

## Configuração da estrutura de propriedade e conservadorismo

### RESUMO

O objetivo principal da presente pesquisa é avaliar os efeitos da configuração da estrutura de propriedade sobre o reconhecimento assimétrico de perdas. Foi aplicado o modelo de Basu (1997) como forma de avaliar a propensão média das companhias em reconhecer de maneira assimétrica as perdas econômicas. A configuração da estrutura de propriedade foi avaliada em três aspectos: (i) dispersão acionária, (ii) controle acionário estrangeiro e (iii) sistema legal do país de origem do controle acionário. A amostra é formada por 283 companhias abertas não financeiras com ações negociadas na BM&FBovespa. As evidências sugerem que não há conservadorismo nos resultados apresentados no mercado brasileiro de forma geral, em linha com estudos anteriores. Além disso, as evidências indicam ainda de forma consistente que a configuração da estrutura de propriedade afeta o reconhecimento assimétrico de perdas de maneira significativa. Esta conclusão central acerca da relação entre estrutura de propriedade e conservadorismo é inédita para o Brasil e suscita o debate acerca dos incentivos percebidos pelas companhias para incorporar as perdas econômicas em seus resultados de maneira mais tempestiva do que os ganhos.

### INTRODUÇÃO

Este estudo tem como objetivo principal avaliar os efeitos da configuração da estrutura de propriedade sobre o reconhecimento assimétrico de perdas.

A literatura acadêmica discute que as demonstrações contábeis apresentam maior ou menor grau de qualidade em função da demanda dos atores presentes nas relações contratuais por informações que representem de maneira adequada a posição patrimonial e financeira, o desempenho e os fluxos de caixa de uma determinada firma. Entre os incentivos à divulgação, que afetam tanto a oferta como a demanda por informações contábeis, estão os decorrentes da configuração da estrutura de propriedade.

Presume-se haver relação inversa entre estruturas predominantemente concentradas e demanda por informações contábeis publicamente divulgadas, isso porque a figura do gestor e do acionista controlador se confunde. Uma implicação direta dessa idéia é que o controlador tem acesso privilegiado à gestão e isso reduz a demanda por informações. Ao considerar que há uma relação direta entre demanda por informações e qualidade da informação, espera-se que estruturas de propriedade com forte concentração acionária afetem de forma negativa a qualidade das demonstrações contábeis divulgadas em um determinado ambiente contratual.

No contexto brasileiro, Leal *et al.* (2002) analisaram a estrutura de propriedade direta e indireta de empresas brasileiras no final de 1998. Os resultados revelaram um elevado grau de concentração de capital votante no Brasil. Além disso, Coelho, Galdi e Lopes (2010) comentam que uma das características do ambiente institucional brasileiro é a presença de estruturas de propriedade concentradas.

A configuração da estrutura de propriedade reflete fatores institucionais do ambiente no qual a empresa opera. Ball, Kothari e Robin (2000) argumentam que as características do ambiente institucional onde a empresa opera é o principal fator determinante da qualidade da informação contábil. Estudos anteriores analisaram a relação entre estrutura de propriedade e

as propriedades dos números contábeis, como os seguintes: Kung *et al.* (2010), Sarlo Neto *et al.* (2010), Bona-Sánchez *et al.* (2011), Haw *et al.* (2011) e Ramalingegowda e Yu (2012).

Ao considerar que a forte concentração acionária é uma característica marcante do ambiente institucional brasileiro, destaca-se dois aspectos possivelmente relevantes da estrutura de propriedade ainda não avaliados em estudos anteriores: nacionalidade do controle acionário e sistema legal do país de origem do controle acionário.

Sendo assim, além do objetivo principal, este estudo apresenta os seguintes objetivos específicos: testar os efeitos (i) da dispersão acionária; (ii) do controle acionário estrangeiro; e (iii) do sistema legal do país de origem do controle acionário sobre o nível de reconhecimento assimétrico de perdas.

O estudo tem o potencial de contribuir com o desenvolvimento da literatura científica da área de contabilidade financeira ao fornecer evidências empíricas acerca dos fatores que podem afetar as propriedades da informação contábil divulgada no mercado brasileiro, isso considerando que a informação é decorrente de um processo complexo de reconhecimento e mensuração de eventos econômicos. Os resultados documentados podem ser de interesse de reguladores e profissionais de mercado, pois possivelmente mostrarão como as características da relação contratual na qual a empresa está envolvida podem influenciar o comportamento das propriedades da informação contábil, isso partindo do pressuposto de que as informações contidas nas demonstrações contábeis são utilizadas em decisões econômicas.

## REVISÃO DA LITERATURA

Esta pesquisa segue uma tendência consistente em estudos anteriores de analisar qualidade da informação contábil na perspectiva do reconhecimento assimétrico de perdas, que é também denominado de conservadorismo condicional. De acordo com Ball e Shivakumar (2005), o conservadorismo é um atributo que confere qualidade às demonstrações financeiras. Os seguintes estudos utilizaram medidas de reconhecimento assimétrico de perdas como forma de avaliar a qualidade da informação contábil: Ball, Robin e Wu (2000 e 2003); Ball, Kothari e Robin (2000); Ball e Shivakumar (2005); Ball, Robin e Sadka (2008); Coelho, Galdi e Lopes (2010).

Watts (2003) define conservadorismo como a diferença no grau de verificação requerida no reconhecimento de ganhos e perdas. O autor cita que a forma extrema de conservadorismo é expressa por meio da seguinte máxima: “diferir todos os ganhos, antecipar todas as perdas”, tendo por base o comentário de Bliss (1924, pág. 110) sobre a base de mensuração dos itens do balanço patrimonial.

Basu (1997) na mesma linha define conservadorismo como a tendência dos contadores de exigir maior grau de verificação para reconhecer as boas notícias como ganhos do que reconhecer as más notícias como perdas.

Hendriksen e Breda (1999) dizem que essa prática tem como idéia subjacente o fato de que o pessimismo é melhor em relação ao otimismo em termos de divulgação de informações financeiras. Lopes e Martins (2007) analisam que a idéia geral é fornecer informações mais confiáveis aos investidores por meio de demonstrações financeiras que não sejam excessivamente otimistas.

Watts (2003) elenca quatro prováveis motivos para a existência do conservadorismo na contabilidade: monitoramento de contratos; litígios; tributação; e regulação.

O conservadorismo sob a perspectiva do monitoramento de contratos é um mecanismo que ameniza o risco moral causado pelos integrantes da firma em um ambiente onde há assimetria de informação, assimetria de pagamento, horizontes limitados e obrigações limitadas. Watts (2003) cita que essa abordagem é a mais explorada em estudos sobre conservadorismo e dá o exemplo de que o conservadorismo pode limitar o comportamento oportunista do gestor com relação à utilização de métodos de mensuração em contratos que possam beneficiar uma parte (agente) em detrimento de outra (principal). Contratos que utilizam métricas contábeis podem ser, por exemplo, contratos de dívida ou de remuneração.

Os processos litigiosos podem ser uma fonte de explicação para o conservadorismo contábil, porque em nível judicial a superavaliação de lucros e ativos líquidos é mais penalizada do que a subavaliação. Watts (2003) argumenta que demonstrações financeiras conservadoras podem reduzir a probabilidade de custos relacionados a litígios.

A relação entre conservadorismo e tributação se dá pelo fato da metodologia de apuração do lucro tributável estar ligada com a apuração do lucro societário. Tem-se dessa maneira uma influência do cálculo de tributos sobre o lucro reportado aos agentes. O incentivo nesse caso consiste em que a antecipação de despesas e o diferimento de receitas postergam o pagamento de impostos e aumentam o valor da firma (WATTS, 2003).

Por último, acerca da relação entre conservadorismo e regulação, Watts (2003) argumenta que órgãos reguladores estão mais sujeitos a críticas na hipótese das companhias superavaliarem seus ativos do que se as companhias subavaliarem. Assim, o conservadorismo tem o potencial de reduzir os custos políticos impostos aos reguladores.

Em relação a estudos pontuais que visam a avaliar a potencial associação entre estrutura de propriedade e conservadorismo, pode-se afirmar que a literatura é escassa. Por exemplo, no Brasil só o estudo de Sarlo Neto *et al.* (2010) estuda os efeitos da estrutura de propriedade sobre o conservadorismo. Em nível internacional, os seguintes estudos tratam tema correlato: Kung *et al.* (2010), Bona-Sánchez *et al.* (2011), Haw *et al.* (2011) e Ramalingegowda e Yu (2012).

Haw *et al.* (2010) examinaram como estruturas de propriedade concentradas afetam o conservadorismo. Por meio de dados de treze países da Europa ocidental, os autores concluíram que: (i) companhias com controle compartilhado possuem maior conservadorismo em seus resultados do que companhias com um único grupo controlador ou com estrutura de propriedade pulverizada; e (ii) direitos sobre o fluxo de caixa desigualmente distribuídos entre os diversos acionistas são positivamente relacionados com conservadorismo. Ademais, a grande contribuição do trabalho é apresentar evidências iniciais da importância do segundo maior acionista e das características do bloco controlador em afetar o conservadorismo.

O trabalho de Kung *et al.* (2010) investigou o efeito da estrutura de propriedade sobre o conservadorismo, por meio da análise de companhias chinesas listadas em bolsa. Os resultados indicaram que companhias com forte concentração acionária apresentam baixo grau de conservadorismo. Consistente com trabalhos anteriores, este resultado indica que companhias com controle estatal ou alta concentração de propriedade tendem a utilizar mais informações privadas para dirimir conflitos entre os agentes das companhias e, dessa forma, demandam baixo nível de conservadorismo. Estes resultados são interessantes na medida em que provêm de uma economia emergente, a exemplo da brasileira.

Bona-Sánchez *et al.* (2011) estudaram se o reconhecimento assimétrico de perdas em companhias com acionista controlador depende (i) do percentual de ações detidas pelo

controlador e (ii) da divergência entre direitos de voto e direito sobre fluxo de caixa. Os resultados do estudo documentaram uma relação negativa entre o reconhecimento assimétrico de perdas e ambas as características da estrutura de propriedade avaliadas.

Ramalingegowda e Yu (2012) analisaram se a presença de investidores institucionais na estrutura de propriedade influencia o grau de conservadorismo. As evidências analisadas apontaram que quanto maior a presença de investidores que possam monitorar os gestores das companhias maior é o conservadorismo nos resultados. Essa relação positiva se mostrou mais acentuada em companhias com maiores oportunidades de crescimento e maior assimetria de informação, cujo monitoramento direto da gestão é mais difícil e os benefícios da prática do conservadorismo enquanto mecanismo de governança são maiores.

Por fim, no Brasil, o trabalho de Sarlo Neto *et al.* (2010) abordou uma temática semelhante à desenvolvida por essa pesquisa. O estudo investigou como duas características da estrutura de propriedade das companhias brasileiras, a concentração de votos e o acordo de acionistas, estão associadas com o conservadorismo. As evidências indicam que a concentração de votos contribui para diminuir o grau de conservadorismo, enquanto que o acordo de acionistas contribui para aumentar.

## HIPÓTESES

### *Relação entre dispersão acionária e conservadorismo*

Espera-se que quanto maior for o grau de dispersão acionária em um determinado mercado de capitais maior a demanda por informações contábeis públicas (SODERSTROM; SUN, 2007). Além disso, supõe-se que quanto maior a demanda por informações publicamente divulgadas maior é a probabilidade das demonstrações contábeis apresentarem padrões de qualidade mais elevados (SODERSTROM; SUN, 2007). A presença de conservadorismo condicional nos resultados está associada a demonstrações contábeis de maior qualidade (BALL; KOTHARI; ROBIN, 2000). A partir dessa cadeia de silogismos, levanta-se a seguinte hipótese:

**H<sub>1</sub>:** Há uma relação direta entre dispersão acionária e reconhecimento assimétrico de perdas.

### *Relação entre controle acionário estrangeiro e conservadorismo*

Evidências empíricas sugerem que os lucros divulgados no Brasil não apresentam o atributo do conservadorismo condicional (BRAGA, 2011). Os estudos realizados no Brasil avaliaram as empresas de maneira conjunta, sem considerar a possibilidade de o controle acionário ser nacional ou estrangeiro ter potencial de explicar a presença (ausência) de conservadorismo. O fato de o controle acionário ser estrangeiro pode alterar de forma significativa o conjunto de incentivos que as empresas têm para elaborar e divulgar demonstrações contábeis. Ball, Robin e Wu (2003) defendem que os incentivos econômicos associados aos fatores institucionais são os principais determinantes da qualidade da informação contábil. Ao considerar o argumento em questão, tem-se a hipótese a seguir:

**H<sub>2</sub>:** Há uma relação direta entre controle acionário estrangeiro e reconhecimento assimétrico de perdas.

### *Relação entre sistema legal do país de origem do controle acionário e conservadorismo*

Ball, Kothari e Robin (2000) defendem que a configuração do ambiente institucional no qual a empresa opera é o principal fator determinante da qualidade da informação contábil. A literatura apresenta fortes evidências de que a qualidade da informação contábil é maior em países com sistema legal *common law* (SODERSTROM; SUN, 2007). Espera-se nesse caso que o fato do sistema legal do país de origem do controle acionário ser do tipo *common law* tenha potencial de afetar a qualidade das demonstrações contábeis divulgadas no mercado brasileiro. A presença de conservadorismo condicional nos resultados está associada a demonstrações contábeis de maior qualidade, conforme já destacado. A partir desse contexto, formula-se a seguinte hipótese:

**H<sub>3</sub>:** Há uma relação direta entre sistema legal do país de origem do controle acionário do tipo *common law* e reconhecimento assimétrico de perdas.

## DADOS E METODOLOGIA

### *Amostra, tempo e dados*

A amostra deste estudo foi formada por 283 companhias abertas não financeiras com ações negociadas na BM&FBovespa com registro corrente no banco de dados Economática ativo. As companhias que apresentaram *missing value* nas variáveis lucro por ação e retorno foram excluídas da amostra. Foram excluídos também da amostra os *outliers* (observações abaixo [acima] do 2º [99º] percentil).

Foi analisado o período de 2010 a 2011. Este corte temporal teve como objetivo controlar a variável padrões contábeis (adoção das normas internacionais de contabilidade). A exclusão das companhias financeiras também teve o objetivo deixar constante entre as empresas do estudo a variável padrões contábeis, pois a agenda de convergência às normas internacionais das companhias reguladas pelo Banco Central (BACEN) é diferente da agenda da Comissão de Valores Mobiliários (CVM).

Os dados contábeis (lucro por ação) e de mercado (cotação) foram coletados no Economática. Os dados referentes à configuração da estrutura de propriedade ([i] dispersão, [ii] controle estrangeiro e [iii] sistema legal do país de origem do controle) foram coletados no Formulário de Referência por meio do site da CVM<sup>1</sup>. A classificação dos países em função do sistema legal foi realizada a partir do levantamento do Grupo de Pesquisa em Sistemas Legais “JuriGlobe” da Universidade de Ottawa<sup>2</sup>.

### *Variável dependente – reconhecimento assimétrico de perdas*

O reconhecimento assimétrico de perdas é a variável dependente desta pesquisa, também denominado de conservadorismo condicional. O modelo de Basu (1997) foi empregado como forma de avaliar a propensão média das companhias em reconhecer de maneira assimétrica as perdas econômicas, em linha com estudos anteriores.

O modelo de Basu (1997) pode ser visualizado a seguir.

$$\text{Lucro}_{i,t} = \beta_{0i} + \beta_1 D_{i,t} + \beta_2 \text{Re } t_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} \cdot \text{Re } t_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Em que:

<sup>1</sup> <http://www.cvm.gov.br/>

<sup>2</sup> <http://www.juriglobe.ca/>

**Lucro<sub>i,t</sub>**: resultado por ação da firma *i* no período *t* dividido pelo preço da ação no período *t*-1; **D<sub>i,t</sub>**: variável binária que assume valor 1 se o retorno econômico da ação da firma *i* no período *t* for negativo ( $Ret_{i,t} < 0$ ) e valor 0 se o retorno for positivo ou nulo ( $Ret_{i,t} \geq 0$ ); **Ret<sub>i,t</sub>**: retorno econômico anual<sup>3</sup> da ação da firma *i* no período *t*; **ε<sub>i,t</sub>**: termo de erro da regressão.

Segundo explica Basu (1997), os retornos econômicos são aplicados como *proxies* de boas e más notícias, isso considerando que os preços das ações refletem toda informação relevante disponível no mercado. Nesse caso, a chamada regressão reversa lucro/retorno visa verificar se a variação do lucro é mais sensível às más notícias do que às boas notícias.

De acordo com Basu (1997), a presença de conservadorismo condicional é detectada por meio do coeficiente da variável “D<sub>i,t</sub>Ret<sub>i,t</sub>” ( $\beta_3$ ). Roychowdhury e Watts (2007) argumentam que a existência de conservadorismo implica em  $\beta_2 + \beta_3 > \beta_2$ . Logo,  $\beta_3 > 0$ . Nessa linha, Dechow, Ge e Schrand (2010) interpretam que um maior  $\beta_3$  implica em reconhecimento assimétrico de perdas mais tempestivo. E Ahmed, Neel e Wang (2012) analisam que um  $\beta_3$  negativo indica redução ou adiamento no reconhecimento assimétrico de perdas.

Exemplos de trabalhos aplicaram o modelo de Basu (1997) como métrica de qualidade da informação: Ball, Robin e Wu (2000 e 2003); Ball, Kothari e Robin (2000); Christensen, Lee e Walker (2008); Ball, Robin e Sadka (2008) e Ahmed, Neel e Wang (2012). Há também modelos com forma semelhante adaptados a partir do modelo de Basu, como o desenvolvido por Ball e Shivakumar (2005 e 2006).

### ***Variável independente – configuração da estrutura de propriedade***

A configuração da estrutura de propriedade é a variável explicativa deste estudo. Esta variável foi avaliada em três aspectos: dispersão acionária (DA), controle acionário estrangeiro (CE) e sistema legal do país de origem do controle acionário (SL).

A variável foi operacionalizada em função dos aspectos citados da seguinte maneira: DA: variável binária que assume valor 1 se houver ausência de acionista com mais de 50% de ações ordinárias e valor 0 nas demais situações; CE: variável binária que assume valor 1 se o controle acionário for estrangeiro e valor 0 se o controle acionário for brasileiro (incluindo controle estatal); SL: variável binária que assume valor 1 se o sistema legal do país de origem do controle acionário for classificado como *common law* e valor 0 nas demais situações.

Há duas potenciais limitações na caracterização da variável estrutura de propriedade. A primeira é que não foi levada em consideração a formação de blocos de controle por meio de acordo de acionistas. A segunda é que o cálculo da concentração acionária foi realizado levando-se em consideração apenas a participação direta dos acionistas. Portanto, essas duas limitações de forma conjunta tendem a subestimar o grau de concentração da estrutura de propriedade das companhias.

### ***Modelo empírico geral***

O modelo de Basu (1997) adaptado ao problema de pesquisa pode ser visualizado a seguir.

<sup>3</sup> Este trabalho utiliza retornos anuais acumulados até 31/dezembro.

$$\begin{aligned} \text{Lucro}_{i,t} = & \beta_{0i} + \beta_1 D_{i,t} + \beta_2 \text{Ret}_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} \cdot \text{Ret}_{i,t} \\ & + \beta_4 \text{CEP}_{i,t} + \beta_5 \text{CEP}_{i,t} \cdot D_{i,t} + \beta_6 \text{CEP}_{i,t} \cdot \text{Ret}_{i,t} + \beta_7 \text{CEP}_{i,t} \cdot D_{i,t} \cdot \text{Ret}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

Em que:

**Lucro<sub>i,t</sub>**: resultado por ação da firma i no período t dividido pelo preço da ação no período t-1; **D<sub>i,t</sub>**: variável binária que assume valor 1 se o retorno econômico da ação da firma i no período t for negativo ( $\text{Ret}_{i,t} < 0$ ) e valor 0 se o retorno for positivo ou nulo ( $\text{Ret}_{i,t} \geq 0$ ); **Ret<sub>i,t</sub>**: retorno econômico anual da ação da firma i no período t; **CEP<sub>i,t</sub>**: configuração da estrutura de propriedade da firma i no período t – variável binária avaliada em três aspectos: i) dispersão, ii) controle estrangeiro e iii) sistema legal do país de origem do controle; **ε<sub>i,t</sub>**: termo de erro.

Os coeficientes  $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  e  $\beta_3$  e as respectivas variáveis se referem ao modelo original de Basu (1997). Os coeficientes  $\beta_4$ ,  $\beta_5$ ,  $\beta_6$  e  $\beta_7$  e as respectivas variáveis se referem à interação entre o modelo original e a variável explicativa configuração da estrutura de propriedade. Os coeficientes de verificação da presença de conservadorismo são  $\beta_3$  e  $\beta_7$ , conforme destacado.

### Modelos empíricos específicos

O modelo de Basu (1997) adaptado para operacionalizar o teste da hipótese 1 ( $H_1$ ) pode ser visualizado a seguir – dispersão acionária.

$$\begin{aligned} \text{Lucro}_{i,t} = & \beta_{0i} + \beta_1 D_{i,t} + \beta_2 \text{Ret}_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} \cdot \text{Ret}_{i,t} \\ & + \beta_4 \text{DA}_{i,t} + \beta_5 \text{DA}_{i,t} \cdot D_{i,t} + \beta_6 \text{DA}_{i,t} \cdot \text{Ret}_{i,t} + \beta_7 \text{DA}_{i,t} \cdot D_{i,t} \cdot \text{Ret}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

Em que:

**Lucro<sub>i,t</sub>**: resultado por ação da firma i no período t dividido pelo preço da ação no período t-1; **D<sub>i,t</sub>**: variável binária que assume valor 1 se o retorno econômico da ação da firma i no período t for negativo ( $\text{Ret}_{i,t} < 0$ ) e valor 0 se o retorno for positivo ou nulo ( $\text{Ret}_{i,t} \geq 0$ ); **Ret<sub>i,t</sub>**: retorno econômico anual da ação da firma i no período t; **DA<sub>i,t</sub>**: dispersão acionária da firma i no período t – variável binária que assume valor 1 se houver ausência de acionista com mais de 50% de ações ordinárias e valor 0 nas demais situações; **ε<sub>i,t</sub>**: termo de erro da regressão.

O modelo de Basu (1997) adaptado para operacionalizar o teste da hipótese 2 ( $H_2$ ) pode ser visualizado a seguir – controle acionário estrangeiro.

$$\begin{aligned} \text{Lucro}_{i,t} = & \beta_{0i} + \beta_1 D_{i,t} + \beta_2 \text{Ret}_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} \cdot \text{Ret}_{i,t} \\ & + \beta_4 \text{CE}_{i,t} + \beta_5 \text{CE}_{i,t} \cdot D_{i,t} + \beta_6 \text{CE}_{i,t} \cdot \text{Ret}_{i,t} + \beta_7 \text{CE}_{i,t} \cdot D_{i,t} \cdot \text{Ret}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

Em que:

**Lucro<sub>i,t</sub>**: resultado por ação da firma i no período t dividido pelo preço da ação no período t-1; **D<sub>i,t</sub>**: variável binária que assume valor 1 se o retorno econômico da ação da firma i no período t for negativo ( $\text{Ret}_{i,t} < 0$ ) e valor 0 se o retorno for positivo ou nulo ( $\text{Ret}_{i,t} \geq 0$ ); **Ret<sub>i,t</sub>**: retorno econômico anual da ação da firma i no período t; **CE<sub>i,t</sub>**: controle acionário estrangeiro da firma i no período t – variável binária que assume valor 1 se o controle for estrangeiro e valor 0 se o controle for brasileiro (incluindo controle estatal); **ε<sub>i,t</sub>**: termo de erro da regressão.

O modelo de Basu (1997) adaptado para operacionalizar o teste da hipótese 3 ( $H_3$ ) pode ser visualizado a seguir – sistema legal do país de origem do controle acionário.

$$\text{Lucro}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t} + \beta_2 \text{Ret}_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} \cdot \text{Ret}_{i,t} \\ + \beta_4 \text{SL}_{i,t} + \beta_5 \text{SL}_{i,t} \cdot D_{i,t} + \beta_6 \text{SL}_{i,t} \cdot \text{Ret}_{i,t} + \beta_7 \text{SL}_{i,t} \cdot D_{i,t} \cdot \text{Ret}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Em que:

**Lucro<sub>i,t</sub>**: resultado por ação da firma *i* no período *t* dividido pelo preço da ação no período *t*-1; **D<sub>i,t</sub>**: variável binária que assume valor 1 se o retorno econômico da ação da firma *i* no período *t* for negativo ( $\text{Ret}_{i,t} < 0$ ) e valor 0 se o retorno for positivo ou nulo ( $\text{Ret}_{i,t} \geq 0$ ); **Ret<sub>i,t</sub>**: retorno econômico anual da ação da firma *i* no período *t*; **SL<sub>i,t</sub>**: sistema legal do país de origem do controle acionário da firma *i* no período *t* – variável binária que assume valor 1 se o sistema legal for classificado como *common law* e valor 0 nas demais situações; **ε<sub>i,t</sub>**: erro.

## RESULTADOS

### Estatísticas descritivas

A Tabela 1 mostra estatísticas das variáveis Lucro e Retorno para a amostra completa.

**Tabela 1** – Estatísticas descritivas (Lucro e Retorno)

	Média	Desvio	Mínimo	Máximo
Lucro*	-0.033	0.484	-4.627	0.864
Retorno**	0.042	0.363	-0.651	1.575

\* Resultado por ação em *t* dividido pelo preço da ação em *t*-1  
 \*\* Retorno anual [(preço em *t* – preço em *t*-1) / preço em *t*-1]

A Tabela 2 apresenta estatísticas da variável Dispersão para a amostra completa.

**Tabela 2** – Estatísticas descritivas (Dispersão acionária)

Variável: dispersão acionária			
	Resposta 1*	Resposta 0**	Total
Frequência absoluta	213	314	527
Frequência relativa	40.4%	59.6%	100%

\* Ausência de acionista com mais de 50% de ações ordinárias  
 \*\* Presença de acionista com mais de 50% de ações ordinárias

Observa-se que aproximadamente 60% das observações do estudo apresentam acionista com mais de 50% de ações ordinárias. Estes resultados confirmam os comentários de Coelho, Galdi e Lopes (2010) sobre as características do ambiente institucional brasileiro, onde há considerável concentração acionária. A variável acima foi construída pela análise da estrutura de propriedade direta. Logo, corre-se o risco de desconsiderar participações indiretas relevantes e acordo de acionistas que podem aumentar o percentual de presença de acionistas com mais de 50% de ações ordinárias (Resposta 0 – Tabela 2). Assim, o grau de concentração acionária tende a estar subavaliado. O pior cenário seria a superavaliação da concentração.

A Tabela 3 apresenta estatísticas da variável Controle acionário estrangeiro para a subamostra de empresas com presença de acionista com mais de 50% de ações ordinárias.



**Tabela 3** – Estatísticas descritivas (Controle acionário estrangeiro)

Variável: controle acionário estrangeiro			
	Resposta 1*	Resposta 0**	Total
Frequência absoluta	28	286	314
Frequência relativa	8.9%	91.1%	100%

\* Controle acionário estrangeiro  
\*\* Controle acionário brasileiro

Verifica-se que cerca de 9% das observações do estudo com presença de acionista com mais de 50% de ações ordinárias apresentam controle estrangeiro, sendo a maioria brasileiro. Destaca-se que foi analisada apenas a estrutura de propriedade direta.

A Tabela 4 apresenta estatísticas descritivas da variável Sistema legal do país de origem do controle acionário para a subamostra de empresas com presença de acionista com mais de 50% de ações ordinárias.

**Tabela 4** – Estatísticas descritivas (Sistema legal do país de origem do controle acionário)

Variável: sistema legal do país de origem do controle acionário			
	Resposta 1*	Resposta 0**	Total
Frequência absoluta	17	297	314
Frequência relativa	5.4%	94.6%	100%

\* Sistema legal *common law*  
\*\* Demais sistemas legais

Constata-se que pouco mais de 5% das observações do estudo com presença de acionista com mais de 50% de ações ordinárias têm o sistema legal do país de origem do controle classificado como *common law*, o que está em linha com o resultado da Tabela 3, em que a maioria dos controladores é do Brasil, cujo sistema legal é classificado como *code law*.

A Tabela 5 mostra os resultados do modelo de Basu (1997) para a amostra completa.

**Tabela 5** – Conservadorismo condicional [Basu (1997)]

Variável	Lucro <sub>i,t</sub> = β <sub>0</sub> + β <sub>1</sub> D <sub>i,t</sub> + β <sub>2</sub> Ret <sub>i,t</sub> + β <sub>3</sub> D <sub>i,t</sub> ·Ret <sub>i,t</sub> + ε <sub>i,t</sub>			
	β <sub>0</sub>	β <sub>1</sub>	β <sub>2</sub>	β <sub>3</sub>
	C	D	Ret	D·Ret
Coefficiente	-0.002	-0.030	-0.057	0.113
Sig	0.897	0.384	0.244	0.418
R <sup>2</sup> ajustado	0.898			
F (Sig)	0.000			
Observações	527			

Regressão com dados em painel estimada pelo método dos mínimos quadrados ordinários. Painel desbalanceado. Efeitos fixos. Erros padrão robustos. 283 unidades de corte transversal.

Os resultados da Tabela 5 indicam que não há sinais de reconhecimento assimétrico de perdas para a amostra completa com base no coeficiente sem significância estatística β<sub>3</sub> (sig > 0,10). Estes resultados levantam questionamentos a respeito da ausência de conservadorismo no Brasil. Sendo assim, infere-se inicialmente que não há demanda por resultados contábeis

com o atributo do conservadorismo. Estas evidências estão de acordo com estudos anteriores desenvolvidos. Uma possível fonte de explicação para esse fenômeno é avaliação da demanda e oferta de informações contábeis. Coelho, Galdi e Lopes (2010) analisam que há uma baixa demanda por informações de alta qualidade decorrente do arranjo institucional brasileiro. Uma das características desse arranjo é a concentração acionária. Espera-se que companhias com estrutura de propriedade concentrada afetem de forma negativa a demanda por números contábeis e, conseqüentemente, não tenham incentivos para reportar resultados conservadores.

A Tabela 6 mostra os efeitos da dispersão acionária sobre o conservadorismo.

**Tabela 6** – Efeitos da dispersão acionária

$\text{Lucro}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t} + \beta_2 \text{Ret}_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} \cdot \text{Ret}_{i,t} + \beta_4 \text{DA}_{i,t} + \beta_5 \text{DA}_{i,t} \cdot D_{i,t} + \beta_6 \text{DA}_{i,t} \cdot \text{Ret}_{i,t} + \beta_7 \text{DA}_{i,t} \cdot D_{i,t} \cdot \text{Ret}_{i,t} + \epsilon_{i,t}$								
Variável	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\beta_6$	$\beta_7$
	C	D	Ret	D·Ret	DA	DA·D	DA·Ret	DA·D·Ret
Coefficiente	0.007	-0.060	-0.036	-0.087	-0.031	0.101	-0.026	0.497
Sig	0.787	0.162	0.463	0.668	0.588	<b>0.081</b>	0.782	<b>0.038</b>
R <sup>2</sup> ajustado	0.899							
F (Sig)	0.000							
Observações	527							

Regressão com dados em painel estimada pelo método dos mínimos quadrados ordinários. Painel desbalanceado. Efeitos fixos. Erros padrão robustos. 283 unidades de corte transversal.

Os resultados da Tabela 6 indicam que não há sinais de reconhecimento assimétrico de perdas para a amostra completa com base no coeficiente sem significância estatística  $\beta_3$  (sig > 0,10), em linha com os resultados da Tabela 5.

O coeficiente positivo e significativo  $\beta_7$  (sig < 0,05) indica que há sinais de reconhecimento assimétrico de perdas para as empresas com ausência de acionista com mais de 50% de ações ordinárias em sua estrutura de propriedade.

Estes resultados sugerem que quanto maior o grau de dispersão acionária maior é a demanda por informações contábeis divulgadas publicamente, partindo da premissa de que uma maior demanda pode incentivar a divulgação de informações de maior qualidade e, por conseqüência, números contábeis conservadores.

Os resultados da Tabela 6 estão alinhados com os encontrados por Kung *et al.* (2010), em que as evidências indicaram que companhias com forte concentração acionária apresentam baixo grau de conservadorismo. Uma das explicações para o resultado da pesquisa de Kung *et al.* (2010) pode ser aplicada ao estudo em questão. Segundo os autores, companhias com alta concentração de propriedade tendem a utilizar informações privadas para dirimir conflitos entre os agentes e, assim, demandam baixo conservadorismo. Outro trabalho com resultados similares é o de Bona-Sánchez *et al.* (2011), em que foi documentada uma relação negativa entre concentração acionária e conservadorismo.

Destaca-se ainda que na revisão da literatura não foram encontrados resultados com direção inversa da esperada para a relação entre estrutura de propriedade e conservadorismo.

A tabela 7 mostra os efeitos do controle acionário estrangeiro sobre o conservadorismo para a subamostra de companhias com presença de acionista com mais de 50% de ações com direito a voto.

**Tabela 7** – Efeitos do controle acionário estrangeiro

$\text{Lucro}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t} + \beta_2 \text{Ret}_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} \cdot \text{Ret}_{i,t} + \beta_5 \text{CE}_{i,t} \cdot D_{i,t} + \beta_6 \text{CE}_{i,t} \cdot \text{Ret}_{i,t} + \beta_7 \text{CE}_{i,t} \cdot D_{i,t} \cdot \text{Ret}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$							
Variável	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_5$	$\beta_6$	$\beta_7$
	C	D	Ret	D·Ret	CE·D	CE·Ret	CE·D·Ret
Coefficiente	-0.010	-0.137	-0.078	-0.119	0.261	-0.014	1.009
Sig	0.801	<b>0.081</b>	0.339	0.589	<b>0.018</b>	0.892	<b>0.032</b>
R <sup>2</sup> ajustado	0.878						
F (Sig)	0.000						
Observações	314						

Regressão com dados em painel estimada pelo método dos mínimos quadrados ordinários. Painel desbalanceado. Efeitos fixos. Erros padrão robustos. 171 unidades de corte transversal. A variável “CE” ( $\beta_4$ ) foi excluída em decorrência da colinearidade apresentada.

Os resultados da Tabela 7 indicam que não há sinais de reconhecimento assimétrico de perdas para a subamostra de firmas com presença de acionista com mais de 50% de ações ordinárias com base no coeficiente sem significância estatística  $\beta_3$  (sig > 0,10), de forma semelhante aos resultados apresentados nas Tabelas 5 e 6.

O coeficiente  $\beta_7$  (sig < 0,05) indica que há sinais de conservadorismo para as empresas que estão sob controle estrangeiro.

Estes resultados sinalizam que o controle estrangeiro possivelmente alterou o conjunto de incentivos que as companhias têm para reportar resultados contábeis mais conservadores. Tem-se uma evidência de que a classificação do controle acionário em nacional ou estrangeiro teve potencial de explicar a variável conservadorismo. Esta evidência é inédita, pois estudos anteriores não se preocuparam em analisar se a nacionalidade do controle acionário poderia influenciar a qualidade das informações contábeis divulgadas em um determinado ambiente.

Sendo assim, o ambiente institucional do controle acionário e seus incentivos foram mais preponderantes do que os incentivos proporcionados pelo ambiente no qual a companhia opera e está reportando suas demonstrações financeiras para explicar o conservadorismo.

A Tabela 8 mostra os efeitos do sistema legal do país de origem do controle acionário sobre o conservadorismo para a subamostra de empresas com presença de acionista com mais de 50% de ações ordinárias.

**Tabela 8** – Efeitos do sistema legal do país de origem do controle acionário

$\text{Lucro}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t} + \beta_2 \text{Ret}_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} \cdot \text{Ret}_{i,t} + \beta_5 \text{SL}_{i,t} \cdot D_{i,t} + \beta_6 \text{SL}_{i,t} \cdot \text{Ret}_{i,t} + \beta_7 \text{SL}_{i,t} \cdot D_{i,t} \cdot \text{Ret}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$							
Variável	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_5$	$\beta_6$	$\beta_7$
	C	D	Ret	D·Ret	SL·D	SL·Ret	SL·D·Ret
Coefficiente	-0.007	-0.137	-0.085	-0.112	0.255	-0.010	1.068
Sig	0.842	<b>0.076</b>	0.213	0.603	<b>0.040</b>	0.971	<b>0.097</b>
R <sup>2</sup> ajustado	0.878						
F (Sig)	0.000						
Observações	314						

Regressão com dados em painel estimada pelo método dos mínimos quadrados ordinários. Painel desbalanceado. Efeitos fixos. Erros padrão robustos. 171 unidades de corte transversal. A variável “SL” ( $\beta_4$ ) foi excluída em decorrência da colinearidade apresentada.

Os resultados da Tabela 8 indicam que não há sinais de reconhecimento assimétrico de perdas para a subamostra de firmas com presença de acionista com mais de 50% de ações ordinárias com base no coeficiente sem significância estatística  $\beta_3$  ( $\text{sig} > 0,10$ ), de forma semelhante aos resultados apresentados nas Tabelas 5, 6 e 7.

O coeficiente  $\beta_7$  ( $\text{sig} < 0,10$ ) aponta indícios de conservadorismo para as empresas em que o sistema legal do país de origem do controle acionário é do tipo *common law*.

Estes resultados indicam que o fato do sistema legal do país de origem do controle acionário ser classificado como *common law* teve potencial de afetar a qualidade das demonstrações contábeis divulgadas no mercado brasileiro. Estas evidências estão alinhadas de certa forma com a ideia de Ball, Kothari e Robin (2000), em que os fatores institucionais são os principais determinantes da qualidade da informação contábil e que os resultados em países *common law* apresentam o atributo do conservadorismo.

Destaca-se que a abordagem deste estudo é do tipo *within country*, enquanto que a do estudo de Ball, Kothari e Robin (2000) foi do tipo *cross country*. No caso do presente estudo, a variável ambiente institucional é constante, diferentemente de Ball, Kothari e Robin (2000).

Uma possível explicação para o resultado observado é que os controladores oriundos de países com sistema legal classificado como *common law* de alguma forma influenciaram as propriedades dos números contábeis apresentados em um ambiente institucional com fracos incentivos à divulgação de resultados contábeis conservadores.

## CONCLUSÃO

Esta pesquisa empírica teve como objetivo principal avaliar os efeitos da configuração da estrutura de propriedade sobre o reconhecimento assimétrico de perdas das companhias que operam no Brasil. Foram avaliados dados contábeis, de mercado e de composição acionária de uma amostra de 283 empresas com ações na BM&FBOVESPA no período entre 2010-2011. Destaca-se ainda que estas conclusões são referentes apenas à amostra avaliada e ao período analisado, pois o processo de amostragem não foi aleatório.

Os resultados analisados confirmaram as hipóteses levantadas, mostrando que há uma relação direta entre (i) dispersão acionária, (ii) controle acionário estrangeiro e (iii) sistema legal do país de origem do controle acionário do tipo *common law* e conservadorismo. Estes resultados são semelhantes aos documentados nas pesquisas de Kung *et al.* (2010) e Bona-Sánchez *et al.* (2011). Em ambos, a concentração acionária afetou negativamente o grau de conservadorismo nos resultados.

Conclui-se a partir das evidências encontradas que a configuração da estrutura de propriedade tem o potencial de afetar o conservadorismo de maneira significativa. Esta conclusão está em linha com os argumentos e as evidências que sugerem que os fatores institucionais associados aos incentivos no nível da firma são os principais determinantes do comportamento das propriedades dos números contábeis (BALL; KOTHARI; ROBIN, 2000).

A principal limitação deste estudo está relacionada à potencial subestimação da concentração da estrutura de propriedade em função de (i) serem analisadas as estruturas diretas apenas e de (ii) não serem considerados os acordos de acionistas. Estas observações dão espaço para o desenvolvimento de estudos futuros mais aprofundados no que diz respeito à avaliação da estrutura de propriedade.

Não obstante, é razoável inferir que analisar esses e outros aspectos da configuração da estrutura de propriedade venha trazer explicações sobre diversas decisões corporativas, entre elas as relacionadas às escolhas contábeis, que afetam diretamente as propriedades estatísticas das informações contábeis divulgadas.

## REFERÊNCIAS

- AHMED, A. S.; NEEL, M.; WANG, D. Does mandatory adoption of IFRS improve accounting quality? Preliminary evidence. **Contemporary Accounting Research** (Forthcoming). SSRN, 2012. Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=1502909> Acesso: 27 fev. 2013.
- 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 financial reporting shaped by equity markets or by debt markets? An international study of timeliness and conservatism. **Review of Accounting Studies**. v. 13, p. 168-205, 2008.
- BALL, R.; ROBIN, A.; WU, J. S. Accounting standards, the institutional environment and issuer incentives: effect on accounting conservatism in China. **Asia Pacific Journal of Accounting and Economics**. v. 7, p. 71-96, 2000.
- 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 in UK private firms: comparative loss recognition timeliness of earnings. **Journal of Accounting and Economics**. v. 39, p. 83-128, 2005.
- BALL, R.; SHIVAKUMAR, L. The role of accruals in asymmetrically timely gain and loss recognition. **Journal of Accounting Research**. v. 44, n. 2, p. 207-242, 2006.
- BASU, S. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. **Journal of Accounting and Economics**. v. 24, p. 3-37, 1997.
- BLISS, J. H. **Management through accounts**. New York: Ronald Press, 1924.
- BONA-SÁNCHEZ, Carolina *et al.* Ultimate ownership and earnings conservatism. **European Accounting Review** (Forthcoming). SSRN, 2011. Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=1440694> Acesso: 27 fev. 2013.
- BRAGA, Josué Pires. **Padrões contábeis, incentivos econômicos e reconhecimento assimétrico de perdas**. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis). FEA/USP, São Paulo, 2011.
- CHRISTENSEN, H. B.; LEE, E.; WALKER, M. Incentives or standards: what determines accounting quality changes around IFRS adoption? **American Accounting Association Annual Meeting**. Anaheim, 2008.
- COELHO, Antonio Carlos Dias; GALDI, Fernando Caio; LOPES, Alexsandro Broedel. **The determinants of earnings quality: the case of Brazilian public and private firms**. SSRN, 2010. Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=1541628> Acesso: 05 ago. 2010.

- DECHOW, P.; GE, W.; SCHRAND, C. Understanding earnings quality: a review of the proxies, their determinants and their consequences. **Journal of Accounting and Economics**. v. 50, p. 344-401, 2010.
- HAW, I.; HO, S. S.; TONG, J. Y.; ZHANG, F. Complex ownership structures and accounting conservatism. **American Accounting Association Annual Meeting**. Denver, 2011.
- HENDRIKSEN, E. S.; BRENDA, M. F. V. **Teoria da contabilidade**. Tradução: Antonio Zoratto Sanvicente. São Paulo: Atlas, 1999.
- 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.
- LEAL, R. P. C.; CARVALHAL-DA-SILVA, A. L.; VALADARES, S. M. Estrutura de controle e propriedade das companhias brasileiras de capital aberto. **Revista de Administração Contemporânea**, v. 6, n. 1, p. 7-18, 2002.
- LOPES, Alessandro Broedel; MARTINS, Eliseu. **Teoria da contabilidade: uma nova abordagem**. São Paulo: Atlas, 2007.
- ROYCHOWDHURY, S.; WATTS, 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.
- SARLO NETO, Alfredo; RODRIGUES, Adriano; ALMEIDA, José Elias Feres de. Concentração de votos e acordo de acionistas: influências sobre o conservadorismo. **Revista de Contabilidade & Finanças**. vol. 21, n. 54, p. 6-22, 2010.
- SODERSTROM, N. S.; SUN, K. J. IFRS adoption and accounting quality: a review. **European Accounting Review**. v. 16, n. 4, p. 675-702, 2007.
- WATTS, R. L. Conservatism in accounting – part I: explanations and implications. **Accounting Horizons**. v. 17, n. 3, p. 207-221, 2003.
- RAMALINGEGOWDA, S.; YU, Y. Institutional ownership and conservatism. **Journal of Accounting and Economics**. v. 53, p. 98-114, 2012.