Li, 2007; Gaspar, Massa, & Matos, 2005); concentração acionária (Brickle, Lease, & Smith, 1988; Chen *et al.*, 2007); e independência da gestão (Chen *et al.*, 2007), como características que induzem a maior incentivo aos gestores para qualidade informacional.

Bushee (1998) e Velury e Jenkins (2006) apontam, ainda, que investidores institucionais não apenas são sofisticados em utilizar e entender a informação contábil, mas também capazes de monitorar e influenciar o comportamento dos gestores, no sentido de desencorajá-los a tomar decisões com interesses diversos.

Classes de investidores institucionais com tais atributos, conforme Ramalingegowda e Yu (2012), seriam aquelas que provavelmente apresentariam efetiva demanda por conservadorismo condicional, dado que visualizariam tal atributo como mecanismo de governança. Os autores investigaram a hipótese, considerando amostra de firmas americanas no período 1995-2006. A medida de conservadorismo condicional foi estimada a partir de Basu (1997).

Participação de investidores institucionais foi estimada seguindo as etapas a seguir: (i) classificação de investidores institucionais em dedicados, quase-indexados e transientes, baseando-se na rotatividade e na diversificação de seus portfólios, conforme proposto em Bushee (2001), para identificar aqueles com longo horizonte temporal de investimentos e com concentração acionária; (ii) classificação, conforme Brickley *et al.* (1988), de companhias de investimentos; administradores independentes de investimentos; e fundos de pensão públicos, como investidores com gestão independente, sendo os demais tipos tratados com não independentes; (iii) denominação de investidor institucional monitor para aqueles classificados concomitantemente como dedicados e com gestão independente.

A participação de investidores institucionais monitores, endogenamente determinada por características das firmas, foi regredida em função de outras características das firmas (tamanho, ambiente informacional, oportunidades de investimentos, idade da firma, etc.) tentando explicar aquela participação, seguindo Lafond e Roychowdhury (2008); os resíduos da regressão foram utilizados como medida da participação residual de investidores institucionais monitores. Os achados sinalizaram que investidores institucionais monitores influenciam a decisão de gestores na preparação de demonstrações financeiras que apresentavam maior grau de conservadorismo condicional.

Chen *et al.* (2015) examinaram se investidores institucionais com longos horizontes temporais de investimento demandam demonstrações contábeis com maior grau de conservadorismo condicional no ambiente chinês, no período 2008-2011. Conservadorismo condicional foi estimado segundo Khan e Watts (2009). Horizonte temporal de investimentos foi estimado de acordo com a rotatividade do portfólio de negociação de cada investidor institucional; estimou-se medida que captura o horizonte de investimento de todos os investidores institucionais participantes de uma firma particular em dado ano, sendo tal medida denominada rotatividade do investimento institucional e representativa do horizonte temporal de investimento de investidores institucionais.

Os achados sinalizaram que investidores institucionais com maiores horizontes temporais de investimentos associam-se à divulgação de demonstrações contábeis menos conservadoras. Argumentam os autores que a diferença entre seus resultados e os achados de Ramalingegowda e Yu (2012) pode ser explicada em função do conjunto de regulações no

mercado de capitais chinês, o qual pode ter criado incentivos para a demanda por demonstrações contábeis com menor grau de conservadorismo condicional.

No contexto brasileiro, estudos com tal direcionamento específico não foram identificados, destacando-se que pesquisas no ambiente brasileiro têm evidenciado que gestores de firmas tendem a divulgar lucros com qualidade inferior, inclusive pela ausência de sinais de conservadorismo condicional nas demonstrações contábeis divulgadas (Coelho & Lima, 2007; Paulo *et al.*, 2014).

A força da demanda informacional de investidores institucionais, tidos como sofisticados, contudo, poderá se constituir em incentivo econômico ao comportamento de gestores, no Brasil, no sentido de que divulguem demonstrações contábeis de maior qualidade informacional, pela presença do atributo conservadorismo condicional.

Por todo o exposto, a influência de investidores institucionais na decisão de gestores em reportar demonstrações contábeis com maior eficiência informacional, no que diz respeito a decisões que antecipem reconhecimento de perdas econômicas de forma assimétrica, se daria em função da existência de investidores institucionais que eficientemente representem a classe de investidores sofisticados, os quais dependeriam de sinais informacionais eficientes e, portanto, exerceriam efetiva demanda por conservadorismo condicional, na premissa de que desta forma se incrementaria a eficiência informacional de agregados contábeis divulgados.

Considerando que a demanda por conservadorismo condicional obedece a necessidades informacionais geradas pelo seu processo decisório, distintas categorias de investidores institucionais, conforme Ramalingegowda e Yu (2012), os testes focaram na participação explícita de fundos de pensão, fundos de investimento, seguradoras, instituições financeiras e administradores de carteiras, buscando-se captar o impacto da demanda informacional destes agentes na prática do conservadorismo condicional.

Considerando tal argumentação, adotou-se a hipótese de que **a demanda informacional de investidores institucionais impacta marginal e positivamente a decisão de gestores em divulgar demonstrações contábeis com lucros refletindo sinais de conservadorismo condicional.**

### 3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

A população objeto da pesquisa reuniu sociedades por ação de capital aberto em funcionamento no Brasil com ações listadas na B3; a investigação compreendeu o período de 1998 a 2015, referenciando 453 firmas, totalizando 8.154 observações-ano.

A escolha do período de análise, conforme exposto acima, levou em consideração captar possíveis efeitos oriundos do aumento da participação de investidores institucionais na América Latina, principalmente entre os anos de 2002 e 2010, conforme destacado por Portugal (2010).

A amostra final constituiu-se de 361 empresas (4.408 observações-ano) após exclusão de itens por ausência de dados e por pertencerem ao setor financeiro, cujo sistema contábil difere da prática usual de firmas dos demais setores (Pincus, Rajgopal, & Venkatachalam, 2007). De modo a mitigar efeitos de *outliers*, processou-se winsorização dos dados, considerando percentis 5 e 95, seguindo Barth, Landsman e Lang (2008) e Liu e Skerrat (2014).

Os dados foram coletados na base Economática®; nos Formulários de Referência (FR) e nas Informações Anuais (IAN) e nas atas de AGO e AGE, disponíveis nos sites da B3 e da CVM (DIVEXT), neste caso acessados pelo software SInC (Sistema de Informações Corporativas).

Participação de investidores institucionais na base acionária das firmas foi mensurada pela presença de distintas classes desses investidores e por sua participação relevante no quadro societário das firmas.

Participação acionária relevante foi estimada considerando o investidor que detém parcela igual ou superior a 5% de uma mesma classe ou espécie de ação; tal marco é sugerido como limite mínimo pela Comissão de Valores Mobiliários (CVM) para efeitos de divulgação e de detalhamento de participação individual, conforme Instrução 480 de 7.12.2009.

Já participação em órgãos diretivos da firma foi mensurada considerando presença de representantes eleitos naqueles órgãos. Em todas essas formulações foram utilizadas variáveis dicotômicas para designar a presença das diferentes classes de investidores institucionais segundo o critério de participação.

Classes de investidores institucionais, nesta pesquisa, compreendem fundos de pensão, fundos de investimento, seguradoras, instituições financeiras e administradores de carteiras.

O exame da hipótese seguiu Ball e Shivakumar (2005), captando-se a antecipação tempestiva assimétrica de perdas esperadas com base em más notícias contemporâneas; por meio de *accruals* se registram de forma oportuna ganhos e perdas econômicas, pelos quais se antecipam fluxos de caixa esperados dados os fluxos de caixa realizados.

Ball e Shivakumar (2005) argumentam que o tratamento assimétrico entre o reconhecimento de ganhos e perdas econômicas se dá porque perdas econômicas são mais prováveis a serem reconhecidas em uma base temporal, com registro de tais perdas contra o lucro do período; ganhos econômicos, por sua vez, são mais prováveis de serem reconhecidos quando realizados, consequentemente contabilizados em uma base de caixa.

Essa assimetria, conforme Ball e Shivakumar (2005), implica em que a correlação entre fluxos de caixa e *accruals* seja maior no caso de antecipação de perdas econômicas. Os autores estimaram o modelo (1) segmentando as amostras em firmas que tenham apresentado fluxos de caixa negativos ou positivos no período.

Sob a hipótese de que firmas que experimentam a ocorrência de fluxos de caixa negativos tendem a antecipar tempestivamente o registro de perdas econômicas associadas ao evento com impacto no caixa, espera-se que o coeficiente  $\beta_3$  seja positivo e maior que o coeficiente  $\beta_2$ ; capta-se, ainda, a presença do conservadorismo condicional se  $\beta_3 + \beta_2 > \beta_2$ .

Para captar o efeito da participação de investidores institucionais no grau de conservadorismo condicional adotado pelas firmas, desenvolveu-se a regressão (1), conforme Coelho (2007), Coelho e Lima (2008) e Marques, Holanda e Coelho (2012):

$$ACC_t = \beta_0 + \beta_1 DFC_t + \beta_2 FC_t + \beta_3 DFC_t * FC_t + \beta_4 PII_t + \beta_5 PII_t * DFC_t + \beta_6 PII_t * FC_t + \beta_7 PII_t * DFC_t * FC_t + \beta_8 IFRS + \varepsilon_t \quad (1)$$

Em que:

$ACC_t$  = *Accruals* do período  $t$ , escalados pelo ativo total de  $t-1$ ;

$DFC_t$  = *Dummy* assumindo 1 para fluxos de caixas operacionais negativos e 0, caso contrário;

$FC_t$  = Fluxo de caixa operacional no período  $t$ , escalado pelo ativo total de  $t-1$ ;

$DFC_t * FC_t$  = Variável de interação para valores negativos de  $FC_t$ ;

$PII_t$  = *Dummy* para tipo de participação ou para tipo de investidor; 1 para presença e 0, caso contrário;

$PII_t * DFC_t$  = *Dummy* captadora de impacto no intercepto do modelo;

$PII_t * FC_t$  = Interação para valores positivos de  $FC_t$  em firmas com presença de investidores institucionais;

$PII_t * DFC_t * FC_t$  = interação para valores negativos de  $FC_t$  em firmas com presença de investidores institucionais;

$IFRS$  = *Dummy* para períodos com padrão IFRS, que assume 1 se  $t$  maior que 2009, e 0 em caso contrário;

$\varepsilon_t$  = termo de erro do modelo.

*Accruals* do período foram estimados tendo como *proxy* a variação da Necessidade de Capital de Giro (NCG), seguindo Dechow e Dichev (2002), conforme se expressa na equação (2):

$$ACC_t = [(\Delta AC_t - \Delta AF_t) - (\Delta PC_t - \Delta PF_t)] / AT_{t-1} \quad (2)$$

Em que:

$ACC_t$  = *Accruals* escalados pelo ativo total de  $t-1$ ;

$(\Delta AC_t - \Delta AF_t)$  = incremento dos Ativos Circulantes Operacionais no período;

$(\Delta PC_t - \Delta PF_t)$  = incremento nos Passivos Circulantes Operacionais no período;

$AT_{t-1}$  = Ativo Total no período  $t-1$ .

Os fluxos de caixa operacional foram obtidos pela diferença entre LAJIR, escalado pelo ativo total de  $t-1$ , e *accruals* do período estimados conforme a equação (2).

De forma a se controlar possíveis efeitos advindos da mudança de padrão contábil, também se incluiu variável binária representativa do período após convergência ao padrão IFRS. A esse respeito, Ahmed, Neel e Wang (2013), investigando amostra de firmas para conjunto de vinte países, sinalizaram que a qualidade informacional da contabilidade decresceu após a adoção obrigatória do padrão IFRS por parte das firmas; especificamente para *accruals*, apontaram reporte mais agressivo deste componente do lucro divulgado.

Espera-se que o coeficiente incremental  $\beta_7$  seja positivo e maior que o coeficiente  $\beta_3$ , na hipótese de reconhecimento superior tempestivo de perdas para as firmas com presença de investidores institucionais; de forma a se captar a presença de maior nível de conservadorismo condicional nestas empresas, espera-se que  $(\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7) > (\beta_2 + \beta_3)$ , o que revelaria impacto marginal da presença de investidores institucionais na prática de conservadorismo condicional.

A estimação dos parâmetros dos modelos regressivos se deu por meio da análise de regressão linear múltipla com estimação pelo *System Generalized Method of Moments* (GMM-SYS), o qual proporciona maior eficiência, dada sua robustez de estimação na presença de endogeneidade e de auto correlação serial a partir da utilização de variáveis instrumentais sequencialmente exógenas (Barros, Castro, Silveira, & Bergmann, 2010).

Os modelos foram processados com correção de variância para amostras finitas, proposto por Windmaijer (2005), para correção da heterocedasticidade dos resíduos da regressão. Examinou-se, ainda, a existência de multicolinearidade entre as variáveis independentes a partir da análise de correlação e problemas de auto correlação dos resíduos por meio dos testes de Arellano e Bond; tais problemas ausentes segundo os testes (não reportados).

Investigou-se, ainda, pelo *Hansen Test*, que se apresentou não significativa em todas as regressões, que os instrumentos utilizados na estimação são de fato exógenos, confirmando a eficiência de estimação por meio do GMM-SYS.

Adicionalmente, fez-se descrição estatística das amostras segregadas segundo as diferentes classes de investidores institucionais e diferentes formulações de participação desses investidores nas firmas, as quais se constituíram em segmentos específicos.

## 4 RESULTADOS

Na Tabela 1, apresenta-se frequência de firmas com participação de investidores institucionais, onde se destaca o significativo índice de sua presença em cerca de 71% das empresas do mercado de capitais do Brasil, com relevante participação em 36% delas. Já a representação desses minoritários em órgãos diretivos das empresas alcança 10% delas. Ressalta a proeminência destes recursos administrados na composição do financiamento das empresas, evidência já destacada em Gillan e Starks (1998) e Crisóstomo e González (2006);

aponta, ainda, para baixa preocupação com a gestão de tais participações, mercê da baixa relação representação/capital relevante.

Tabela 1

**Frequência de Firms com Participações de Investidores Institucionais (%)**

Tipo de Participação	Acionária	Em órgãos diretivos
Completa	70,7	9,5
Acionária Relevante	35,8	-
a. Fundos de Pensão	12,0	9,5
b. Fundos de Investimento	16,6	4,8
c. Instituições Financeiras	14,2	5,3
d. Seguradoras	2,5	2,1
e. Administradores de Carteira	16,1	0,1

Em relação aos diferentes grupos de investidores institucionais, sobressaem Fundos de Investimento e Instituições Financeiras com maior participação em firmas tanto considerando participação acionária relevante quanto presença em órgãos diretivos; provavelmente influencia tal situação a captação de clientes e a forte negociação de seus títulos, em função da movimentação de cotas dos fundos; como os mesmos são administrados por instituições financeiras, os interesses confluem para o comportamento identificado.

Fundos de Pensão tanto mantêm participação relevante quanto na gestão de empresas dado o caráter de longo prazo de seu relacionamento com o mercado. Administradores de Carteiras representam o segundo grupo de maior participação acionária relevante, o que não é refletido na relação com as firmas, possivelmente dado seu caráter mais especulativo.

Pelo exposto, afora Seguradoras, as demais classes de investidores institucionais teriam maiores incentivos para monitorar gestores, no sentido de fornecimento de demonstrações financeiras úteis e relevantes segundo a presença do conservadorismo condicional.

Pela Tabela 2, nota-se que os *accruals* (ACC) são fracamente diferenciados entre firmas com e sem participação acionária relevante de investidores institucionais (ao nível de 6%), o que não ocorre quanto à participação em órgãos diretivos; salienta-se a elevada variabilidade destes atributos.

Tabela 2

**Descrição das amostras e variáveis**

Grupos	N	Variáveis				
		ACC		FCO		
		Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	
Participação acionária relevante	Não	2.829	-0,00	0,09	0,04	0,16
	Sim	1.579	0,00	0,08	0,04	0,16
Mann-Whitney ( <i>p-value</i> )				0,06		0,36
Participação em órgãos diretivos	Não	4.001	0,00	0,09	0,04	0,16
	Sim	407	0,00	0,07	0,08	0,13
Mann-Whitney ( <i>p-value</i> )				0,99		0,00

Nota. Observações-ano: 4.408.

Quanto ao fluxo de caixa operacional, não se detectam diferenças em relação aos dois grupos quanto à participação acionária relevante, mantendo-se o padrão de alta variabilidade entre firmas na amostra total, sendo diferenciado o comportamento quando se isolam as firmas com presença de investidores institucionais em órgãos diretivos, com menor variabilidade para os dados referentes a firmas com presença de investidores neste quesito.

Na estimação das regressões, foram identificadas como endógenas as variáveis *accruals* (ACC) e fluxo de caixa operacional (FC), utilizando-se, então, a segunda defasagem dessas variáveis como instrumento. As demais variáveis, consoante indicado pelos testes, foram tratadas como exógenas, inclusive aquelas de interação com o fluxo de caixa (FC).

Na Tabela 3 se apresentam os resultados com relação ao conjunto da amostra, envolvendo todos os investidores institucionais arrolados na amostra. Nesta e nas demais tabelas se mostram os efeitos isolados para as interações de participação pesquisadas.

As evidências apontam coeficiente  $\beta_3$  negativo para todas as formulações, indicando que o conjunto de empresas da amostra não adota reconhecimento tempestivo assimétrico de perdas econômicas na presença de más notícias (fluxos de caixa operacional contemporâneos negativos), adotando, por outro lado, práticas de antecipação de ganhos, dada a evidência do coeficiente  $\beta_2$  positivo, independente dos sinais do fluxo de caixa operacional.

A participação de investidores institucionais altera tal comportamento nas três primeiras formulações, vez que o coeficiente  $\beta_7$  mostra-se positivo, conforme esperado, alterando-se também o comportamento do coeficiente  $\beta_6$  em relação àquele do  $\beta_2$ ; na hipótese de antecipação assimétrica de perdas, tais evidências sugerem que as participações relatadas alteram marginalmente o comportamento de gestores quanto à informação sobre precauções com o resultado futuro da firma, antecipando de forma oportuna e assimétrica perdas futuras possíveis.

Tabela 3

### Investidores Institucionais: Conservadorismo Condicional

Coeficientes	Participação de Investidores Institucionais			
	Acionária	Acionária Relevante	Em Órgãos Diretivos	Interação (*)
ACC $t-2$	0,00	0,01	0,02	0,02
( $\beta_1$ )	0,15***	0,10***	0,07***	0,07***
( $\beta_2$ )	1,06**	0,51***	0,30***	0,29***
( $\beta_3$ )	-1,21***	-0,70***	-0,46***	-0,44***
( $\beta_4$ )	0,16***	0,11***	0,07***	0,07***
( $\beta_5$ )	-0,14***	-0,09***	-0,06***	-0,06***
( $\beta_6$ )	-1,42***	-0,87***	-0,59***	-0,59***
( $\beta_7$ )	1,47***	1,01***	0,60***	0,37
IFRS	-0,02***	-0,01***	-0,01***	-0,01***
INTERCEPTO	-0,12***	-0,07***	-0,04***	-0,04***
$\beta_2 + \beta_3$	-0,15	-0,19	-0,15	-0,16
$\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7$	-0,10	-0,06	-0,14	-0,37
Estat. Wald	259,41***	243,94***	219,21***	203,13***
AR(1)	-7,25***	-8,66***	-8,87***	-8,91***
AR(2)	-0,63	0,02	-0,05	0,02
Hansen test	46,12*	39,29	41,82	40,48

*Nota.* Modelo:  $ACC = \beta_0 + \beta_1 DFC_t + \beta_2 FC_t + \beta_3 DFC_t * FC_t + \beta_4 PII_t + \beta_5 PII_t * DFC_t + \beta_6 PII_t * FC_t + \beta_7 PII_t * DFC_t * FC_t + \beta_8 IFRS + \varepsilon_t$ . Definição das variáveis: ACC = *accruals* correntes no período  $t$  escalados pelo ativo total de  $t-1$ ; DFC = *dummy* assumindo 1 para fluxos de caixas operacionais negativos e 0 em caso contrário; FC = fluxo de caixa operacional no período  $t$  escalado pelo ativo total de  $t-1$ ; DFC\*FC = interação para valores negativos de FC; PII = variável binária para investidores institucionais; 1 para presença e 0, caso contrário; PII\*DFC = *dummy* captadora de impacto no intercepto do modelo; PII\*FC = interação para FC positivo na presença de investidores institucionais; PII\*DFC\*FC = interação para FC negativo na presença de investidores institucionais; IFRS = *dummy* para padrão IFRS, que assume 1 se  $t$  maior que 2009, e 0 caso contrário;  $\varepsilon$  = termo de erro do modelo. (\*) Entre Participação Acionária Relevante e presença em Órgãos diretivos. Observações-ano: 3.512. Número de instrumentos: 42.

\* Significância ao nível de 10%. \*\* Significância ao nível de 5%. \*\*\* Significância ao nível de 1%.

Contudo, não se pode afirmar que a participação de tais investidores esteja associada à prática integral do conceito de conservadorismo condicional eis que, mesmo com  $(\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7) > (\beta_2 + \beta_3)$ , os sinais negativos dos somatórios não estão previstos neste modelo de avaliação; também causa espécie, em relação aos preceitos do modelo a não significância dos coeficientes associados à interação entre participação acionária relevante e presença em órgãos diretivos, o que careceria de testes mais específicos.

Tais achados são consistentes com Moghaddam *et al.* (2013), evidenciando que a presença de investidores institucionais, tanto acionária quanto em órgãos diretivos, influencia gestores a antecipar reconhecimento de perdas econômicas nos lucros divulgados, também sem documentar a situação preconizada como de conservadorismo condicional.

Na Tabela 4, apresentam-se resultados para testes investigando impacto da participação acionária relevante de diferentes classes de investidores institucionais no reconhecimento antecipado assimétrico de perdas e na prática de conservadorismo condicional, segmentando-se, portanto, os resultados da coluna 2 da Tabela 3.

Tabela 4

**Participação Acionária Relevante: Conservadorismo Condicional**

Coeficientes	Classes de Investidores				
	Fundos de Pensão	Fundos de Investimentos	Instituições Financeiras	Seguradoras	Adm. de Carteiras
ACC t-2	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01
(β1)	0,07***	0,07***	0,08***	0,07***	0,08***
(β2)	0,27*	0,31**	0,31**	0,22*	0,34**
(β3)	-0,41***	-0,49***	-0,46***	-0,39***	-0,5***
(β4)	0,07***	0,07***	0,09***	0,06**	0,09***
(β5)	-0,08***	-0,05***	-0,08***	-0,05*	-0,08***
(β6)	-0,53***	-0,62***	-0,69***	-0,51***	-0,77***
(β7)	0,44*	0,74***	0,69***	0,77***	0,84***
IFRS	-0,01***	-0,01***	-0,01***	-0,01***	-0,01***
INTERCEPTO	-0,04**	-0,05***	-0,05***	-0,04**	-0,05***
β2 + β3	-0,14	-0,17	-0,15	-0,16	-0,16
β2 + β3 + β6 + β7	-0,23	-0,05	-0,16	0,09	-0,09
Estat. Wald	204,01***	200,23***	210,67***	207,62***	232,09***
AR(1)	-9,00***	-8,94***	-8,93***	-9,11***	-8,87***
AR(2)	-0,18	-0,21	0,53	0,18	0,29
Hansen test	41,99	43,08*	39,54	41,05	41,36

*Nota.* Modelo:  $ACC = \beta_0 + \beta_1 DFC_t + \beta_2 FC_t + \beta_3 DFC_t * FC_t + \beta_4 PRII_t + \beta_5 PRII_t * DFC_t + \beta_6 PRII_t * FC_t + \beta_7 PRII_t * DFC_t * FC_t + \beta_8 IFRS + \varepsilon_t$ . Definição das variáveis: ACC = *accruals* correntes no período *t* escalados pelo ativo total de *t-1*; DFC = *dummy* assumindo 1 para fluxos de caixas operacionais negativos e 0 em caso contrário; FC = fluxo de caixa operacional no período *t* escalado pelo ativo total de *t-1*; DFC\*FC = interação para valores negativos de FC; PRII = variável binária para investidores institucionais com participação acionária relevante; 1 para presença e 0, caso contrário; PRII\*DFC = *dummy* captadora de impacto no intercepto do modelo; PRII\*FC = interação para FC positivo na presença de investidores institucionais com participação acionária relevante; PRII\*DFC\*FC = interação para FC negativo na presença de investidores institucionais com participação acionária relevante; IFRS = *dummy* para padrão IFRS, que assume 1 se *t* maior que 2009, e 0 caso contrário;  $\varepsilon$  = termo de erro do modelo. Observações-ano: 3.473. Número de instrumentos: 42.

\* Significância ao nível de 10%. \*\* Significância ao nível de 5%. \*\*\* Significância ao nível de 1%.

Os achados confirmam o comportamento sinalizado para o conjunto de firmas da amostra, com os coeficientes β<sub>2</sub> e β<sub>3</sub> apontando para ausência de conservadorismo condicional em todos os segmentos; o reconhecimento tempestivo assimétrico de perdas passa a se configurar por grupos com presença acionária relevante, exceto para as firmas com participação de fundos de pensão, com fraca significância; as demais classes de institucionais apresentam coeficientes β<sub>6</sub> e β<sub>7</sub> conforme o esperado.

Já o conservadorismo condicional apenas se verifica para o conjunto de firmas com presença acionária relevante de Seguradoras [(β<sub>2</sub>+β<sub>3</sub>+β<sub>6</sub>+β<sub>7</sub>) > (β<sub>2</sub>+β<sub>3</sub>) e positivo]. As evidências indicam, portanto, que a presença acionária relevante de classes específicas de investidores institucionais não distingue as decisões dos gestores.

Na Tabela 5 se exibem os testes examinando o impacto da presença em órgãos diretivos das firmas de representantes de diferentes fundos no reconhecimento antecipado assimétrico de perdas e no conservadorismo condicional das firmas, segregando-se, portanto, o conteúdo da coluna 3 da Tabela 3.

Novamente, os coeficientes  $\beta_2$  e  $\beta_3$ , apontando para ausência de conservadorismo condicional em todos os segmentos, mostram que diferenças somente poderão depender dos diferentes grupos de investidores. Os coeficientes referentes a seguradoras não foram processados por motivos econométricos, não aprofundados, provavelmente pela inexistência de fluxos de caixa contemporâneos negativos nas empresas com tais firmas compondo suas direções.

Tabela 5

**Presença em órgãos diretivos: Conservadorismo Condicional**

Coeficientes	Classes de Investidores				
	Fundos de Pensão	Fundos de Investimentos	Instituições Financeiras	Seguradoras	Adm. de Carteiras
ACC t-2	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02
( $\beta_1$ )	0,07***	0,07***	0,07***	0,07***	0,07***
( $\beta_2$ )	0,26**	0,29**	0,22*	0,25**	0,25**
( $\beta_3$ )	-0,42***	-0,44***	-0,39***	-0,41***	-0,41***
( $\beta_4$ )	0,07***	0,06***	0,05***	-0,01	0,05***
( $\beta_5$ )	-0,04*	-0,05***	-0,03	Omitida	-0,06**
( $\beta_6$ )	-0,53***	-0,56***	-0,43***	-0,07	-0,46**
( $\beta_7$ )	1,14***	0,25	0,73***	Omitida	0,30
IFRS	-0,01***	-0,01**	-0,01***	-0,01**	-0,01***
INTERCEPTO	-0,04***	-0,04***	-0,03**	-0,04***	-0,04***
$\beta_2 + \beta_3$	-0,16	-0,15	-0,16	-0,16	-0,16
$\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7$	0,45	-0,46	0,14	-	-0,31
Estat. Wald	210,58***	259,19***	197,58***	203,61***	206,3***
AR(1)	-9,03***	-8,91***	-8,95***	-9,04***	-9,08***
AR(2)	-0,06	0,30	0,02	0,17	0,18
Hansen test	42,64*	36,84	44,4*	39,50	40,05

Nota. Modelo:  $ACC_t = \beta_0 + \beta_1 DFC_t + \beta_2 FC_t + \beta_3 DFC_t * FC_t + \beta_4 PIIO_t + \beta_5 PIIO_t * DFC_t + \beta_6 PIIO_t * FC_t + \beta_7 PIIO_t * DFC_t * FC_t + \beta_8 IFRS + \varepsilon_t$ . Definição das variáveis: ACC = *accruals* correntes no período  $t$  escalados pelo ativo total de  $t-1$ ; DFC = *dummy* assumindo 1 para fluxos de caixas operacionais negativos e 0 em caso contrário; FC = fluxo de caixa operacional no período  $t$  escalado pelo ativo total de  $t-1$ ; DFC\*FC = interação para valores negativos de FC; PIIO = variável binária para investidores institucionais com participação em órgãos diretivos; 1 para presença e 0, caso contrário; PIIO\*DFC = *dummy* captadora de impacto no intercepto do modelo; PIIO\*FC = interação para FC positivo na presença de investidores institucionais com participação em órgãos diretivos; PIIO\*DFC\*FC = interação para FC negativo na presença de investidores institucionais com participação em órgãos diretivos; IFRS = *dummy* para padrão IFRS, que assume 1 se  $t$  maior que 2009, e 0 caso contrário;  $\varepsilon$  = termo de erro do modelo. Observações-ano: 3.512. Número de instrumentos: 42.

\* Significância ao nível de 10%. \*\* Significância ao nível de 5%. \*\*\* Significância ao nível de 1%.

Constata-se que o reconhecimento tempestivo assimétrico de perdas está configurado em firmas com presença de Fundos de Pensão e de Instituições Financeiras em seus órgãos diretivos (coeficientes significantes  $\beta_6$  negativos e  $\beta_7$  positivos), o que não ocorre com firmas com presença de fundos de investimento em seus colegiados. Apenas nas empresas associadas a Fundos de Pensão e Instituições Financeiras se verifica o conservadorismo condicional [ $(\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7) > (\beta_2 + \beta_3)$  e positivos].

Tais achados sugerem que a participação expressa pela presença de Fundos de Pensão e de Instituições Financeiras em órgãos diretivos das empresas, contribui para que gestores divulguem informações com atributos requeridos de qualidade informacional, no sentido de conservadorismo condicional.

Na Tabela 6 se expõem os resultados para o teste investigando o impacto da interação de participação acionária relevante e presença em órgãos diretivos segundo a categoria de investidor institucional no reconhecimento antecipado assimétrico de perdas e na prática do conservadorismo condicional (coluna 4 da Tabela 3).

Repete-se que os coeficientes  $\beta_2$  e  $\beta_3$ , apontando para ausência de conservadorismo condicional em todos os segmentos, mostram que diferenças somente poderão depender dos diferentes grupos de investidores. Nesta formulação não se processaram, por razões econométricas, os testes associando Seguradoras e Administradores de Carteiras, assumindo-se o mesmo fenômeno acima relatado quanto aos dados da tabela 5.

Tabela 6

**Participação Interativa: Conservadorismo Condicional**

Coeficientes	Classes de Investidores				
	Fundos de Pensão	Fundos de Investimentos	Instituições Financeiras	Seguradoras	Adm. de Carteiras
ACC $t-2$	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01
( $\beta_1$ )	0,07***	0,07***	0,07***	0,07***	0,07***
( $\beta_2$ )	0,24*	0,27**	0,22*	0,25**	0,26**
( $\beta_3$ )	-0,39***	-0,43***	-0,38***	-0,41***	-0,42***
( $\beta_4$ )	0,07***	0,06***	0,06***	Omitida	0,08***
( $\beta_5$ )	-0,03	-0,03	-0,07**	Omitida	Omitida
( $\beta_6$ )	-0,53***	-0,48**	-0,42**	Omitida	-0,82***
( $\beta_7$ )	1,28***	0,73***	0,10	Omitida	Omitida
IFRS	-0,01***	-0,01**	-0,01***	-0,01**	-0,01**
INTERCEPTO	-0,04**	-0,04***	-0,04**	-0,04***	-0,04***
$\beta_2 + \beta_3$	-0,16	-0,16	-0,15	-0,16	-0,16
$\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7$	0,59	0,09	-0,48	-	-
Número de instrumentos	42,00	42,00	42,00	38,00	40,00
Estat. Wald	212,43***	206,48***	199,19***	191,64***	202,49***
AR(1)	-9,10***	-8,96***	-9,04***	-9,04***	-9,02***
AR(2)	-0,08	0,20	0,11	0,17	0,20
Hansen test	42,23	38,63	44,07*	39,47	39,08

Nota. Modelo:  $ACC_t = \beta_0 + \beta_1 DFC_t + \beta_2 FC_t + \beta_3 DFC_t * FC_t + \beta_4 PRII_t * PIIO_t + \beta_5 PRII_t * PIIO_t * DFC_t + \beta_6 PRII_t * PIIO_t * FC_t + \beta_7 PRII_t * PIIO_t * DFC_t * FC_t + \beta_8 IFRS + \varepsilon_t$ . Definição das variáveis: ACC = *accruals* correntes no período  $t$  escalados pelo ativo total de  $t-1$ ; DFC = *dummy* assumindo 1 para fluxos de caixas operacionais negativos e 0 em caso contrário; FC = fluxo de caixa operacional no período  $t$  escalado pelo ativo total de  $t-1$ ; DFC\*FC = interação para valores negativos de FC; PRII\*PIIO = variável binária para presença de investidores institucionais com participação acionária relevante e presença em órgãos diretivos; 1 para presença e 0, caso contrário; PRII\*PIIO\*DFC = *dummy* captadora de impacto no intercepto do modelo; PII\*PIIO\*FC = interação para FC positivo na presença de investidores institucionais com participação acionária relevante e presença em órgãos diretivos; PRII\*PIIO\*DFC\*FC = interação para FC negativo na presença de investidores institucionais com participação acionária relevante e presença em órgãos diretivos; IFRS = *dummy* para padrão IFRS, que assume 1 se  $t$  maior que 2009, e 0 caso contrário;  $\varepsilon$  = termo de erro do modelo. Observações-ano: 3.512.

\* Significância ao nível de 10%. \*\* Significância ao nível de 5%. \*\*\* Significância ao nível de 1%.

Os resultados sinalizam, nesta formulação, que firmas com a participação interativa proposta praticam reconhecimento tempestivo assimétrico de perdas (coeficientes significantes  $\beta_6$  negativos e  $\beta_7$  positivos) e o conservadorismo condicional [ $(\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7) > (\beta_2 + \beta_3)$  e positivos], no caso de Fundos de Pensão e de Fundos de Investimentos atuando como participantes, sem que as Instituições Financeiras desempenhem papel diferenciador neste caso.

Destaque-se a sinalização de impacto diferenciado, mas pouco relevante, da convergência ao IFRS em todos os modelos estimados, dado que o coeficiente  $\beta_8$  se mostrou negativo em todas as regressões, o que confirmaria menores níveis de antecipação assimétrica de perdas e conseqüente redução do grau de conservadorismo condicional com tal padrão contábil.

Os achados diferenciados segundo classes de investidores institucionais e o formato de suas participações nas firmas estão em linha com evidências de Ramalingegowda e Yu (2012) e Chen *et al.* (2015), de impacto diferenciado na prática do conservadorismo de participações

de investidores institucionais, embora aqueles autores tenham utilizado a classificação de Bushee (2001) para diferenciar as classes de investidores.

## 5 CONCLUSÃO

O objetivo da pesquisa foi investigar se a demanda por informação útil e eficiente pode afetar as decisões de gestores de firmas em adotar maior grau de conservadorismo condicional pela antecipação assimétrica de perdas no contexto do mercado de capitais brasileiro.

Tal influência centrou-se no argumento de que a sofisticação de investidores profissionais fornece habilidade para que se entenda o papel do conservadorismo condicional nos lucros divulgados, o qual fornece sinais de precaução em proteger fluxos de caixa futuros, dadas notícias negativas contemporâneas.

A demanda informacional de investidores sofisticados foi concebida por meio da magnitude da participação de investidores institucionais na base acionária das firmas e por sua presença em órgãos diretivos das empresas.

Também se considerou que a heterogeneidade de interesses e de objetivos institucionais entre diferentes classes de investidores institucionais (ganhos de longo prazo ou oportunidades de liquidez imediata, por exemplo) afetaria tal demanda por conservadorismo condicional; por isso se segmentou a investigação considerando diferentes classes de investidores institucionais, quais sejam, Fundos de Pensão, Fundos de Investimentos, Seguradoras, Instituições Financeiras e Administradores de Carteiras.

Os achados da pesquisa possibilitaram inferir que investidores institucionais são elementos diferenciadores de firmas com reconhecimento tempestivo assimétrico de perdas, não se rejeitando a hipótese de que sua demanda informacional influencia a qualidade da informação contábil. Pode-se inferir, em princípio, que tanto as habilidades dos investidores com as informações contábeis, quanto seu objetivo de retorno diferenciado afetam a demanda por qualidade informacional. Ademais, houve evidências, não testadas em sua causalidade, de que o atributo de reconhecimento antecipado assimétrico de perdas se associa à presença de tais investidores.

As evidências confirmaram a heterogeneidade também no que tange à demanda por conservadorismo condicional, dada a influência diferenciadora pela presença e pela participação de Fundos de Pensão, Fundos de Investimentos e Seguradoras, o que sugere estudos futuros que investiguem os atributos de política de investimento destes entes, tentando identificar suas semelhanças e diversidades.

Tais evidências confirmam, portanto, os argumentos de Ball (2001) e Watts (2003) sobre a influência da demanda de investidores, indicando que antecipação tempestiva assimétrica de perdas e conservadorismo condicional podem ser fruto de demanda informacional diferenciada entre categorias de investidores habilitados a operar com os conceitos contábeis de *accruals*.

A pesquisa foi limitada basicamente pela dificuldade em se obter informações sobre participação de investidores institucionais não relevantes no capital das firmas brasileiras, motivo pelo qual se ateve a análise ao grupo de participação relevante e à sua presença em órgãos de direção da firma.

Por fim, para futuras pesquisas, pode-se sugerir o exame aprofundado das motivações econômicas e institucionais de investidores sofisticados para demandar ou não números contábeis com o atributo do conservadorismo condicional.

## REFERÊNCIAS

- Ahmed, A. S., Neel, M., & Wang, D. (2013). Does mandatory adoption of IFRS improve accounting quality? Preliminary evidence. *Contemporary Accounting Research*, 30(4), 1344-1372.
- Ball, R. (2001). Infrastructure requirements for an economically efficient system of public financial reporting and disclosure. *Brookings-Wharton papers on financial services*, 127-169.
- Ball, R. J., & Shivakumar, L. (2005). Earnings quality in UK private firms: comparative loss recognition timeliness. *Journal of accounting and economics*, 39(1), 83-128.
- Barros, L. A. B. C, Castro, F. H. F., Júnior, Silveira, A. D. M., & Bergmann, D. R. (2010). A questão da endogeneidade nas pesquisas empíricas em finanças corporativas: principais problemas e formas de mitigação. Recuperado de [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1593187](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1593187)
- Barth, M. E., Landsman, W. R., & Lang, M. H. (2008). International accounting standards and accounting quality. *Journal of accounting research*, 46(3), 467-498.
- Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of accounting and economics*, 24(1), 3-37.
- Brickley, J. A., Lease, R. C., & Smith, C. W., Júnior. (1988). Ownership structure and voting on antitakeover amendments. *Journal of financial economics*, 20, 267-291.
- Bushee, B. J. (1998). The influence of institutional investors on myopic R&D investment behavior. *The Accounting review*, 73(3), 305-333.
- Bushee, B. J. (2001). Do institutional investors prefer near-term earnings over long-run value?. *Contemporary Accounting Research*, 18(2), 207-246.
- Chen, X., Harford, J., & Li, K. (2007). Monitoring: Which institutions matter?. *Journal of financial Economics*, 86(2), 279-305.
- Chen, Y., Li, L., Wang, H., & Wang, P. (2015). Institutional investors and conservative financial reporting: evidence from China. *Eurasian Economic Review*, 5(1), 161-178.
- Chi, W., Liu, C., & Wang, T. (2009). What affects accounting conservatism: A corporate governance perspective. *Journal of contemporary accounting & economics*, 5(1), 47-59.
- Coelho, A. C. D. (2007). *Qualidade informacional e conservadorismo nos resultados contábeis publicados no Brasil* (Tese de doutorado). Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo. Recuperado de <http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12136/tde-20082007-142442/pt-br.php>
- Coelho, A. C. D., Cia, J. N. S., & Lima, I. S. (2010). Conservadorismo condicional na divulgação de lucros em companhias abertas brasileiras: diferenças entre emissoras e não emissoras de ADR entre sistemas contábeis. *Revista de Administração Mackenzie*, 11(1), 117-149.
- Coelho, A. C. D., Galdi, F. C., & Lopes, A. B. (2010). Determinants of asymmetric loss recognition timeliness in public and private firms in Brazil. *Emerging Markets Review*, 31, 65-79.
- Coelho, A. C. D., & Lima, I. S. (2007). Qualidade informacional e conservadorismo nos resultados contábeis publicados no Brasil. *Revista Contabilidade & Finanças*, 18(45), 38-49.
- Coelho, A. C. D., & Lima, I. S. (2008). Segmentos de governança Bovespa: diferenças nos graus de conservadorismo condicional na divulgação de resultados contábeis. *ASAA-Advances in Scientific and Applied Accounting*, 1(1), 17-32.
- Crisóstomo, V. L., & González, E. V. (2006). Possível estratégia de ativismo de fundos de pensão no Brasil. *Revista de Economia Contemporânea*, 10(1), 139-155.
- Davis, E. P., & Steil, B. (2001). *Institutional investors*. MIT press, 2001.
- Dechow, P. M., & Dichev, I. D. (2002). The quality of accruals and earnings: the role of accrual estimation errors. *The Accounting Review*, 77, 35-39.

- Francis, J., Lafond, R., Olsson, P., & Schipper, K. (2004). Accounting Anomalies and Information Uncertainty. *American Finance Association 2004 Meetings*, San Diego, EUA. Recuperado de [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=414141](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=414141)
- Gaspar, J., Massa, M., & Matos, P. (2005). Shareholder investment horizons and the market for corporate control. *Journal of financial economics*, 76(1), 135-165.
- Gillan, S. L., & Starks, L. T. (1998). A survey on shareholder activism: motivation and empirical evidence. *Contemporary Finance Digest*, 2(3), p. 10-34.
- Givoly, D., & Hayn, C. (2000). The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals: Has financial reporting become more conservative?. *Journal of accounting and economics*, 29(3), 287-320.
- Instrução CVM n. 480, de 7 de dezembro de 2009. Dispõe sobre o registro de emissores de valores mobiliários admitidos à negociação em mercados regulamentados de valores mobiliários. Recuperado de <http://www.cvm.gov.br/export/sites/cvm/legislacao/instrucoes/anexos/400/inst480consolid.pdf>
- Khan, M., & Watts, R. L. (2009). Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism. *Journal of Accounting and Economics*, 48(2), 132-150.
- Lafond, R., & Roychowdhury, S. (2008). Managerial ownership and accounting conservatism. *Journal of Accounting Research*, 46(1), 101-135.
- Liu, S. D., & Skerratt, L. (2014). Earnings quality across listed, medium-sized, and small companies in the UK [Working Paper]. *Brunel University*, London. Recuperado de [http://www.brunel.ac.uk/\\_data/assets/pdf\\_file/0005/377330/1417.pdf](http://www.brunel.ac.uk/_data/assets/pdf_file/0005/377330/1417.pdf)
- Marques, A. E. C., Holanda, A. P., & Coelho, A. C. D. (2012). Qualidade informacional dos lucros e firmas de auditoria: evidências no Brasil. *Advances in Scientific and Applied Accounting*, 5(2), 157-180.
- Moghaddam, A., Amirzadeh, V., & Heidari, A. A. (2013). Studying the Relationship between Institutional Ownership and Conservatism in Companies Accepted in Tehran Stock Exchange. *International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences*, 3(1), 400-408.
- Paulo, E., Martins, E., & Girão, L. F. (2014). A. Accounting Information Quality in Latin and North American Public Firms. *Research in Accounting in Emerging Economies*, 14, 41-74.
- Pincus, M., Rajgopal, S., & Venkatachalam, M. (2007). The accrual anomaly: International evidence. *The Accounting Review*, 82(1), 169-203.
- Portugal, M. (2010). Investidores institucionais crescem, mas são limitados por pouca diversificação. *Exame.com*. Recuperado de <http://exame.abril.com.br/mercados/noticias/investidores-institucionais-crescem-brasil-saolimitados-falta-diversificacao-576503>
- Ramalingegowda, S., & Yu, Y. (2012). Institutional ownership and conservatism. *Journal of Accounting and Economics*, 53(1), 98-114.
- Velury, U., & Jenkins, D. S. (2006). Institutional ownership and the quality of earnings. *Journal of Business Research*, 59(9), 1043-1051.
- Watts, R. L. (2003). Conservatism in accounting part I: Explanations and implications. *Accounting Horizons*, 17(3), 207-221.
- Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of econometrics*, 126(1), 25-51.