

**Consequências do Conservadorismo Contábil na Assimetria da Informação em  
Empresas Brasileiras**

**ALINI DA SILVA**

*Universidade Regional de Blumenau*

**CÁTIA HEINZEN**

*Universidade Regional de Blumenau*

**ROBERTO CARLOS KLANN**

*Universidade Regional de Blumenau*

**Resumo**

De acordo com a literatura, o conservadorismo contábil pode contribuir para o aumento da assimetria da informação (sob o aspecto de as informações contábeis serem relevantes ao mercado), como também para a sua diminuição. Desta forma, o objetivo do estudo consistiu em analisar a relação entre o conservadorismo contábil - modelo de Ball e Shivakumar (2005) e a relevância das informações contábeis – modelo de Collins, Maydew e Weis (1997), de empresas brasileiras. A metodologia utilizada caracterizou-se como descritiva, documental e quantitativa, com a utilização de regressão linear múltipla. A amostra da pesquisa correspondeu a 46 empresas, as quais detinham informações trimestrais válidas no período de 2005 a 2014. Para estas 46 empresas, foram rodadas regressões individuais, a fim de detectar os coeficientes de conservadorismo e o  $R^2$  do *value relevance* de cada empresa, para posteriormente fazer-se a análise da influência do conservadorismo na relevância da informação contábil. Para a análise dos dados separou-se a amostra em dois períodos: período pré *International Financial Reporting Standards* (IFRS) (2005 a 2009) e período pós IFRS (2010 a 2014). Os resultados demonstraram que no período pré IFRS o conservadorismo contábil não se associou significativamente com a assimetria da informação. Já no período pós IFRS demonstrou estar relacionado ao aumento da simetria da informação. Observou-se que no período pós obrigatoriedade de utilização das IFRS no Brasil, a prática de conservadorismo contábil realizado pelas empresas contribuiu para o aumento da relevância das informações contábeis ao mercado, contribuindo com o aumento da qualidade da informação contábil e diminuindo a assimetria da informação entre gestores e agentes econômicos.

**Palavras chave:** Conservadorismo Contábil, Assimetria da Informação, Relevância da informação contábil, Normas internacionais de Contabilidade.

## 1 Introdução

De acordo com Brown Jr., He e Teitel (2006), o conservadorismo contábil pode ser definido como o reconhecimento antecipado de perdas econômicas versus os ganhos, ou seja, conservadorismo em contabilidade leva ao reconhecimento de perdas de maneira mais oportuna do que os ganhos. Esta propriedade contábil impõe o reconhecimento adequado de perdas econômicas e reconhecimento tardio de ganhos econômicos.

Apesar de críticas sobre este método de reconhecimento, que avalia a valor maior os custos do que as receitas, o conservadorismo contábil tem sido utilizado nos últimos 30 anos (Watts, 2003). Há debates no meio acadêmico e empresarial sobre a sua influência na assimetria da informação, se este deve ou não ser excluído em quadros conceituais de órgãos reguladores contábeis (Lara, Osma & Penalva, 2014).

O conservadorismo contábil pode gerar consequências positivas e negativas na assimetria da informação. O conservadorismo pode deteriorar o ambiente de informação (Lafond & Watts, 2008), principalmente no aumento da probabilidade de litígio, volatilidade de retornos e causar assimetria informacional (Khan & Watts, 2009). Todavia, segundo Lara et al. (2014), o aumento do conservadorismo contábil pode também melhorar as informações contábeis.

A assimetria de informação descreve as diferenças na quantidade de informação disponível entre as pessoas bem informadas, que têm acesso a informações de alta qualidade, e o público em geral, cuja informação é unicamente recolhida a partir de fontes disponíveis publicamente. Ou seja, a assimetria ocorre quando há uma relação de agência em que os agentes da empresa possuem informações que não são as mesmas de posse dos principais, o que acaba por prejudicar as decisões destes, afetando a eficácia da organização (Watrin & Ullmann, 2012).

Há diferentes formas de se verificar a assimetria da informação entre gestores e agentes econômicos, sendo que uma delas é a análise da relevância das informações que os gestores divulgam aos usuários externos por meio das demonstrações financeiras (Brown Jr et al., 2006, Lafond & Watts, 2008, Khan & Watts, 2009, Hui, Matsunaga & Morse, 2009, Lara et al., 2014).

Deste modo, de acordo com a problemática de resultados conflitantes sobre as influências positivas e negativas que o conservadorismo contábil pode gerar na assimetria da informação, apresenta-se como problema de pesquisa: quais as consequências do conservadorismo contábil na assimetria da informação em empresas brasileiras? A fim de solucionar a questão problema, têm-se como objetivo analisar a relação entre o conservadorismo contábil e a relevância das informações contábeis de empresas brasileiras.

Estudos tais como Brown Jr. et al. (2006), LaFond e Watts (2008), Khan e Watts (2009), Hui et al. (2009), Ramos (2013) e Lara et al. (2014) analisaram a relação entre conservadorismo contábil e assimetria da informação. Brown Jr. et al. (2006), ao investigar empresas de 20 países diferentes, sugeriram que o lucro mais condicionalmente conservador tem um maior grau de relevância de valor.

LaFond e Watts (2008) analisaram o efeito da assimetria de informação entre gestores e investidores no conservadorismo contábil em empresas listadas na Bolsa de Valores NYSE. Os resultados indicaram que a assimetria de informação é relacionada positivamente com o conservadorismo, ou seja, que o reconhecimento assimétrico dos ganhos e perdas aumenta o nível de assimetria da informação.

Há também uma série de estudos que trabalharam com empresas dos Estados Unidos da América (EUA), dos quais pode-se destacar o de Khan e Watts (2009), que estimaram uma medida de conservadorismo contábil como uma métrica para investigações empíricas e verificaram que o conservadorismo contábil aumentou a assimetria da informação em empresas norte-americanas. Por outro lado, Hui et al. (2009) examinaram as relações empíricas entre medidas de conservadorismo e previsões de lucros e concluíram que o conservadorismo contábil atua diminuindo a assimetria de informações no mercado, enquanto Lara et al. (2014) encontraram que o conservadorismo contábil melhora o ambiente de informação da empresa.

Em âmbito nacional os estudos sobre a relação entre conservadorismo contábil e relevância da informação ainda são incipientes, podendo-se destacar o de Ramos (2013), realizado no período de 2005 a 2012, cujos resultados apontam que o aumento no conservadorismo gera uma redução no *value relevance*.

Diante da incipiência de estudos sobre o tema em âmbito nacional, espera-se que ao ampliar o período de análise, compreendido entre os anos de 2005 a 2014, bem como separando-o em período pré convergência às IFRS (2005 a 2009) e pós convergência às IFRS (2010 a 2014), possa-se trazer novas evidências empíricas sobre o tema, com análise da relação entre conservadorismo e assimetria da informação e a influência da convergência contábil nesse processo, algo não tratado por Ramos (2013).

Este estudo difere daquele de Ramos (2013) também em função de que o autor analisou a influência do conservadorismo na relevância da informação em empresas brasileiras, entretanto, o modelo utilizado para verificar o conservadorismo contábil foi o de Balachandran e Mohanram (2011), já no atual estudo analisou-se o de Ball e Shivakumar (2005). Sem entrar no mérito de qual desses dois modelos seria o mais adequado, acredita-se que a utilização de outros modelos para captura das variáveis utilizadas na análise pode reforçar ou então apontar contradições com estudos anteriores, o que contribui para a robustez dos achados.

## **2 Referencial Teórico**

Nesta seção são apresentadas as principais referências acerca de conservadorismo contábil, assimetria da informação, bem como estudos anteriores necessários para o embasamento teórico da presente pesquisa.

### **2.1 Conservadorismo Contábil**

O conservadorismo, segundo Basu (1997), é a tendência dos contadores em exigir um maior grau de verificação para reconhecer as boas notícias em relação às más notícias nas demonstrações financeiras. As perdas não realizadas são normalmente reconhecidas antes de ganhos não realizados. Pode ser considerado como a verificação diferencial necessária para o reconhecimento de ganhos contábeis contra perdas, que gera uma subavaliação de ativos líquidos.

Para Watts (2003), o conservadorismo não insinua que todos os fluxos de caixa de receita devem ser recebidos antes dos lucros, mas que precisam ser verificados. Considera também que o conservadorismo é condição para a verificação assimétrica de ganhos e perdas e que beneficia os usuários de relatórios contábeis da empresa. O conservadorismo é necessário para mitigar o comportamento oportunista de gestores, além de ser incentivado em ambientes institucionais com maiores custos de litígios. A contabilidade conservadora garante aos investidores externos que os ganhos não sejam exagerados e que as perdas sejam discretas (Lafond & Watts, 2008).

A influência do conservadorismo na prática contábil tem sido longa e significativa. Basu (1997) argumenta que o conservadorismo tem influenciado a prática contábil há 500 anos, pelo menos. De acordo com Lopes (2001), a ideia geral do conservadorismo é fornecer informações mais confiáveis aos investidores por intermédio de demonstrações que não sejam excessivamente otimistas. Esta prática consiste no reconhecimento assimétrico entre despesas/passivos e receitas/ativos, retratando a realidade da empresa. Monitoramento de contratos, custos de litígios, tributação e normalização são as quatro principais explicações que Watts (2003) evidencia para o surgimento do conservadorismo contábil. Das quatro possíveis explicações, a contratação é a mais estudada empiricamente (Narayanan & Burkart, 2005; Basu, 1997; Watts, 2003; Khan & Watts, 2009).

Referente ao monitoramento de contratos, o conservadorismo contábil diminui a probabilidade de os gestores superestimarem o valor dos ativos e dos lucros, evitando distribuições de resultados em desacordo com os contratos estabelecidos. Em consequência, a prática conservadora aumenta o valor da firma, na medida em que restringe o comportamento oportunista dos gestores (Roychowdhury & Watts, 2007).

O argumento de custos de litígios é que subestima os ativos líquidos e reduz custos esperados da empresa. Os litígios judiciais envolvendo gestores e auditores são mais prováveis quando os lucros e os ativos líquidos da empresa estão superestimados do que quando eles estão subestimados. Em consequência, há um incentivo para os gestores reportarem lucros líquidos mais conservadores (Watts, 2003; Narayanan & Burkart, 2005).

A tributação também pode gerar conservadorismo nos relatórios financeiros, conforme analisado por Watts (2003). A assimetria no reconhecimento dos ganhos em relação às perdas possibilita ao gestor diminuir o valor dos impostos e crescer o valor da empresa, bem como retardar o reconhecimento das receitas e precipitar o da despesa, gerando uma postergação no pagamento dos impostos (Narayanan & Burkart, 2005; Roychowdhury & Watts, 2007).

Normatizadores e reguladores de relatórios financeiros são propensos a serem responsabilizados se as empresas exagerarem nos ativos líquidos do que se os atenuarem, assim, o conservadorismo é incentivado pelos reguladores (Watts, 2003; Narayanan & Burkart, 2005).

O modelo desenvolvido por Basu (1997) é frequentemente apontado como o mais utilizado para avaliar o grau de conservadorismo do resultado contábil (Watts, 2003), porém esse modelo tem duas principais limitações. Em primeiro lugar, ele não pode distinguir componentes de ganho ou perda transitória em ganhos de erros aleatórios em acréscimos (como inventário) e de alguns tipos de rendimentos como provisões excedentes que revertam ao longo do tempo. Em segundo lugar, o modelo só pode identificar a existência de componentes transitórios, e não se o seu reconhecimento é oportuno ou inoportuno.

Para tentar amenizar as limitações do modelo de Basu (1997), Dechow et al. (1998) adaptaram o modelo para incorporar o reconhecimento de ganhos não realizados, das perdas através de provisões e dos acréscimos. No entanto, ainda há outras extensões derivadas do modelo de Basu (1997) e Dechow et al. (1998) como o de Ball e Shivakumar (2005) e Ramos (2013).

No Brasil, o conservadorismo contábil sofreu alterações a partir da implementação das normas internacionais de contabilidade (Santos & Cavalcante, 2014). Segundo o Pronunciamento Conceitual Básico do CPC, as empresas deveriam adotar a neutralidade no reconhecimento de despesas/passivos e receitas/ativos e não mais o conservadorismo.

Entretanto, sabe-se que as empresas brasileiras continuam a adotar a prática de conservadorismo contábil após a adoção das IFRS (Filipin, Teixeira, Bezerra & Cunha, 2012; Alves & Martinez, 2014; Brunozi Jr, Haberkamp, Alves & Kronbauer, 2015), porém, em menor grau (Ramos, 2013). Tal prática pode gerar consequências positivas e negativas na assimetria da informação (Lafond & Watts, 2008).

## **2.2 Assimetria da Informação**

A assimetria da informação refere-se à condição de que agentes (gestores) possuem mais informações e de melhor qualidade sobre a empresa, do que os principais (usuários externos, como: investidores, credores, analistas, etc.), que têm acesso às informações por meio de fontes disponíveis publicamente (Paulo, 2007, Brown & Hillegeist, 2007, Klann, 2011, Watrin & Ullmann, 2012).

Na realidade empresarial, raramente a informação é completa e disponível a todas as partes interessadas, seja usuário interno ou externo da organização (Pratt & Zeckhauser, 1985). Assim, pressupõe-se que há assimetria de informação entre agentes e principais. Devido ao poder dos gestores, estes podem filtrar ou realizar distorções em informações das empresas, para posteriormente divulgá-las (distorcidas ou filtradas) aos demais interessados (Hill & Jones, 1992).

Deste modo, para a diminuição da assimetria, de acordo com Pratt e Zeckhauser (1985), devem-se estruturar acordos e/ou contratos para reger o comportamento dos agentes, induzindo-os a prestar informações de interesse para o principal, mesmo quando não estiver sendo monitorado.

Segundo Brown e Hillegeist (2007) e Watrin e Ullmann (2012), para diminuir a lacuna de informações existentes entre os usuários, deve-se aumentar o nível e a qualidade de divulgação de informações contábeis. A diminuição da assimetria informacional gera benefícios para a empresa. Aumentar o nível de divulgação e a qualidade de informações ao mercado reduz a assimetria da informação entre os gestores e os agentes econômicos, o que possibilita o aumento da liquidez da empresa (Leuz, 2003).

Dessa forma, a contabilidade é considerada importante para a redução de assimetria da informação, pois divulga relatórios com dados sobre a performance da empresa, minimizando conflitos de interesses entre agentes e principais e contribuindo para a adequada tomada de decisão (Paulo, 2007). A qualidade da informação contábil refere-se a informações divulgadas pelas empresas em demonstrações financeiras, que apresentam características qualitativas, como tempestividade, oportunidade, relevância e conservadorismo (Lopes, 2009, CPC 00).

Deste modo, estudos nacionais e internacionais vêm sendo desenvolvidos a fim de identificar as consequências do conservadorismo na assimetria da informação (Brown Jr. et al., 2006, Lafond & Watts, 2008, Khan & Watts, 2009, Hui et al., 2009, Ramos, 2013; Lara et al., 2014). Como *proxy* de análise da assimetria da informação observou-se medidas que verificaram o impacto das informações no preço das ações (*value relevance*) (Watrin & Ullmann, 2012).

Brown Jr. et al. (2006) investigaram se o conservadorismo condicional afeta a relevância de valor de lucros contábeis em 20 países diferentes. Os resultados demonstraram que o lucro mais condicionalmente conservador tem um maior grau de relevância de valor. Verificaram também que os mecanismos de proteção aos acionistas atuam como incremento na relação entre conservadorismo e relevância de valor.

LaFond e Watts (2008) analisaram o efeito da assimetria de informação entre gestores e investidores no conservadorismo contábil. Para medir a assimetria da informação usaram a variação do preço das ações. A amostra restringiu-se a empresas listadas na Bolsa de Valores de Nova Iorque (NYSE). Os resultados demonstraram que as empresas analisadas incorporaram menos informações sobre os ganhos e mais informações sobre as perdas nas demonstrações financeiras. O reconhecimento assimétrico dos ganhos e perdas aumenta o nível de assimetria da informação, desta forma, os investidores exigem da empresa o reconhecimento de lucro mais conservador, com o intuito de mitigar problemas de agência. Desta forma, os autores constaram que as empresas aumentam o nível de ganhos conservadores com o intuito de mitigar problemas de agência, entretanto, esta prática acaba por si só aumentando também os problemas de agência, uma vez que a empresa divulga lucros menores do que os reais ao mercado de capitais, ou seja, a assimetria da informação continua a existir nas empresas, por mais que esta realize esforços com o intuito de diminuí-la.

Khan e Watts (2009) estimaram uma medida de conservadorismo contábil como uma métrica para investigações empíricas e verificaram seu efeito na assimetria da informação, sendo que a assimetria da informação foi observada pela ótica da relevância da informação contábil. Com amostra de empresas dos Estados Unidos da América (EUA), os achados evidenciaram que empresas com ciclos de investimentos longos, incerteza no mercado e com assimetria da informação são mais conservadoras. Desta forma, constatou-se que o conservadorismo contábil aumentou a probabilidade de litígio, volatilidade de retornos e assimetria da informação das empresas analisadas.

Hui et al. (2009) examinaram as relações empíricas entre medidas de conservadorismo e previsões de lucros em empresas dos EUAs. Os achados demonstraram que o conservadorismo contábil reduz a qualidade das previsões. Inferiu-se que o conservadorismo diminui a assimetria da informação no mercado (pela ótica da relevância da informação contábil) e o incentivo para a divulgação de informações adicionais.

Ramos (2013) verificou se a variação no conservadorismo contábil direcionou a variação no *value relevance* de empresas brasileiras, no período de 2005 a 2012. Os achados evidenciaram que houve redução no conservadorismo contábil e aumento na relevância da informação contábil com a convergência às normas internacionais e que o conservadorismo contábil impactou na redução do *value relevance*.

Lara et al. (2014) analisaram as consequências de informação do conservadorismo contábil em empresas dos EUA. Os resultados demonstraram que o aumento do conservadorismo contábil no exercício reduziu a assimetria da informação (relevância da informação contábil) no exercício posterior. O aumento do conservadorismo impactou o comportamento dos analistas de mercado, melhorando suas previsões e interesse para com a empresa, o que reduziu a volatilidade do retorno das ações. Desta forma, inferiu-se que o conservadorismo contábil melhora o ambiente de informação da empresa.

### **3 Procedimentos Metodológicos**

A presente pesquisa configurou-se como descritiva, documental e com abordagem quantitativa. Na sequência são descritas a população e amostra do estudo e os procedimentos de coleta e análise dos dados.

### 3.1 População e Amostra

A população do estudo compreendeu todas as empresas listadas na Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo – BM&FBOVESPA. A amostra correspondeu a 46 empresas, as quais detinham todas as informações necessárias para a realização do estudo em todo o período de análise (2005 a 2014). O período de análise foi segregado em dois conjuntos de observações: período pré-obrigatoriedade de utilização das normas internacionais de contabilidade (IFRS) no Brasil (2005 a 2009) e o período pós-obrigatoriedade de utilização das IFRS (2010 a 2014).

Para a análise da relevância da informação (equação 1) e do conservadorismo (equação 2) utilizou-se de 920 observações no período pré e no período pós IFRS (visto a utilização de dados trimestrais). Para a análise da relação entre relevância e conservadorismo (equação 3) utilizou-se de 46 observações (também para cada período investigado pré e pós IFRS), ao considerar a proxy de *value relevance* e conservadorismo contábil calculado para cada empresa por meio das equações 1 e 2. As equações 1 e 2 foram rodados para cada empresa, com informações trimestrais dos anos de 2005 a 2009 (no período pré IFRS) e com informações trimestrais dos anos de 2010 a 2014 (no período pós IFRS), gerando ao final uma observação para cada empresa de assimetria da informação (*value relevance*) e de conservadorismo contábil, tanto para o período pré IFRS, quanto para o período pós IFRS.

### 3.2 Coleta e Análise dos Dados

A coleta de dados se deu por meio da base de dados Economática<sup>®</sup>. Foram coletadas informações trimestrais sobre a dimensão relevância da informação contábil e conservadorismo contábil, como demonstrado na Tabela 1. Com base nestas informações, foi realizada a terceira equação, a qual associa o conservadorismo contábil com a assimetria da informação (sob a ótica da relevância da informação contábil).

Tabela 1:

Variáveis do estudo

Dimensão	Variável	Descrição	Fórmula	Autores
<i>Value Relevance</i> – proxy de assimetria da informação	$P_{it}$	Preço da ação da empresa i no período t observado três meses depois das demais informações.	$P_{it+3 \text{ meses}}$	Collins et al. (1997);
	$LPA_{it}$	Lucro por ação	Lucro / Quantidade de Ação	Collins et al. (1997);
	$VPA_{it}$	Valor patrimonial da ação	Patrimônio Líquido / Quantidade de Ação	Collins et al. (1997);
Conservadorismo Contábil	$\Delta NI_t$	Variação do lucro por ação da empresa i no tempo t escalonado pelo ativo total do início período.	$(NI_t - NI_{t-1}) / AT_{t-1}$	Ball e Shivakumar (2005)

	$D\Delta NI_{t-1}$	Denota uma variável Dummy que assume valor 1 quando a variação do lucro por ação da empresa $i$ no tempo $t$ ( $\Delta NI_{t-1}$ ) é negativa e assume valor 0 quando essa variação é positiva.	Não se aplica	Ball e Shivakumar (2005)
	$\Delta NI_{t-1}$	Variação do lucro por ação da empresa $i$ no tempo $t$ do ano anterior ao analisado, escalonado por ativo total do início do período analisado.	$(NI_{t-1} - NI_{t-2}) / \Delta T_{t-2}$	Ball e Shivakumar (2005)
Assimetria da Informação X Conservadorismo Contábil	$VREL_{it}$	Representado pelo $R^2$ , de cada empresa, resultante do modelo de regressão de <i>value relevance</i> .	Não se aplica	Ramos (2013)
	$CONS_{it}$	Representado pelo coeficiente do $\beta_3$ , de cada empresa, resultante do modelo de regressão de conservadorismo contábil.	Não se aplica	Ramos (2013)

Fonte: Dados da pesquisa.

Com base nas informações dispostas na Tabela 1, foram formuladas 3 equações para a análise dos dados. A primeira equação representa o modelo de *value relevance* de Collins et al. (1997), a qual foi calculada para cada empresa da amostra, a fim de identificar o  $R^2$  por empresa, tanto para o período pré IFRS, quanto para o pós IFRS. Este  $R^2$  representa a *proxy* de assimetria da informação pela ótica da relevância da informação para o mercado de capitais, o qual foi utilizado como variável dependente na equação 3. Este procedimento foi adotado inicialmente pelo estudo de Ramos (2013).

(1)

$$P_{it} = \beta_1 + \beta_2 LPA_{it} + \beta_3 VPA_{it} + \varepsilon_{it}$$

A equação dois representa o modelo de conservadorismo contábil de Ball e Shivakumar (2005). Calculou-se este modelo também para cada empresa no período pré e pós IFRS, a fim de identificar o coeficiente padronizado do  $\beta_3$  de cada empresa, o qual refere-se à *proxy* de conservadorismo contábil, utilizado na equação 3, como variável independente. Lara et al. (2014) utilizaram este procedimento para verificar a *proxy* de conservadorismo, entretanto, utilizaram o modelo de Basu (1997).

(2)

$$\Delta NI_t = \beta_0 + \beta_1 D\Delta NI_{t-1} + \beta_2 \Delta NI_{t-1} + \beta_3 D\Delta NI_{t-1} * \Delta NI_{t-1} + \varepsilon_{it}$$

A equação três tem por intuito verificar a influência do conservadorismo contábil ( $\beta_3$ , de cada empresa, da equação 2) na assimetria da informação ( $R^2$ , de cada empresa, da equação 1) no período pré e pós IFRS. Desta forma, tem-se o  $R^2$  do *value relevance* (VREL) como variável dependente, a qual retrata a assimetria da informação, e o coeficiente do  $\beta_3$  do conservadorismo contábil (CONS) como variável independente. Utilizou-se da metodologia de Ramos (2013) para verificar a *proxy* de assimetria pelo *value relevance*, e de Lara et al. (2014) para se observar a *proxy* de conservadorismo contábil. Pressupõe-se o entendimento de que ao

variari o conservadorismo contábil, haverá variação na assimetria da informação (*value relevance*) (Ramos, 2013).

(3)

$$VREL_{it} = \beta_1 + \beta_2 CONS_{it} + \varepsilon_{it}$$

Com base nas equações 1, 2 e 3, a análise dos dados foi perpetuada pela utilização de técnicas estatísticas, como estatística descritiva dos dados e regressão linear múltipla, por meio do *software* SPSS<sup>®</sup>, bem como para a consecução dos testes de pressupostos para os dados. A utilização de regressão linear múltipla ao invés de dados em painel é justificada nas regressões, pois nas equações 1 e 2 foram rodados os modelos para cada empresa (correspondendo a poucas observações por regressão), bem como na equação 3 foi analisado as observações de todas as empresas em conjunto, entretanto, em um único espaço de tempo, tanto para o período pré, como para o período pós convergência.

As equações 1 e 2 foram rodadas somente para identificar o R<sup>2</sup> de cada empresa (Equação 1) e o coeficiente padronizado do  $\beta_3$  (Equação 2), não importando as demais informações das regressões, como significância e influência das variáveis. Desta forma, não se apresenta os resultados das equações 1 e 2 na subseção a seguir, pois foram geradas 92 regressões na equação 1 para o período pré e pós IFRS, além de outras 92 regressões na equação 2, para ambos os períodos investigados.

#### 4 Descrição e Análise dos Resultados

Apresentam-se nesta seção a descrição e análise dos resultados. Com base na Tabela 2 verifica-se a análise da estatística descritiva das variáveis utilizadas para o cálculo das equações 1, 2 e 3 no período pré e pós convergência às normas internacionais de contabilidade.

Tabela 2:

##### Análise descritiva das variáveis

Período	Variáveis	Mínimo	Máximo	Média	Desvio-Padrão	Nº Obser.
Pré IFRS	P <sub>it</sub>	0,000040	91,526705	13,933020	12,872471	920
	LPA <sub>it</sub>	-7,180511	34,027755	1,552950	2,477639	920
	VPA <sub>it</sub>	-0,000338	135,427039	12,540830	15,328124	920
	$\Delta NI_t$	-0,000013	0,000015	0,000000	0,000001	920
	D $\Delta NI_{t-1}$	0,000000	1,000000	0,332609	0,471404	920
	$\Delta NI_{t-1}$	-0,000013	0,000015	0,000000	0,000001	920
	VREL <sub>it</sub>	0,002822	0,836156	0,351050	0,185300	46
	CONS <sub>it</sub>	-2,356454	0,485186	-0,383362	0,488981	46
Pós IFRS	P <sub>it</sub>	0,000010	109,087444	19,303584	16,837819	920
	LPA <sub>it</sub>	-5,230053	8,391539	1,082287	1,407026	920
	VPA <sub>it</sub>	-8,898629	69,735266	14,856750	13,053921	920
	$\Delta NI_t$	-0,000003	0,000006	0,000000	0,000000	920
	D $\Delta NI_{t-1}$	0,000000	1,000000	0,360870	0,480514	920
	$\Delta NI_{t-1}$	-0,000003	0,000006	0,000000	0,000000	920
	VREL <sub>it</sub>	0,012712	0,872963	0,414210	0,263627	46
	CONS <sub>it</sub>	-2,207589	2,967468	-0,135870	0,685600	46

Fonte: Dados da pesquisa.

Com base na Tabela 2 observam-se o mínimo, máximo, média e desvio-padrão das variáveis. O preço da ação das empresas analisadas três meses após a divulgação das demais informações ( $P_{it}$ ) no período pré IFRS demonstrou-se com média (13,93) inferior ao preço da ação ( $P_{it}$ ) após a utilização das normas internacionais de contabilidade (19,30). Observa-se, desta forma, que no período pós adoção às IFRS as empresas brasileiras analisadas tiveram em média um aumento de 38% no preço de suas ações, em relação ao período pré-adoção obrigatória das IFRS. No entanto, é importante destacar que não é possível relacionar tal variação à adoção das IFRS, visto que diversos outros fatores, internos e externos às empresas, podem ter afetado tal variação, como inflação, variação do PIB, bem como outros fatores macroeconômicos, inclusive de âmbito internacional.

O lucro por ação ( $LPA_{it}$ ) das empresas investigadas no período pré IFRS, em média (1,55), demonstrou-se superior ao período pós IFRS (1,08), sendo que o desvio padrão de ambos os períodos apresentou-se superior à média, com maior dispersão no período pré IFRS. Tal comportamento poderia indicar que as empresas estariam mais conservadoras no período pós IFRS, embora a queda no LPA de um período para outro possa também ser explicada por diversos fatores macroeconômicos, como crescimento da economia, tanto em âmbito nacional, quanto internacional, inflação, entre outros.

A média do valor patrimonial das ações ( $VPA_{it}$ ) no período pós IFRS (14,85) demonstrou-se superior ao período pré IFRS (12,54). Desta forma, pode-se supor que esse aumento do VPA tenha sido motivado, ao menos em parte, pela atualização do valor patrimonial contábil das empresas, com a implantação do custo atribuído em 2010, conforme previsto no Interpretação Técnica ICPC 10 do Comitê de Pronunciamentos Contábeis (CPC).

A média da variação do lucro por ação ( $\Delta NI_t$ ) dos anos atuais analisados e a dos anos anteriores ao analisado ( $D\Delta NI_{t-1}$ ), tanto no período pré IFRS quanto no período pós IFRS, demonstrou-se com o valor 0, ou seja, o lucro por ação das empresas analisadas apresentou-se, em média, constante ao longo dos períodos analisados.

A variável *dummy* ( $D\Delta NI_{t-1}$ ) representa a variação do lucro por ação positivo pelo valor 0, e negativo pelo valor 1, desta forma, com base nas médias desta variável no período pré e pós IFRS, observam-se que as empresas, de forma geral, demonstraram ter variação positiva do lucro por ação.

A variável ( $VREL_{it}$ ) representa a *proxy* de assimetria da informação, observada pelo  $R^2$  do modelo de *value relevance*. Pode-se observar que a média dos modelos de *value relevance* aplicados a cada empresa da amostra, demonstraram poder de explicação de 35,10% (período pré IFRS) e 41,42% (período pós IFRS), confirmados pelo baixo desvio padrão. Desta forma, infere-se que as informações contábeis são elementos que impactam consideravelmente o preço das ações, ao diminuíram a assimetria da informação entre gestores e usuários externos. Por tal motivo, considera-se o  $R^2$  do modelo de *value relevance* como apropriado para designar a assimetria da informação entre agentes e principais.

A variável ( $CONS_{it}$ ) designa o grau de conservadorismo adotada pelas empresas analisadas, o qual foi observado por meio do coeficiente padronizado  $\beta_3$  do modelo de conservadorismo de Ball e Shivakumar (2005). Esta variável demonstrou média de -0,38 (período pré IFRS) e -0,13 (período pós IFRS), com elevados desvio padrões.

Segundo Ball e Shivakumar (2005), a hipótese que perdas são reconhecidas mais rapidamente do que os ganhos resultam em  $\alpha_3 < 0$ . Nesse sentido, nota-se uma tendência de maior conservadorismo no período pré IFRS, indo de encontro à observação feita anteriormente sobre a redução do LPA no período pós IFRS, o que reforça que tal redução possa ter sido motivada por outros fatores ambientais ao invés de maior conservadorismo trazido pela aplicação das IFRS. Este resultado está em linha com o encontrado por Ramos (2013).

Na Tabela 3 demonstram-se os testes de pressupostos para a análise da Equação 3, no período pré e pós convergência às IFRS.

Tabela 3:

**Testes dos pressupostos para a equação 3 – período pré e pós IFRS**

Pressupostos	Testes	Hipóteses
Ausência de autocorrelação serial nos resíduos	<b>(3 pré IFRS) Durbin-Watson.</b> Estatística DW = 1,6187 Valor-p = 0,1604; Autocorrelação dos resíduos = 0,1907	I n e x i s t e autocorrelação de primeira ordem entre os resíduos.
	<b>(3 pós IFRS) Durbin-Watson:</b> Estatística DW = 2,0650 Valor-p = 0,8066; Autocorrelação dos resíduos = -0,0325	
Normalidade	<b>(3 pré IFRS) Shapiro-Wilk:</b> Estatística SW = 0,9788; Valor-p = 0,5582	A distribuição dos resíduos é normal.
	<b>(3 pós IFRS) Shapiro-Wilk:</b> Estatística SW = 0,9642; Valor-p = 0,1673	
Homoscedasticidade	<b>(3 pré IFRS) Levene:</b> Estatística F = 0,0425; Valor-p = 0,8376	A variância dos erros é uniforme.
	<b>(3 pós IFRS) Levene:</b> Estatística F = 0,1223; Valor-p = 0,7282	

Fonte: Dados da pesquisa.

De acordo com a Tabela 3, observa-se que os dados da Equação 3 no período pré e pós IFRS atenderam aos pressupostos dos testes de Durbin-Watson, Shapiro-Wilk e Levene, demonstrando inexistência de autocorrelação de primeira ordem entre os resíduos, distribuição dos resíduos normais e variância dos erros uniforme.

Na Tabela 4 apresentam-se os resultados da regressão linear múltipla da Equação 3, a qual tem por intuito responder ao problema de pesquisa “quais as consequências do conservadorismo contábil na assimetria da informação de empresas brasileiras? ”.

Tabela 4:

**Resumo da regressão linear múltipla - Equação 3**

PERÍODO PRÉ IFRS			PERÍODO PÓS IFRS		
Variáveis	Coef.	Sig.	Variáveis	Coef.	Sig.
(Constante)	0,3523 VREL	0,0000	(Constante) VREL	0,4336	0,0000
<b>Variável de Teste</b>					
CONS	0,0033	0,9547	CONS	0,1429	0,0110*
VIF CONS:	1,0000		VIF CONS:	1,0000	
R <sup>2</sup> equação:	0,0000		R <sup>2</sup> equação:	0,1382	
Sig equação:	0,9550		Sig equação:	0,0110*	

Nota. \* Significativo a 1%. Variável dependente: VREL. Fonte: Dados da pesquisa.

Verifica-se, com base na Tabela 4, que no período pré IFRS o conservadorismo contábil não impactou significativamente a *proxy* de assimetria da informação (*value relevance*). Infere-se, a partir disso, que a prática de conservadorismo contábil antes da utilização das IFRS, embora superior em média ao apresentado no período pós IFRS (variável  $CONS_{it}$  da Tabela 1), não se mostrou relacionada à relevância das informações contábeis.

De certa forma, esse resultado pode ser explicado pelo menor  $R^2$  médio do modelo de *value relevance* (variável VREL da Tabela 1) no período pré do que no período pós IFRS. Isso pode indicar que após a adoção das IFRS as informações contábeis tornaram-se mais relevantes para o mercado e, com isso, o reconhecimento mais oportuno de perdas em relação aos ganhos (nível de conservadorismo contábil) também tenha recebido maior atenção por parte desse mercado, ainda que tal nível tenha sido reduzido no período pós IFRS.

Por outro lado, a Equação 3 pós IFRS apresentou-se significativa a 1% e com poder de explicação de 13,82%. Observou-se que no período pós IFRS, o conservadorismo contábil influenciou significativamente o aumento da relevância das informações contábeis ao mercado de capitais, ou seja, diminuiu a assimetria informacional entre gestores e agentes econômicos. Este achado sobre a influência positiva do conservadorismo contábil na redução da assimetria da informação (*value relevance*), pelo menos para o período pós IFRS, corrobora os resultados de Brown Jr. et al. (2006), Ramos (2013) e Lara et al. (2014). Tais autores observaram que o lucro conservador melhora o grau de relevância das informações contábeis (Brown Jr. et al., 2006), visto o impacto que as informações possuem no comportamento dos analistas de mercado, melhorando suas previsões (Lara et al., 2014).

Em relação aos resultados de Ramos (2013), o qual analisou a influência do conservadorismo na relevância da informação em empresas brasileiras, porém, com outros modelos (Basu, 1997), como já destacado anteriormente, demonstraram indícios de que a convergência às normas internacionais aproximou as informações contábeis ao valor justo de negociação. Entretanto, a análise de tal autor não foi realizada separando-se o período pré e pós adoção às IFRS, desta forma, observou que o conservadorismo agravou a assimetria da informação no período analisado (2005 a 2012), ao contrário de reduzi-la, como observado no atual estudo, após a adoção obrigatória das IFRS no Brasil (2010 a 2014).

### **Considerações Finais**

O objetivo do estudo foi analisar a relação entre o conservadorismo contábil e a relevância das informações contábeis de empresas brasileiras. Para alcançar esse objetivo, a pesquisa foi de cunho descritivo, documental e quantitativo, a análise dos dados foi dividida em período pré IFRS (2005 a 2009) e pós IFRS (2010 a 2014), considerando para os cálculos a *proxy value relevance* e o conservadorismo contábil para cada uma das 46 empresas brasileiras que foram objeto de estudo da pesquisa.

Os resultados obtidos por meio da análise descritiva das variáveis mostraram uma redução no LPA e um aumento no VPA das empresas analisadas do período pré para o período pós IFRS. Em relação à variação no LPA, tal resultado poderia estar relacionado a um aumento no nível de conservadorismo contábil das empresas após a adoção das IFRS, o que na verdade não se confirmou, permitindo concluir que tal redução do LPA tenha outras motivações econômicas, internas e externas às empresas.

Já o aumento no VPA no período pós IFRS pode estar relacionado a adoção do custo atribuído pelas organizações, o que pode ter contribuído também para o aumento do *value*

*relevance* das demonstrações contábeis neste período, o qual foi confirmado neste estudo pela variação da variável VREL entre os dois períodos.

O nível de conservadorismo contábil, medido neste estudo pela variável CONS, mostrou-se superior no período pré IFRS, o que pode representar que a adoção da representação fidedigna, sugerida pelas normas IFRS, tenha contribuído para redução do conservadorismo contábil no período pós adoção, o que não foi investigado mais a fundo por não se tratar do foco deste estudo, mas que pode ser uma lacuna de pesquisa a ser investigada futuramente.

Considerando o pressuposto de que ao variar o conservadorismo contábil, haveria uma variação na assimetria da informação (*value relevance*), conclui-se que no período anterior à adoção das normas internacionais de contabilidade nas empresas brasileiras, o conservadorismo contábil não impactou expressivamente a assimetria da informação entre os usuários das informações (internos e externos). No entanto, tal aspecto foi observado no período pós IFRS.

Depreende-se do exposto que o conservadorismo contábil, a partir de um cenário em que as demonstrações contábeis tornaram mais relevantes para o mercado com a adoção das IFRS, também passaram a ter maior atenção por parte desses usuários. Esta percepção está embasada no fato de que o conservadorismo no período pré IFRS, mesmo sendo superior ao período pós, não se mostrou significativo para o mercado. Já após a adoção das IFRS, mesmo com a redução no nível de conservadorismo, este se mostrou significativamente relacionado com a relevância da informação contábil.

Assim, duas conclusões importantes podem ser feitas a partir destes resultados. A primeira é que não é possível afirmar se foi o conservadorismo que contribuiu para a elevação do *value relevance* da informação contábil e, conseqüentemente, redução da assimetria no período pós IFRS, ou se a maior importância dada pelo mercado às informações contábeis após as IFRS tenha, conseqüentemente, elevado também a importância do nível de conservadorismo contábil.

A segunda conclusão refere-se ao fato de que o nível de conservadorismo contábil diminuiu após a adoção das IFRS. Assim, é possível que essa associação positiva com a relevância da informação contábil, neste período, tenha se dado pela redução do nível de conservadorismo, com informações mais livres de vieses (representação fidedigna). Isso levaria à conclusão de que o mercado dá maior importância a informações menos conservadoras, ao invés do contrário. A própria literatura apresentada neste artigo aponta estudos que indicam que o conservadorismo diminui a assimetria da informação entre agentes e principais, como os de Brown Jr. et al. (2006), Ramos (2013) e Lara et al. (2014), como outros destacam o inverso, como LaFond e Watts (2008), Khan e Watts (2009), Hui et al. (2009). Portanto, dependendo do país analisado, os resultados também se mostram conflitantes, o que resulta em uma oportunidade de se analisar tal problema considerando contextos econômicos, legais e ambientais de empresas de diferentes países.

De acordo com Lara et al. (2014), há também debates no meio acadêmico e empresarial se o conservadorismo contábil deve ou não ser excluído em quadros conceituais de órgãos reguladores contábeis, pela influência que possui na assimetria da informação. Os resultados empíricos da presente pesquisa não respondem a esta questão, mas suscitam outras questões para discussão, como se o mercado deseja ou dá maior importância para informações mais ou menos conservadoras.

A contribuição deste estudo também reside no fato de analisar quais as consequências do conservadorismo contábil na assimetria da informação de empresas brasileiras no período pré e pós implementação das IFRS, (visto que há poucos estudos sobre a temática), apresentando contribuições para a atividade acadêmica, buscando ampliar o entendimento da relevância da informação, práticas conservadoras e assimetria de informação.

Por fim, há de se considerar também como uma limitação do estudo a amostra da pesquisa, visto a análise de somente 46 empresas brasileiras. Assim, sugere-se para pesquisas futuras a ampliação da amostra, ainda que com a inclusão de outros países, a fim de confirmar e comparar os resultados obtidos a partir deste estudo.

### Referências

- Alves, J. S. & Martinez, A. L. (2014). Efeitos da adoção das IFRS no conservadorismo contábil das Sociedades de Grande Porte. *Advances in Scientific and Applied Accounting*, 7 (2), 224-243.
- Ball, R. & Shivakumar, L. (2005). Earnings quality in UK private firms: comparative loss recognition timeliness. *Journal of accounting and economics*, 39 (1), 83-128.
- Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 24, 3-37.
- Brown Jr, W. D., He, H. & Teitel, K. (2006). Conditional conservatism and the value relevance of accounting earnings: An international study. *European Accounting Review*, 15 (4), 605-626.
- Brown, S. & Hillegeist, S. A. (2007). How disclosure quality affects the level of information asymmetry. *Review of Accounting Studies*, 12 (2-3), 443-477.
- Brunozi Jr, A. C., Haberkamp, A. M., Alves, T. W. & Kronbauer, C. A. (2015). Efeitos das IFRS no conservadorismo contábil: um estudo em companhias abertas dos países membros do GLENIF. *Revista Ambiente Contábil*, 7 (2), 76-100.
- Collins, D. W., Maydew, E. L. & Weis, I. S. (1997). Changes in the value relevance of earnings and book values over the past 40 years. *Journal of Accounting and Economics*, 24 (1), 39-68.
- Comitê, D. P. C. (2013). *Interpretação Técnica ICPC 10: Interpretação sobre a Aplicação Inicial ao Ativo Imobilizado e à Propriedade para Investimento dos Pronunciamentos Técnicos CPCs 27, 28, 37 e 43*. Disponível: < [http://www.cpc.org.br/pdf/ICPC\\_10.pdf](http://www.cpc.org.br/pdf/ICPC_10.pdf)>. Acesso em 15 de janeiro de 2016.
- CPC 00 – Pronunciamento Técnico Contábil 00. *Características qualitativas da informação contábil-financeira útil*. Disponível em: [http://static.cpc.mediatgroup.com.br/Documentos/147\\_CPC00\\_R1.pdf](http://static.cpc.mediatgroup.com.br/Documentos/147_CPC00_R1.pdf). Acesso em 13 de março de 2015.
- Dechow, P. M., Kothari, S. P., & Watts, R. L. (1998). The relation between earnings and cash flows. *Journal of accounting and Economics*, 25(2), 133-168.
- Filipin, R., Teixeira, S. A., Bezerra, F. A. & Cunha, P. R. (2012). Análise do nível de conservadorismo condicional das empresas brasileiras listadas na BM&FBOVESPA após a adoção dos IFRS. *Revista Contabilidade e Controladoria*, 4 (2).

- Hill, C. W. L. & Jones, T. M. (1992). Stakeholder-agency theory. *Journal of management studies*, 29 (2), 131-154.
- Hui, K. W., Matsunaga, S. & Morse, D. (2009). The impact of conservatism on management earnings forecasts. *Journal of Accounting and Economics*, 47 (3), 192-207.
- 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.
- Klann, R. C. (2011). *Gerenciamento de resultados: análise comparativa de empresas brasileiras e inglesas antes e após a adoção das IFRS*. Tese (Doutorado em Administração e Ciências Contábeis), Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis, Universidade Regional de Blumenau, Santa Catarina.
- Lafond, R. & Watts, R. L. (2008). The information role of conservatism. *The Accounting Review*, 83 (2), 447-478.
- Lara, J. M. G., Osma, B. G. & Penalva, F. (2014). Information consequences of accounting conservatism. *European Accounting Review*, 23 (2), 173-198.
- Leuz, C. (2003). IAS versus US GAAP: information asymmetry-based evidence from Germany's new market. *Journal of Accounting Research*, 41 (3), 445-472.
- Lopes, A. B. (2001). *Uma contribuição ao estudo da relevância da informação contábil para o mercado de capitais: o modelo de Ohlson aplicado à BOVESPA*. 2001. Tese (Doutorado em Controladoria e Contabilidade) – Departamento de Contabilidade e Atuária, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo.
- Lopes, A. B. (2009). *The relation between firm-specific corporate governance, cross-listing and the informativeness of accounting numbers in Brazil*. Thesis Doctor of Philosophy in the Faculty of Humanities, The University of Manchester.
- Narayanan, S. & Burkart, M. (2005). *The Role of Accounting Conservatism in a well-functioning Corporate Governance System*. Stockholm School of Economics: Term paper, Course 4120, Economics of Corporate Governance.
- Paulo, E. (2007). *Manipulação das informações contábeis: uma análise teórica e empírica sobre os modelos operacionais de detecção de gerenciamento de resultados*. Tese (Doutorado em Contabilidade), Departamento de Contabilidade e Atuária da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo.
- Pratt, J. W. & Zeckhauser, R. J. (1985). Principals and agents: an overview. IN: PRATT, J. W.; ZECKHAUSER, R. J. *Principals and agents: the structure of business*. Harvard Business School Press.
- Ramos, D. A. (2013). *Conservadorismo e relevância da informação contábil: verificação empírica no mercado de capitais brasileiro*. Dissertação (Mestre em Ciências Contábeis) - Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós- Graduação em Ciências Contábeis da Universidade de Brasília, da Universidade Federal da Paraíba e da Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Brasil.
- Roychowdhury, S. & Watts, R. L. (2007). Asymmetric timeliness of earnings, market-to-book and conservatism in financial reporting. *Journal of Accounting and Economics*, 44 (1), 2-31.

Santos, M. A. C. & Cavalcante, P. R. N. (2014). O Efeito da Adoção dos IFRS sobre a Relevância Informacional do Lucro Contábil no Brasil. *Revista Contabilidade & Finanças*, 25 (66), 228-241.

Watrin, C. & Ullmann, R. (2012). Improving earnings quality: The effect of reporting incentives and accounting standards. *Advances in Accounting*, 28 (1), 179-188.

Watts, R. L. (2003). Conservatism in accounting part I: Explanations and implications. *Accounting horizons*, 17 (3), 207-221.