

**Efeitos do Conservadorismo no Reconhecimento Contábil de Provisões após o
Pronunciamento Técnico CPC 25**

THALYSON RENAN BITENCOURT MACHADO

Universidade Federal de Uberlândia

KAMYR GOMES DE SOUZA

Universidade Federal de Uberlândia

PATRÍCIA DE SOUZA COSTA

Universidade Federal de Uberlândia

Resumo

Em que pese os estudos que investigam o conservadorismo contábil em mercados globais sejam realizados há algum tempo, são poucos os que buscam analisar os efeitos do conservadorismo sobre tratamentos específicos, como no caso das provisões. Assim, este estudo objetivou analisar a relação entre o conservadorismo e as provisões em empresas brasileiras de capital aberto no período pós-CPC 25. Foram analisados, para tanto, os relatórios financeiros divulgados entre 2010 e 2013 por 49 empresas não financeiras listadas no IBOVESPA. Na análise dos dados, utilizou-se da técnica de regressão de dados em painel, a partir dos modelos propostos por Beaver, Lambert e Morse (1980), Basu (1997) e Özkan, Karaibrahimoglu e Acar (2013). Constatou-se que quaisquer notícias, sejam positivas ou negativas, afetam o lucro por ação. Além disso, os coeficientes referentes aos retornos anuais mensurados, positivos e negativos, ao reconhecimento de más notícias e à interação entre os retornos e o reconhecimento dessas notícias, são estatisticamente significativos. Ademais, apontou-se que os lucros conservadores estão negativamente associados com as provisões reconhecidas durante um determinado período. Estes resultados sugerem que a adoção do CPC 25, para a amostra de companhias analisadas, reduziu o nível de conservadorismo. Ao final, por meio do teste de Kruskal-Wallis, verificou-se se as provisões são maiores em empresas que apresentam balanços conservadores, o que demonstrou que há diferença estatística entre a variação das provisões totais de empresas com balanços conservadores em relação às empresas com balanços não conservadores.

Palavras chave: Conservadorismo, CPC 25, Provisões.

1 Introdução

Um dos atributos utilizados para mensurar a qualidade das informações contábeis é o conservadorismo (Barth, Landsman & Lang, 2008; Santos, Lima, Freitas & Lima, 2011), que restringe a divulgação de informações otimistas, reduzindo, assim, o lucro corrente (Almeida, Sarlo Neto, Bastianello, Moneque, 2012). Dessa forma, em razão de práticas conservadoras e do consequente excesso de interferências sobre os resultados, as informações reportadas por determinada empresa podem não representar sua real situação econômico-financeira, afetando, pois, a representação fidedigna, em contraponto ao estabelecido na Estrutura Conceitual da Contabilidade (Lopes & Martins, 2005; Almeida *et al.*, 2012).

Na concepção de Barth (2007), o conservadorismo não pode ser uma característica qualitativa da contabilidade, pois sua prática tende a gerar resultados tendenciosos e podem impactar negativamente nas informações contábeis. Assim sendo, "quando se toma por base o conceito de informação contábil livre de vies, sem erro e neutra, que são qualidades mais do que desejáveis, o conservadorismo contábil tradicionalmente enraizado na contabilidade brasileira deve deixar de existir" (Almeida, Martins & Zanoteli, 2014, p. 88).

Com a promulgação da Lei 11.638/2007, o Brasil passou a adotar as *International Financial Reporting Standards* (IFRS). Após a convergência contábil aos padrões do *International Accounting Standards Board* (IASB), o conservadorismo deixou de ser considerado uma característica qualitativa da informação contábil (CPC, 2011).

Entretanto, embora essa prática não mais permeie a estrutura teórica das IFRS, especula-se que a mesma não desaparecerá facilmente (Hellman, 2008), pois além de ser um elemento arraigado na cultura de alguns profissionais da contabilidade, o ambiente dos negócios ainda é repleto de incertezas sobre a aplicabilidade de certas normas contábeis, o que propicia sua persistência (Silva, Paulo, Silva, 2014)

Nessa linha, Silva (2013) observou que após a convergência às normas internacionais de contabilidade o nível de conservadorismo das informações divulgadas aumentou. No entanto, Braga (2011), Santos *et al.* (2011), Martinez e Alves (2013) e Paulo, Carter, Girão e Souza (2013) não identificaram efeitos significativos ocasionados pelo conservadorismo contábil após as IFRS. Como observado, são divergentes ou inconclusivos os resultados de alguns estudos sobre os efeitos e/ou níveis de conservadorismo das demonstrações contábeis.

Özkan, Karaibrahimoğlu e Acar (2013), por sua vez, constataram que os resultados conservadores das empresas listadas na Bolsa de Valores de Istambul são positivamente influenciados por provisões, mesmo após a adoção das IFRS. Ademais, perceberam que algumas normas contábeis, como a IAS 37, ainda demandam práticas conservadoras no tratamento de determinadas incertezas. Além disso, retratam o conservadorismo como o elo entre a relevância e a confiabilidade das informações financeiras.

Assim, na concepção de Özkan, Karaibrahimoğlu e Acar (2013), o conservadorismo e suas prováveis implicações continuam sendo importantes objetos de estudos. Tem-se, portanto, que os efeitos das práticas conservadoras podem, por exemplo, influenciar no reconhecimento de provisões, pois o julgamento sobre a probabilidade de ocorrência de desembolsos futuros cabe aos gestores, com base em um conjunto de desfechos possíveis, considerando os riscos e incertezas de determinado item (CPC, 2009). No entanto, esses desfechos e os consequentes valores, prazos e probabilidades são determinados por meio de atos subjetivos dos gestores, o que pode resultar em decisões discricionárias conservadoras e, consequentemente, levar ao gerenciamento de resultados (Ribeiro, Ribeiro & Weffort, 2013).

Nesse contexto, considerando que os resultados das análises sobre os efeitos do conservadorismo contábil após a convergência aos padrões do IASB são divergentes e/ou inconclusivos e que as provisões podem ser afetadas por práticas conservadoras, este trabalho

tem por objetivo analisar a relação entre o conservadorismo e as provisões em empresas brasileiras no período pós-CPC 25. Para tanto, foram analisadas as informações contábeis de empresas brasileiras não financeiras de capital aberto que compõem o IBOVESPA, com base nos relatórios financeiros de 2010 a 2013, ou seja, após o início da vigência do CPC 25.

A presente pesquisa justifica-se por investigar a influência do conservadorismo no reconhecimento de provisões de empresas brasileiras de capital aberto após a vigência do Pronunciamento Técnico CPC 25, demonstrando empiricamente se o tratamento contábil das provisões é influenciado por práticas conservadoras. Além disso, buscou-se abordar um assunto ainda incipiente no Brasil, qual seja, a relação entre o conservadorismo contábil e o reconhecimento de provisões, contribuindo para a expansão dessa teórica discussão. Assim, os resultados deste estudo podem contribuir para a expansão dessa teórica discussão em países *code law*, principalmente por meio da confrontação dos resultados das companhias brasileiras com aqueles encontrados por Özkan, Karaibrahimoğlu e Acar (2013) para companhias turcas.

O artigo está estruturado em quatro seções, além desta introdução. A seguir, apresenta-se o referencial teórico, com discussões sobre a convergência às normas internacionais de contabilidade, gerenciamento de resultados e os efeitos sobre o reconhecimento de provisões. Na terceira seção são apresentados os aspectos metodológicos. Na quarta seção são discutidos os resultados da pesquisa. Ao final, na quinta seção, são apresentadas as considerações finais.

2 Referencial Teórico

2.1 O Conservadorismo no Ambiente Contábil

Em linhas gerais, no tratamento conservador os gestores tendem a enfatizar as perdas em detrimento dos ganhos (Basu, 1997; Ball & Khotari; Robin, 2000), fazendo com que o lucro reflita "as más notícias em uma base mais oportuna que as boas notícias" (Silva *et al.*, 2014, p. 5). A prática do conservadorismo contábil prescreve, pois, que "entre duas ou mais alternativas igualmente relevantes, o contador escolherá aquela que apresentar menor valor para o ativo e para o lucro e/ou maior valor para o passivo" (Iudícibus, 2006, p. 82). Dessa forma, o conservadorismo pode ser compreendido como a "tendência dos contadores em requerer um maior grau de verificação para reconhecer boas notícias como ganhos do que reconhecer más notícias como perdas" (Basu, 1997, p. 7).

Na visão de Ettredge, Huang e Zhang (2012), a proposta do conservadorismo é coerente com a teoria econômica e com a prática contábil, pois serve como um direcionamento para que as perdas ou ganhos auferidos sejam reconhecidos. Quanto a isso, Lopes (2001, p. 93) afirma que o objetivo do conservadorismo é "fornecer informações mais confiáveis aos investidores por intermédio de demonstrações que não sejam excessivamente otimistas". Nesse sentido, o conservadorismo pode ser compreendido como um eficiente mecanismo na definição de parâmetros contratuais, pois ao restringir o comportamento oportunista dos gestores, eleva o valor da firma (Watts, 2003; Colauto, Moreira, Angotti & Bispo, 2010).

Segundo Özkan, Karaibrahimoğlu e Acar (2013), o conservadorismo presente nos relatórios financeiros é um limitador que busca certa precaução no tratamento subjetivo de itens a serem contabilizados e que precisam ser estimados de acordo com as condições em que se encontram. Chin e Wang (2010) ponderam que o conservadorismo é necessário, pois dado os aspectos de incerteza nos negócios e atividades econômicas, há a necessidade de um maior grau de verificação para o estabelecimento de ativos reconhecidos do que de passivos.

Como a assimetria informacional ainda é uma preocupação concreta para os usuários da informação contábil, o conservadorismo é visto como uma ferramenta para a redução das avaliações subjetivas que tendem a aumentar consideravelmente os ativos e reduzir passivos, prática esta denominada de contabilidade agressiva (Lawrence, Sloan & Sun, 2013). No

entanto, a Estrutura Conceitual (CPC, 2011) orienta que as informações dos relatórios financeiros devem ter relevância para os usuários, além de serem fidedignas e tempestivas.

Todavia, Almeida *et al.* (2014, p. 88) afirmam que "qualquer grau de conservadorismo orientado por regras ou intencionalmente aplicado é inconsistente com a visão de representação fidedigna". Silva, Gonçalves, Tavares e Lima (2010, p. 8), por sua vez, afirmam que "a neutralidade da contabilidade tem sido destacada na literatura, como se fatores externos não influenciasse a informação produzida". Entretanto, o reconhecimento de provisões pode ser influenciado por diversos fatores, como o ambiente em que as empresas estão inseridas, por notícias políticas e econômicas, por situações pessoais dos tomadores de decisão e por interesses organizacionais em determinado resultado (Silva *et al.* 2010).

Quanto às formas como se apresenta, Coelho e Lima (2007) apontam que há dois tipos de conservadorismo: o condicional, que possibilita o reconhecimento de perdas econômicas que não foram realizadas; e o incondicional, que se refere a eleger a menor avaliação entre duas alternativas válidas. Kim e Zhang (2015) apontam que o conservadorismo condicional é capaz de diminuir essa assimetria da informação contábil. Ettredge, Huang e Zhang (2012) corroboram com essa ideia, sendo que os resultados de seu estudo apontam que a utilização do conservadorismo tem influência no prognóstico do risco de acidente no preço das ações.

Dessa forma, para Ettredge, Huang e Zhang (2012), os órgãos reguladores devem considerar os efeitos complexos que o conservadorismo exerce sobre os dados contábeis, antes de excluí-lo definitivamente das demonstrações financeiras. Na mesma linha, Iatridis (2011), ao analisar a qualidade de informações afetadas por conservadorismo condicional e incondicional, constatou que a qualidade de eventos registrados é maior quando o conservadorismo condicional é mais utilizado, o que pode reduzir a assimetria informacional.

2.2 Reconhecimento de Provisões em Ambientes Conservadores

Em que pese haja divergência entre as orientações, o conservadorismo ainda está presente em diversas recomendações trazidas pelas IFRS, como ocorre no tratamento contábil das provisões (Özkan, Karaibrahimoğlu & Acar, 2013). Essa prática pode "prejudicar a mensuração da realidade econômica ao impor o menor valor entre duas alternativas disponíveis" (Lopes & Martins, 2005, p. 66), pois "as provisões são componentes importantes de um sistema contábil [...]" (Ribeiro, Ribeiro & Weffort, 2013, p. 40).

No Brasil, as provisões são regulamentadas pelo Pronunciamento Técnico CPC 25 – Provisões, Passivos Contingentes e Ativos Contingentes, aprovado em 2009, com aplicabilidade obrigatória a partir do exercício encerrado em 2010. O CPC 25, correspondente a IAS 37, estabelece os conceitos e as definições, bem como o modo pelo qual devem ser reconhecidos e divulgados as provisões, os ativos e os passivos contingentes.

Uma provisão é compreendida como um passivo cujo valor e/ou o prazo para sua quitação sejam indeterminados (CPC, 2009), e deve ser reconhecida quando a entidade tenha uma obrigação presente como resultado de um evento passado, cujo valor possa ser estimado de forma confiável, e que seja provável uma saída de recursos que resultem em benefícios econômicos para liquidar a obrigação (CPC, 2009).

Özkan, Karaibrahimoğlu e Acar (2013) investigaram o impacto do conservadorismo após a adoção dos IFRS e os efeitos que essa prática exerce na contabilização de provisões. A partir de uma amostra de empresas turcas de capital aberto, no período compreendido entre 2005 a 2010, os autores verificaram uma associação positiva entre as provisões evidenciadas nas demonstrações contábeis e o nível de conservadorismo dessas empresas.

Ademais, para Özkan, Karaibrahimoğlu e Acar (2013), o conservadorismo pode ser caracterizado de duas formas: no valor contábil do patrimônio líquido, por meio de balanços conservadores; e em ganhos, por meio de lucros conservadores. A primeira forma manifesta-se pelo reconhecimento de ativos subestimados e de passivos superestimados. A segunda compreende o reconhecimento imediato do impacto de más notícias sobre o valor contábil dos ativos, mas sem que os impactos das boas notícias sejam imediatamente reconhecidos.

Já Lara e Mora (2004) afirmam que há dois modelos que podem ser empregados para diagnosticar práticas conservadoras: o conservadorismo com base nos resultados e o conservadorismo com base no balanço patrimonial. O primeiro resulta de ganhos e perdas correspondentes aos fluxos de caixa, enquanto que o segundo é fruto da persistência da subavaliação do valor patrimonial em detrimento do valor de mercado da empresa.

Assim, percebe-se, portanto, que há certa preocupação em analisar os efeitos de práticas conservadoras, quer seja sobre o resultado, quer seja sobre o balanço patrimonial. Nesse contexto, com base nos estudos apresentados, e tomando-se por base a análise de Özkan, Karaibrahimoğlu e Acar (2013), a presente pesquisa buscou testar as seguintes hipóteses:

- ✓ **H₁**: Lucros conservadores estão positivamente associados ao nível de provisões reconhecidas durante um determinado período.
- ✓ **H₂**: As provisões são maiores em empresas que apresentam balanços conservadores.

3 Aspectos Metodológicos

Como o Pronunciamento Técnico CPC 25 – Provisões, Passivos Contingentes e Ativos Contingentes foi aprovado em 2009 e tornou-se obrigatório para o exercício encerrado em 2010, os dados analisados referem-se ao período compreendido entre 2010 e 2013, ou seja, após a adoção do CPC 25. Foram utilizados dados secundários extraídos dos relatórios financeiros das empresas não financeiras que compõem o IBOVESPA no quadrimestre de setembro a dezembro de 2014, disponíveis no Economática. Além das empresas financeiras, foram excluídas aquelas listadas após 2010, ou seja, depois do período inicial em análise.

O tratamento dos dados foi embasado no estudo de Özkan, Karaibrahimoğlu e Acar (2013). Em linha com o realizado pelos autores, a análise dos dados foi segregada em duas etapas. Na primeira etapa buscou-se verificar a existência de ganhos e balanços contábeis conservadores. Na segunda etapa, por sua vez, testou-se a relação entre as provisões e o conservadorismo contábil, na qual foi empregada a análise de regressão de dados em painel, além do teste de medianas dos grupos testados (Özkan, Karaibrahimoğlu & Acar, 2013).

Na análise da relação entre provisões e conservadorismo contábil, o lucro por ação foi regredido em razão dos retornos anuais, buscando-se examinar a tempestividade no reconhecimento de perdas e ganhos. Para tanto, inicialmente, analisou-se a utilização da tempestividade (*timeliness*) da informação contábil das empresas que compõem a amostra da presente pesquisa (Basu, 1997; Santos & Costa, 2008), com base no modelo restrito proposto por Beaver, Lambert e Morse (1980):

$$EPS_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 R_{it} + \varepsilon_{it} \quad (\text{Eq. 1})$$

Onde:

EPS_{it} = lucro por ação após o incremento de itens extraordinários ao preço da ação no início do período.

R_{it} = retorno anual mensurado como $(P_{it} - P_{it-1}) / P_{it-1}$.

Nesse modelo, o coeficiente α_1 representa tanto a tempestividade positiva quanto a negativa, independentemente do tipo da notícia (Özkan, Karaibrahimoğlu & Acar, 2013). Entretanto, Basu (1997) propôs um modelo sem restrições, no qual inseriu uma variável *dummy* para retornos negativos, ou seja, para notícias ruins, como segue:

$$EPS_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{it} + \alpha_2 R_{it} + \alpha_3 D * R_{it} + \varepsilon_{it} \quad (\text{Eq. 2})$$

Onde:

D_{it} = variável *dummy*, com "1" para retorno anual negativo e "0" para retorno anual positivo.

No modelo irrestrito (Basu, 1997), o coeficiente α_1 captura a sensibilidade do lucro para as más notícias, ou seja, o nível de tempestividade assimétrica para os resultados (conservadorismo). Espera-se que esse coeficiente tenha sinal negativo. O coeficiente α_2 representa o efeito de retornos anuais positivos e negativos sobre o lucro por ação. Esse coeficiente mensura a velocidade do reconhecimento do retorno econômico pelo resultado contábil. Assim, valores maiores e mais significativos para α_2 indicam que a informação contábil das empresas é transmitida em tempo hábil, por isso o seu sinal esperado é positivo. Espera-se que o coeficiente α_3 tenha sinal positivo, uma vez que esse coeficiente mensura a intensidade da defasagem temporal entre o reconhecimento de boas e más notícias (*proxy* para o grau de conservadorismo). A soma dos coeficientes α_1 e α_3 representa a diferença de velocidade entre o reconhecimento de más notícias e das notícias em geral. Quanto maiores os valores para essa diferença, maior será o grau de conservadorismo. Espera-se que o resultado dessa soma seja positivo, sugerindo conservadorismo contábil.

Ademais, examinou-se a influência das provisões sobre ganhos conservadores, regredindo o lucro por ação em razão dos retornos anuais, da variação das provisões, e da interação entre os retornos anuais e a variação das provisões, com base no modelo de regressão proposto por Özkan, Karaibrahumoğlu e Acar (2013):

$$EPS_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{it} + \alpha_2 R_{it} + \alpha_3 D * R_{it} + \alpha_4 \Delta PROV_{it} + \alpha_5 \Delta PROV * D_{it} + \alpha_6 \Delta PROV * R_{it} + \alpha_7 \Delta PROV * D * R_{it} + \varepsilon_{it} \quad (\text{Eq. 3})$$

Onde:

$\Delta PROV_{it}$ = variação das provisões totais publicadas à luz do CPC 25, calculada como $(PROV_{it} - PROV_{it-1})$

Ressalta-se que os dados referentes à variação das provisões da empresa i no tempo t ($\Delta PROV_{it}$) são os resultados da subtração entre as provisões totais finais e as provisões totais iniciais. Ademais, verificou-se a relação entre balanços conservadores e provisões, Essa relação foi analisada por meio de teste de medianas, a partir do *Market-to-Market* (MB), que evidencia a relação entre o valor contábil e o valor de mercado das empresas analisadas.

4 Análise dos Resultados

Na Tabela 1 são apresentados os resultados da estatística descritiva sobre a média, o desvio-padrão, e os valores mínimos e máximos das variáveis utilizadas neste estudo, referentes as 49 empresas de capital aberto que compõem a amostra desta pesquisa.

Tabela 1 – Análise descritiva das variáveis da amostra

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
EPS	0,0773	0,1990	-0,8384	1,8829
R_{it}	0,1138	0,6977	-0,8974	6,7572
D_{it}	0,4872	0,5011	0,0000	1,0000
$\Delta PROV$	184.971,80	9.420.224,00	-49.000.000,00	48.800.000,00
MB	3,0442	4,0559	0,1441	22,9471

Fonte: Elaborado pelos autores (2015)

Com base nos resultados apresentados na Tabela 1, verifica-se que a média do lucro por ação após o incremento de itens extraordinários ao preço da ação no início do período (EPS) foi de 0,0773, o que indica que o retorno das empresas pertencentes ao IBOVESPA é positivo, com um desvio-padrão de 0,1990. Já os valores mínimos e máximos da variável EPS variaram entre -0,8384 e 1,8829, respectivamente.

A média da variável R_{it} é de 0,1138, o que indica que o retorno médio das ações das empresas da amostra é de 11,38%, apesar de 49% das observações apresentarem retornos negativos – o que se observa pela média da variável D_{it} . No que diz respeito às provisões, estas apresentaram variação média de 184.971,80 mil reais. Ademais, a média do *Market-to-Book* foi de 3,0442, o que evidencia a presença de registro conservador nas demonstrações financeiras da maioria das empresas analisadas.

4.1 Análise dos dados com base no modelo restrito de Beaver, Lambert e Morse (1980)

Após a realização de testes auxiliares, constatou-se que os resíduos dos dados analisados eram heterocedásticos. Dessa forma, optou-se pela regressão com erros-padrão robustos. Destaca-se que não foram detectados problemas relacionados à multicolinearidade e autocorrelação. Em seguida, foram realizados os testes de Breusch-Pagan, Chow e Hausman para identificar o modelo de painel mais apropriado para análise dos dados.

A partir desses testes, conforme os resultados apresentados na Tabela 2, observou-se que o modelo de análise de dados em painel com efeitos fixos demonstrou-se mais adequado.

Tabela 2 – Definição do tipo de painel utilizado no modelo restrito de Beaver, Lambert e Morse (1980)

Testes	Coeficiente	Probabilidade	Resultado do Teste	Modelo Utilizado
Chow	03,98	0,0000	Efeitos Fixos	
Breusch-Pagan	47,70	0,0000	Efeitos Aleatórios	Efeitos Fixos
Hausman	10,49	0,0012	Efeitos Fixos	

Fonte: Elaborado pelos autores (2015)

Na sequência, procedeu-se à análise dos dados em painel. Embora os resultados da Tabela 2 apontem que o modelo de dados em painel com efeitos fixos é o mais adequado, os dados foram analisados, também, por meio dos outros modelos (efeitos aleatórios e *pooled data*), para fins de comparação, conforme resultados apresentados na Tabela 3.

Tabela 3 – Análise dos dados em painel pelo modelo restrito de Beaver, Lambert e Morse (1980)

Variáveis	Sinais Esperados	<i>Pooled</i>		Efeitos Fixos		Efeitos Aleatórios	
		Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
R_{it}	+	0,149***	3,27	0,116***	03,15	0,127***	3,23
<i>Constante</i>		0,060**	4,05	0,064***	15,38	0,063***	4,09
n (obs.)		195		195		195	
R ² Ajustado		0,272		0,305		0,375	
F ou Wald		10,725		9,924		10,438	

Nota: *Significativo ao nível de 10%; **Significativo ao nível de 5%; ***Significativo ao nível de 1%.

Fonte: Elaborado pelos autores (2015)

Os resultados apresentados na Tabela 3, especificamente do modelo de efeitos fixos, evidenciam que os coeficientes dos retornos anuais mensurados (R_{it}) são estatisticamente significativos ao nível de 1%. Esse resultado aponta tempestividade no reconhecimento de perdas e ganhos no período de 2010 a 2013, após a adoção das IFRS. Todavia, por se tratar de um modelo restrito, procedeu-se à análise por meio do modelo irrestrito de Basu (1997).

4.2 Análise dos dados com base no modelo irrestrito proposto por Basu (1997)

Na análise dos dados com base no modelo irrestrito de Basu (1997), foram realizados, inicialmente, testes auxiliares para verificar se os resíduos dos dados analisados eram afetados por problemas de heterocedasticidade e multicolinearidade. Após a realização destes testes, constatou-se que os resíduos eram heterocedásticos. Dessa forma, optou-se pela regressão com erros-padrão robustos. Destaca-se, entretanto, que não foram detectados problemas relacionados à multicolinearidade e autocorrelação.

Em seguida, por meio dos testes de Breusch-Pagan, Chow e Hausman, verificou-se o modelo mais apropriado para análise dos dados em painel. Conforme os resultados apresentados na Tabela 4, o modelo de dados em painel com efeitos fixos é o mais adequado.

Tabela 4 – Definição do tipo de painel utilizado no modelo de Basu (1997)

Testes	Coefficiente	Probabilidade	Resultado do Teste	Modelo Utilizado
Chow	04,15	0,0000	Efeitos Fixos	
Breusch-Pagan	34,05	0,0000	Efeitos Aleatórios	Efeitos Fixos
Hausman	25,55	0,0000	Efeitos Fixos	

Fonte: Elaborado pelos autores (2015)

Embora os resultados dispostos na Tabela 4 apontem que o mais adequado é o modelo de análise de dados em painel com efeitos fixos, os dados foram analisados, também, por meio de modelos com efeitos aleatórios e *pooled data*, para fins de comparação.

Tabela 5 – Análise dos dados em painel pelo modelo de Basu (1997)

Coeficiente	Variáveis	Sinais Esperados	<i>Pooled</i>		Efeitos Fixos		Efeitos Aleatórios	
			Coef.	<i>t</i>	Coef.	<i>t</i>	Coef.	<i>t</i>
α_1	D_{it}	–	0,047	1,53	0,119**	2,37	0,086**	2,40
α_2	R_{it}	+	0,194***	3,15	0,124***	3,97	0,157***	3,17
α_3	$D*R_{it}$	+	-0,186	-0,80	0,218**	2,08	0,023	0,19
	<i>Constante</i>		0,008	0,26	0,034*	1,79	0,020	0,81
	n (obs.)		195		195		195	
	R ² Ajustado		0,324		0,375		0,410	
	<i>F</i> ou Wald		15,390		5,563		45,910	

Nota: *Significativo ao nível de 10%; **Significativo ao nível de 5%; ***Significativo ao nível de 1%.

Fonte: Elaborado pelos autores (2015)

Os resultados apresentados na Tabela 5, especificamente do modelo de efeitos fixos, evidenciam que os coeficientes referentes aos retornos anuais mensurados (R_{it}), aos retornos anuais positivos (D_{it}), e à variável $D*R_{it}$ são estatisticamente significativos.

O sinal positivo do coeficiente α_3 (0,218), referente à variável $D*R_{it}$, sugere que os resultados contábeis são mais sensíveis às más notícias, ou seja, existe uma tempestividade assimétrica no reconhecimento dos resultados. O resultado positivo da soma dos coeficientes α_2 e α_3 (0,124 + 0,218 = 0,342) corrobora esse resultado, confirmando a existência de conservadorismo contábil para os dados analisados.

4.3 Análise dos dados por meio do modelo de Özkan, Karaibrahumoğlu e Acar (2013)

Os dados foram analisados, ainda, por meio do modelo proposto por Özkan, Karaibrahumoğlu e Acar (2013). Como nas análises com base nos modelos de Beaver, Lambert e Morse (1980) e de Basu (1997), foram realizados testes auxiliares para verificar se os resíduos dos dados eram afetados por heterocedasticidade e multicolinearidade. Entretanto, não foram detectados indícios desses problemas, haja vista que o *p-value* obtido no teste de heterocedasticidade foi de 0,1487, e que a média da *variance inflation factor* (VIF) foi de 7,34.

Em seguida, foram realizados os testes de Breusch-Pagan, Chow e Hausman para definir o modelo de painel mais adequado. Os resultados apresentados na Tabela 6 apontaram o modelo de análise de dados em painel com efeitos fixos como sendo o mais adequado.

Tabela 6 – Definição do tipo de painel utilizado no modelo de Özkan, Karaibrahumoğlu e Acar (2013)

Testes	Coefficiente	Probabilidade	Resultado do Teste	Modelo Utilizado
Chow	03,66	0,0000	Efeitos Fixos	
Breusch-Pagan	22,11	0,0000	Efeitos Aleatórios	Efeitos Fixos
Hausman	63,26	0,0000	Efeitos Fixos	

Fonte: Elaborado pelos autores (2015)

Mesmo que o modelo de painel com efeitos fixos seja o mais adequado, os dados foram analisados, também, por meio dos painéis com efeitos aleatórios e *polled data*, para comparação entre os mesmos. Os resultados da análise dos dados em painel com base no modelo utilizado por Özkan, Karaibrahumoğlu e Acar (2013) estão descritos na Tabela 7.

Tabela 7 – Análise dos dados em painel pelo modelo de Özkan, Karaibrahumoğlu e Acar (2013)

Variáveis	Sinais Esperados	Pooled		Efeitos Fixos		Efeitos Aleatórios	
		Coef.	<i>t</i>	Coef.	<i>t</i>	Coef.	<i>t</i>
α_1 D_{it}	–	-0,077	-0,91	0,085***	2,84	0,029	0,97
α_2 R_{it}	+	-0,164**	2,48	0,060***	2,72	0,079***	3,41
α_3 $D*R_{it}$	+	-0,036	-0,17	0,255***	2,98	0,016	0,20
α_4 $\Delta PROV$?	-0,000***	-2,88	-0,000**	-2,28	-0,000***	-2,72
α_5 $\Delta PROV*D_{it}$	–	0,00***	2,91	0,000**	2,50	0,000**	2,57
α_6 $\Delta PROV*R_{it}$	+	0,000***	5,21	0,000***	4,35	0,000***	5,84
α_7 $\Delta PROV*D_{it}*R_{it}$	+	-0,000***	-3,32	-0,000*	-1,93	-0,000***	-4,10
Constante		0,081**	2,07	0,062***	3,74	0,056***	2,79
n (obs.)		195		195		195	
R ² Ajustado		0,717		0,461		0,653	
F ou Wald		14,814		17,015		138,183	

Nota: *Significativo ao nível de 10%; **Significativo ao nível de 5%; ***Significativo ao nível de 1%.

Fonte: Elaborado pelos autores (2015)

Os resultados da Tabela 7, especificamente aqueles obtidos pelo modelo de efeitos fixos, evidenciam que as variáveis R_{it} , D_{it} , $D*R_{it}$ e $\Delta PROV*R_{it}$ demonstraram-se significativas ao nível de 1%. As variáveis $\Delta PROV$ e $\Delta PROV*D_{it}$ manifestaram-se significativas ao nível de 5%. Já a variável $\Delta PROV*D_{it}*R_{it}$ demonstrou-se significativa ao nível de 1%.

O coeficiente α_3 continua significativo e positivo (0,255) após a inclusão da variável $\Delta PROV$ e suas interações, sugerindo que para a amostra analisada os resultados são conservadores. No entanto, o coeficiente α_7 significativo e negativo sugere que a adoção do CPC 25 para a amostra de companhias analisadas reduziu o nível de conservadorismo.

Com base nesses resultados, rejeita-se a primeira hipótese testada (H_1), pois apesar do elevado conservadorismo expresso no modelo, o sinal negativo do coeficiente α_7 indica que, especificamente no que se refere às provisões, houve redução no conservadorismo, opondo-se ao enunciado na hipótese H_1 . Tem-se, portanto, que o valor total dessas provisões afeta negativamente o lucro das ações das empresas analisadas, razão da antecipação assimétrica.

Embora o conservadorismo não mais seja uma característica qualitativa da informação contábil, ainda se percebe um alto nível de conservadorismo, mesmo após a convergência às práticas internacionais de contabilidade. Porém, especificamente com relação ao quesito provisões, os resultados desse estudo contrapõem-se à pesquisa de Özkan, Karaibrahimoğlu e Acar (2013), pois a relação entre as provisões e os retornos foi positiva.

Ademais, foi realizada uma análise comparativa (Tabela 8) entre os resultados obtidos por meio dos modelos utilizados, quais sejam: modelo restrito de Beaver, Lambert e Morse (1980); modelo irrestrito de Basu; e o modelo de Özkan, Karaibrahumoğlu e Acar (2013).

Tabela 8 – Análise comparativa entre os três modelos testados

Variáveis	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	Coef.	<i>t</i>	Coef.	<i>t</i>	Coef.	<i>T</i>
D_{it}	-	-	0,119***	2,37	0,085***	2,84
R_{it}	0,116***	03,15	0,124***	3,97	0,060***	2,72
$D*R_{it}$	-	-	0,218**	2,08	0,255***	2,98
$\Delta PROV$	-	-	-	-	-0,000**	-2,28
$\Delta PROV*R_{it}$	-	-	-	-	0,000**	2,50
$\Delta PROV*D_{it}$	-	-	-	-	0,000***	4,35
$\Delta PROV*D_{it}*R_{it}$	-	-	-	-	-0,000*	-1,93
Constante	0,064***	15,38	0,034*	1,79	0,062***	3,74
n (obs)	195		195		195	
R ² Ajustado	0,305		0,375		0,461	
F	9,924		5,563		17,015	

Nota: *Significativo ao nível de 10%; **Significativo ao nível de 5%; ***Significativo ao nível de 1%.

Fonte: Elaborado pelos autores (2015)

Comparando esses três modelos, nota-se que o modelo 3, utilizado por Özkan, Karaibrahumoğlu e Acar (2013), além de ser o que abrange um maior número de variáveis, é o que apresenta o melhor coeficiente de determinação (R^2) em relação aos demais, com um poder explicativo de aproximadamente 46,10%. A mesma tendência pode ser identificada no resultado dos testes F , pois o modelo de Özkan, Karaibrahumoğlu e Acar (2013) demonstrou-se mais adequado, quando comparado aos demais.

4.4 Relação entre o valor contábil e o valor de mercado das empresas analisadas

Ao final, para analisar se as provisões são maiores em empresas que apresentam balanços conservadores, foi realizado um teste de medianas para a variável $\Delta PROV$, a partir da presença ou ausência de conservadorismo nos balanços patrimoniais. Dessa forma, a variação das provisões totais foi segregada entre empresas com *Market-to-Book* maior que 1 (balanços conservadores) ou menor que 1 (balanços não conservadores).

Inicialmente, testou-se a normalidade dos resíduos dos dados referentes à variável $\Delta PROV$ para determinar o teste mais apropriado. Como a condição de normalidade não foi atendida, pois o teste de Shapiro-Wilk apresentou um p -value de 0,00001, optou-se pelo teste não paramétrico de Kruskal-Wallis, como apresentado na Tabela 9.

Tabela 9 – Teste de Kruskal-Wallis

Conservadorismo	Obs	Rank Sum	Chi-squared	P-valor	G.L
Sim - Market-to-book > 1	146	13.147	12.706	0.0004	1
Não - Market-to-book < 1	50	6.159			

Fonte: Elaborado pelos autores (2015)

O p -valor do teste foi de 0,0004. Sendo assim, é possível afirmar que há diferença significativa entre as variações das provisões totais, a partir da presença ou a ausência de conservadorismo nos balanços patrimoniais publicados por essas empresas. Nesse contexto, a segunda hipótese da pesquisa (H_2) não é rejeitada, pois as provisões são estatisticamente maiores em empresas que apresentam balanços conservadores, em relação às empresas com balanços não conservadores.

5 Considerações Finais

Em que pese os estudos que investigam o conservadorismo contábil em mercados globais sejam realizados há algum tempo, são poucos os que buscam analisar os efeitos do conservadorismo sobre tratamentos específicos, como no caso das provisões (ÖZKAN; KARAIBRAHUMOĞLU; ACAR, 2013). Assim, este estudo objetivou analisar a relação entre o conservadorismo e as provisões em empresas brasileiras no período pós-CPC 25.

Na análise dos dados foram empregados três modelos econométricos. O primeiro foi o modelo restrito de Beaver, Lambert e Morse (1980). O segundo foi o modelo irrestrito proposto por Basu (1997), por meio do qual foi analisada a influência dos retornos anuais positivos e negativos sobre o lucro por ação, buscando examinar a oportunidade de ganhos. O terceiro foi o modelo utilizado por Özkan, Karaibrahumoğlu e Acar (2013), o qual permitiu examinar a relação entre provisões e ganhos conservadores.

Os resultados da pesquisa sugerem que os lucros conservadores são negativamente associados às provisões reconhecidas durante um determinado período. Infere-se, portanto, que o valor total das provisões reconhecidas afeta o lucro das ações das empresas analisadas, mas de forma contrária à identificada por Özkan, Karaibrahumoğlu e Acar (2013), que analisaram empresas de capital aberto listadas na Istanbul Stock Exchange (ISE).

Ao final, analisou-se se as provisões são maiores em empresas que apresentam balanços conservadores, por meio do teste de Kruskal-Wallis sobre a variação das provisões, em contrapartida à presença ou ausência de conservadorismo nos balanços patrimoniais das empresas analisadas, evidenciada por meio do *Market-to-Book* dessas empresas.

Assim sendo, constatou-se que há diferença estatística entre a variação das provisões totais de empresas com balanços conservadores em relação às empresas com balanços não conservadores. Com esses achados, pretende-se contribuir com a discussão acerca da influência de práticas conservadoras no tratamento contábil de itens específicos, como no caso do reconhecimento assimétrico das provisões.

Quanto às limitações desta pesquisa, destacam-se o período analisado e a amostra da presente pesquisa. Entretanto, o período analisado é relativamente pequeno pelo fato de que foi somente a partir de 2010 que o Pronunciamento Técnico CPC 25 passou a vigorar. Dessa forma, sugere-se que estudos futuros analisem um período maior, o que poderá ser feito à medida que as empresas forem publicando suas demonstrações financeiras, bem como, que contemplem outras empresas de capital aberto. Ademais, pode-se comparar o grau de conservadorismo no reconhecimento de provisões entre países, e/ou analisar quais outros aspectos influenciam no reconhecimento de provisões (cultura, legislação, política, etc.).

Referências

- Almeida, J. E. F., Martins, E. A., & Zanoteli, E. J. (2014). Estrutura Conceitual na prática. Academia Brasileira de Ciências Contábeis (Org.). *PROCONTAB: Contabilidade NBC CPC IFRS*, ciclo 1, 1, pp. 57-111. Porto Alegre: Artmed Panamericana.
- Almeida, J. E. F., Sarlo Neto, A., Bastianello, R. F., Moneque, E. Z. (2012). Alguns aspectos das práticas de suavização de resultado no conservadorismo das companhias abertas listadas na BM&FBOVESPA. *Revista Contabilidade e Finanças*, 23(58), 65-75.
- Ball, R., Khotari, S. P., & Robin, A. (2000). The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 29(1), 1-51.
- Barth, M. E., Landsman, W. R., & Lang, M. H. (2008). International accounting standards and accounting quality. *Journal of Accounting Research*, 46(3), 467-498.
- Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 24(1), 3-37.
- Beaver, W. H., Lambert, R., & Morse, D. (1980). The information content of security prices. *Journal of Accounting and Economics*, 2(1), 3-28.
- Braga, J. P. *Padrões contábeis, incentivos econômicos e reconhecimento assimétrico de perdas*. (2011). Dissertação (Mestrado em Contabilidade e Controladoria), Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo.
- Chi, W., & Wang, C. (2010). Accounting conservatism in a setting of Information Asymmetry between majority and minority shareholders. *The International Journal of Accounting*, 45(4), 465-489.
- Coelho, A. C., & Lima, I. L. (2007). Qualidade informacional e conservadorismo nos resultados contábeis publicados no Brasil. *Revista Contabilidade e Finanças*, 18(45), 38-49.

Colauto, R. D., Moreira, R. L., Angotti, M., & Bispo, O. N. A. (2010). Conservadorismo e a qualidade informacional dos resultados contábeis publicados: um estudo em siderúrgicas brasileiras. *Revista Estudos do ISCA*, 2.

Comitê de Pronunciamentos Contábeis (CPC). (2009). *Pronunciamento Técnica CPC 25 – Provisões, Passivos Contingentes e Ativos Contingentes*. Recuperado em 23 novembro, 2014, de http://static.cpc.mediagroup.com.br/Documentos/304_CPC%2025.pdf.

Comitê de Pronunciamentos Contábeis (CPC). (2011). *Estrutura Conceitual para Elaboração e Divulgação de Relatório Contábil-Financeiro – Pronunciamento Conceitual Básico (R1)*. Recuperado em 29 novembro, 2014, de http://static.cpc.mediagroup.com.br/Documentos/147_CPC00_R1.pdf.

Ettredge, M., Huang, Y., Zhang, W. (2012). Earnings restatements and differential timeliness of accounting conservatism. *Journal of Accounting and Economics*, 53(3), 489–503.

Hellman, N. (2008). Accounting conservatism under IFRS. *Accounting in Europe*, 5(2), 71-100.

Iatridis, G. E. (2011). Accounting disclosures, accounting quality and conditional and unconditional conservatism. *International Review of Financial Analysis*, 20(2), pp. 88-102.

Iudícibus, S. (2006). *Teoria da Contabilidade*. São Paulo: Atlas.

Kim, J. B., & Zhang, L. (2015). Accounting conservatism and stock price crash risk: firm-level evidence. *Contemporary Accounting Research*. Recuperado em 15 jan, 2015, de <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/1911-3846.12112>.

Lara, J. M. G., & Mora, A. (2004). Balance sheet versus earnings conservatism in Europe. *European Accounting Review*, 13(2), 261-292.

Lawrence, A., Sloan, R. G., & Sun, Y. (2013). Non-discretionary conservatism: evidence and implications. *Journal of Accounting and Economics*, 56(2-3), 112-133.

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*. Tese (Doutorado em Controladoria e Contabilidade), Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo.

Lopes, A. B., & Martins, E. (2005). *Teoria da Contabilidade: uma nova abordagem*. São Paulo: Atlas,

Martinez, A. L., & Alves, J. S. (2013). Efeito da adoção das IFRS no conservadorismo contábil de companhias brasileiras de grande porte, abertas e fechadas. *Anais do Congresso USP de Controladoria e Contabilidade*, São Paulo, SP, Brasil, 13.

Özkan, S., Karabrahimoğlu, Y. Z., & Acar, E. E. (2013). Accounting conservatism in the post-IFRS period: do provisions matter? *Iktisat İşletme ve Finans*, 28(324), 109-130.

Paulo, E., Carter, D., Girão, L. F. A. P., & Souza, R. S. (2013). The impact of the adoption of international financial reporting standards about the quality of accounting information of the Brazilian and European public firms. *Anais do Congresso ANPCONT*, Fortaleza, CE, Brasil, 7.

Ribeiro, A. C., Ribeiro, M. S., & Weffort, E. F. J. (2013). Provisões, contingências e pronunciamento CPC 25: as percepções dos protagonistas envolvidos. *Revista Universo Contábil*, 9(3), 38-54.

Santos, L. P. G., Lima, G. A. S. F., Freitas, S. C., & Lima, I. S. (2011). Efeito da Lei 11.638/07 sobre o conservadorismo condicional das empresas brasileiras listadas na BM&FBOVESPA. *Revista Contabilidade e Finanças*, 22(56), 174-188.

Silva, C. A. T., Gonçalves, R. S., Tavares, A. L., & Lima, D. V. (2010). Influência do incentivo ao conservadorismo nas escolhas contábeis relacionadas ao reconhecimento de provisão de contingências passivas. *Revista Universo Contábil*, 6(4), 6-20.

Silva, A. R. P., Paulo, E., & Silva, J. D. G. (2014). Conservadorismo contábil nas companhias brasileiras após a adoção das IFRS sob o arranjo dos setores da economia. *Anais do Congresso Nacional de Administração e Ciências Contábeis*, Rio de Janeiro, RJ, Brasil, 5.

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