



Revista Universo Contábil, ISSN 1809-3337
Blumenau, v. 8, n. 4, p. 19-39, out./dez., 2012

doi:10.4270/ruc.2012429
Disponível em www.furb.br/universocontabil



CONSERVADORISMO NOS LUCROS CONTÁBEIS DOS BANCOS NO BRASIL: A INFLUÊNCIA DO CONTROLE ESTATAL¹

CONSERVATISM IN ACCOUNTING EARNINGS IN BRAZILIAN BANKS: THE INFLUENCE OF STATE OWNERSHIP

CONSERVADURISMO EN LOS RESULTADOS DE LOS BANCOS EN EL BRASIL: LA INFLUENCIA DEL CONTROL DEL ESTADO

Giovani Antonio Silva Brito

Doutor em Ciências Contábeis pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo - FEA/USP
Professor da FIPECAFI Fundação Instituto de Pesquisas Contábeis, Atuariais e Financeiras.
Endereço: Rua Maestro Cardim 1170, Paraíso
CEP: 01323-001 - São Paulo/SP - Brasil
E-mail: giovanibrito@yahoo.com.br
Telefone: (11) 3491 6889

Alexsandro Broedel Lopes

Doutor em Ciências Contábeis pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo - FEA/USP
Professor Titular da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo - FEA/USP
Endereço: Av. Prof. Luciano Gualberto 908 - FEA3, Cidade Universitária
CEP: 05508-900 - São Paulo/SP - Brasil
E-mail: broedel@usp.br
Telefone: (11) 3091 5820

Antonio Carlos Dias Coelho

Doutor e Pós-Doutor em Ciências Contábeis pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo - FEA/USP
Professor Associado da Universidade Federal do Ceará – Faculdade de Economia, Administração, Atuária, Contabilidade e Secretariado Executivo.
Endereço: Rua da Universidade, 2431 – Departamento de Contabilidade
Bairro Benfica - Caixa-Postal: 12.131
CEP: 60020-180 – Fortaleza/CE – Brasil
E-mail: accoelho@secrel.com.br
Telefone: (85) 3248 2085

¹ Artigo recebido em 04.02.2012. Revisado por pares em 23.04.2012. Reformulado em 28.10.2012. Recomendado para publicação em 30.11.2012 por Carlos Eduardo Facin Lavarda (Editor). Publicado em 31.12.2012. Organização responsável pelo periódico: FURB.

RESUMO

O artigo investiga a presença de conservadorismo condicional nos lucros reportados pelas instituições financeiras no Brasil, e examina se essa característica é diferenciada entre bancos estatais e bancos privados. O modelo de reversão de componentes transitórios do lucro proposto por Basu (1997) e o modelo de acumulações contábeis, desenvolvido por Ball e Shivakumar (2005, 2006), foram aplicados para testar a presença de conservadorismo condicional nos lucros reportados pelos bancos brasileiros. Também, se testou se os lucros reportados pelos bancos estatais são mais conservadores do que os reportados pelos bancos privados. Os dados comportam 260 bancos abrangendo o período de 1997 a 2010. Os coeficientes dos modelos foram estimados pelo método GMM Sistêmico, para tratamento da endogeneidade dos regressores. Apesar de o ambiente econômico e institucional brasileiro não incentivar a qualidade informacional das demonstrações contábeis, não se confirmou a primeira hipótese de pesquisa. Ademais, os gestores dos bancos estatais antecipam o reconhecimento de perdas não realizadas, reportando demonstrações contábeis mais conservadoras, provavelmente para reduzir a exposição ao risco de litígio com órgãos de controle do Governo; os achados, portanto não suportam a rejeição da segunda hipótese.

Palavras-chave: contabilidade, conservadorismo condicional, bancos, exposição legal.

ABSTRACT

We study conditional conservatism in earnings reported by Brazilian financial institutions. We expected that conditional conservatism is differentiated concerning state-owned and private banks. Basu (1997) earnings transitory components reversion model and Ball and Shivakumar (2005) accruals-based model were applied to test the conditional conservatism hypothesis of Brazilian banks reported earnings. We also tested evidences that Brazilian state-owned banks reported earnings are more conservative than Brazilian private banks reported earnings. Data embedded 260 banks from 1997 to 2010. Regression coefficients were obtained from estimators based on GMM System to deal with endogeneity regressores problem. Although Brazilian economic and institutional environment does not stimulate accounting informational quality, findings evidences rejected the first research hypothesis. Furthermore state-owned banks managers asymmetrically anticipate expected losses recognition, reporting more conservative earnings, aiming probably to reduce litigation risk exposure with government agencies. So, these evidences did not reject the second research hypothesis.

Keywords: Accounting, Conditional Conservatism, Banks, Legal Exposure.

RESUMEN

El artículo analiza la presencia del conservadurismo condicional en los beneficios reportados por las instituciones financieras en Brasil, y examina si esta característica se diferencia entre los bancos estatales y bancos privados. El modelo de regresión de componentes transitorios de resultados propuesta por Basu (1997) y el modelo basado en accruals, desarrollado por Ball y Shivakumar (2005, 2006), se han aplicado para detectar la presencia del conservadurismo condicional en los beneficios reportados por los bancos brasileños. También, se ha probado si los beneficios reportados por los bancos estatales son más conservadores que los reportados por los bancos privados. Los datos contienen 260 bancos que cubren el período de 1997 a 2010. Los coeficientes del modelo se estimaron por el Sistema de GMM, para el tratamiento de la endogeneidad de los regressores. A pesar del

entorno económico e institucional no favorecer la calidad informativa de los estados financieros del reporte contable brasileño, no se ha confirmado la hipótesis primera de investigación. Además, los directores de bancos estatales anticipan el reconocimiento de las pérdidas no realizadas, informando estados financieros más conservadores, probablemente para reducir la exposición al riesgo de litigios con los organismos de control del Gobierno; por lo tanto, los resultados no apoyan el rechazo de la segunda hipótesis.

Palabras clave: Contabilidade, Conservadurismo Condicional, Bancos, Exposición Legal.

1 INTRODUÇÃO

O sistema financeiro brasileiro é composto por um conjunto de instituições financeiras que intermedeiam a transferência de fundos entre poupadores e tomadores, e prestam serviços financeiros. Os bancos são as principais instituições que atuam no sistema financeiro, que é regulado pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) e supervisionado pelo Banco Central do Brasil (BCB).

Os bancos são classificados, quanto ao controle de capital, como instituições privadas e instituições estatais. Os bancos privados são aqueles que têm o capital controlado por grupos privados nacionais ou estrangeiros, enquanto os bancos públicos são aqueles cujo capital é controlado por Governos Estaduais ou pelo Governo Federal. Cabe destacar que os bancos estatais podem ter participações minoritárias privadas no capital, como é o caso do Banco do Brasil.

O processo de privatização dos bancos estaduais, iniciado na década de 90, reduziu a quantidade e a representatividade dos bancos estatais no sistema financeiro. No entanto, a participação dos bancos controlados pelo Estado no mercado financeiro ainda permanece relevante, conforme evidencia a tabela 1. Em junho de 2010, os bancos estatais eram responsáveis por 41,5% dos ativos totais e 45,5% do volume de operações de crédito de todo o sistema financeiro.

Tabela 1 – Ativos Totais e Operações de Crédito no SFN: Bancos Estatais e Bancos Privados

Data	Ativos Totais		Operações de Crédito	
	Bancos Estatais	Bancos Privados	Bancos Estatais	Bancos Privados
1995	52,6%	47,4%	62,4%	37,6%
1996	50,5%	49,5%	58,3%	41,7%
1997	50,0%	50,0%	54,0%	46,0%
1998	50,4%	49,6%	57,6%	42,4%
1999	48,2%	51,8%	52,1%	47,9%
2000	43,2%	56,8%	45,9%	54,1%
2001	40,3%	59,7%	35,1%	64,9%
2002	44,0%	56,0%	38,5%	61,5%
2003	45,3%	54,7%	41,6%	58,4%
2004	43,0%	57,0%	39,5%	60,5%
2005	41,6%	58,4%	38,2%	61,8%
2006	39,3%	60,7%	38,3%	61,7%
2007	36,0%	64,0%	36,1%	63,9%
2008	36,6%	63,4%	39,2%	60,8%
2009	42,5%	57,5%	46,9%	53,1%
Jun/2010	41,5%	58,5%	45,5%	54,5%

Fonte: Banco Central do Brasil (BCB).

A tabela 1, também, mostra o crescimento na participação de mercado dos bancos estatais ocorrido após 2008, em razão dos efeitos da crise econômica internacional, que levou à retração nas atividades dos bancos privados. Em situações de crise, os bancos estatais podem exercer papel importante na política econômica do Governo, que é a atuação contracíclica no mercado de crédito, suprindo as necessidades de recursos de empresas e famílias.

Os principais bancos estatais do sistema financeiro são o Banco do Brasil (BB), o Banco Nacional para o Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) e a Caixa Econômica Federal (CEF). Segundo dados do Banco Central, em junho de 2010, os ativos controlados por esses três bancos federais equivaliam a 39,2% de todo o sistema financeiro, o que os coloca entre os seis maiores bancos do país e evidencia a relevância econômica dessas instituições.

A tabela 2 exibe a relação dos maiores bancos do sistema financeiro, de acordo com o volume de ativos. Observa-se que as quinze maiores instituições financeiras detém 88,4% dos ativos do sistema financeiro e, entre essas, estão cinco bancos estatais responsáveis por 40,5% do total de ativos.

Tabela 2 – Participação dos Bancos Estatais e dos Bancos Privados nos Ativos do SFN

Posição	Banco	Controle	Ativos/SFN
1	Banco do Brasil	Estatal	18,2%
2	Itaú	Privado	15,7%
3	Bradesco	Privado	12,4%
4	BNDES	Estatal	11,5%
5	Santander	Privado	9,1%
6	Caixa Econômica Federal	Estatal	9,5%
7	HSBC	Privado	2,9%
8	Votorantim	Privado	2,5%
9	Safra	Privado	1,9%
10	Citibank	Privado	1,3%
11	Banrisul	Estatal	0,8%
12	BTG Pactual	Privado	0,8%
13	Credit Suisse	Privado	0,7%
14	BNB	Estatal	0,5%
15	BNP Paribas	Privado	0,5%
15 maiores Bancos - Participação Estatal			40,5%
15 maiores Bancos - Participação Privada			47,9%
Total SFN - Bancos Estatais			41,5%
Total SFN - Bancos Privados			58,5%

Fonte: Banco Central do Brasil (BCB)

Os bancos controlados pelo Estado atuam como agentes de políticas públicas, com o objetivo de fomentar o desenvolvimento econômico e social do país, por meio da oferta de serviços financeiros e de crédito em condições diferenciadas, principalmente em relação às taxas de juros e aos prazos de pagamento. Além dessas atividades, alguns bancos estatais também realizam operações bancárias tradicionais, concorrendo no mercado com as instituições privadas.

Os bancos estatais atuam em determinados segmentos que não são suficientemente atendidos pelas instituições privadas, como o crédito rural, o financiamento de habitação popular e o financiamento de investimentos industriais de longo prazo. Os recursos alocados pelos bancos estatais nessas operações provêm, principalmente, do orçamento do Governo Federal, de fundos constitucionais de financiamento, como o Fundo Constitucional de

Financiamento do Norte (FNO), o Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE) e o Fundo de Financiamento do Centro-Oeste (FCO), e de outros fundos públicos, como o Fundo de Garantia por Tempo de Serviço (FGTS) e o Fundo de Amparo ao Trabalhador (FAT).

A aplicação de recursos públicos pelos bancos estatais é regulamentada e fiscalizada por diversos órgãos de controle do Governo, como o Banco Central do Brasil (BCB), o Tribunal de Contas da União (TCU) e a Controladoria Geral da União (CGU). Como os gestores dos bancos estatais tomam decisões sobre a alocação de recursos públicos, eles estão expostos a riscos de litígios com os órgãos de controle do Governo, o que pode, inclusive, levar ao bloqueio dos seus bens pessoais.

Devido à fiscalização dos órgãos de controle governamentais, a exposição legal dos gestores dos bancos estatais é maior do que a dos gestores dos bancos privados, o que pode influenciar suas escolhas contábeis, criando incentivos para que os efeitos de más notícias sejam reconhecidos tempestivamente nas demonstrações contábeis. Para reduzir sua exposição legal frente aos órgãos fiscalizadores, os gestores dos bancos estatais podem reconhecer mais rapidamente as perdas econômicas do que os ganhos econômicos nas demonstrações contábeis. Em consequência, os lucros reportados pelos bancos estatais seriam mais conservadores do que os lucros reportados pelos bancos privados.

Deste modo, a participação estatal no controle societário de empresas também seria um fator a afetar a qualidade informacional das demonstrações contábeis. O Estado influencia os incentivos que os gestores têm para reportar números contábeis com atributos de qualidade informacional, uma vez que, em geral, ele se preocupa mais com políticas públicas do que com eficiência econômica.

No sistema financeiro, a participação estatal no controle de bancos permite que essas instituições sejam utilizadas para programar e financiar políticas públicas. No entanto, diferentemente das empresas não bancárias, o desempenho ruim das instituições financeiras pode gerar efeito negativo relevante no mercado e na economia como um todo. Esse impacto potencial aumenta a importância da qualidade das informações reportadas por tais instituições (BUSHMAN; PIOTROSKI, 2006).

Bushman e Piotroski (2006) apontam que o envolvimento do Estado nas empresas, por meio da regulação, também é um fator que influencia o nível de conservadorismo das demonstrações contábeis; por exemplo, observaram que nos países com sistema jurídico fundamentado na tradição romana do direito codificado (*Code Law*), como o Brasil, o envolvimento do Estado nas empresas leva a um reconhecimento mais rápido das perdas do que dos ganhos nas demonstrações contábeis, ou seja, a participação estatal motiva o conservadorismo condicional, segundo eles.

Considerando então a estrutura jurídica de direito codificado, pretende-se, na presente pesquisa investigar se no Brasil a participação acionária estatal influencia o nível de conservadorismo condicional dos bancos que atuam no sistema financeiro. O estudo examina se os lucros reportados pelos bancos apresentam atributos de conservadorismo condicional e se essa característica é diferenciada entre bancos estatais e bancos privados, entendido tal atributo como medida de qualidade das informações contábeis. Para isso, duas hipóteses de pesquisa foram elaboradas e testadas.

A primeira hipótese é que os lucros dos bancos no Brasil não apresentam atributos de conservadorismo condicional. Segundo Lopes e Walker (2010), as demonstrações contábeis no Brasil não são produzidas para informar às partes externas da empresa, apresentando, portanto, pouco conteúdo informacional. A baixa demanda por conteúdo informacional nos reportes financeiros é característica de países em que os investidores em ações não são a principal fonte externa de recursos para a empresa. Nesse ambiente, espera-se que os lucros apurados pelos bancos também apresentem baixo conteúdo informacional e,

consequentemente, não exibam sinais de que as perdas econômicas são reconhecidas mais oportunamente que os ganhos.

A segunda hipótese é que existe uma relação marginal positiva entre a participação estatal e o grau de conservadorismo condicional nos lucros reportados pelos bancos no Brasil. Os bancos estatais sofrem regulação mais rigorosa dos órgãos de controle do Governo do que as instituições privadas, o que expõe os seus administradores à possibilidade de serem pessoalmente processados caso não elaborem demonstrações contábeis confiáveis.

Além disso, a promoção de políticas públicas por meio dos bancos estatais é relevante no Brasil. Os bancos públicos também têm papel destacado na execução de políticas econômicas do Governo, a exemplo da sua atuação no suprimento de crédito nos anos de 2008 e 2009 para compensar a retração das instituições privadas e atenuar os efeitos da crise internacional daquele período. Essas funções afetam o desempenho dos bancos estatais e, consequentemente, podem impactar as escolhas dos seus administradores em relação às práticas contábeis, inclusive o conservadorismo condicional.

Esta pesquisa proporciona importantes contribuições para a literatura contábil, pois ela traz evidências inéditas de que a exposição ao risco de litígio afeta as práticas contábeis adotadas por gestores de bancos estatais, relativamente à oportunidade no reconhecimento de ganhos e perdas econômicas. Os atributos de conservadorismo condicional observados nos lucros reportados pelos bancos estatais se tornam ainda mais relevantes, quando se considera que eles atuam no ambiente institucional brasileiro caracterizado pelo baixo incentivo à qualidade informacional das demonstrações contábeis.

Os resultados obtidos revelaram evidências de conservadorismo condicional nos lucros reportados pelos bancos no Brasil, diferentemente do que se esperava, em virtude de pesquisas anteriores, que não identificaram tal atributo em empresas brasileiras, como pode ser visto em Coelho (2007), que trata do conjunto de empresas brasileiras, já que não se identificam ainda pesquisas específicas no tema sobre o setor financeiro brasileiro.

Outros estudos que trataram de conservadorismo condicional, a exemplo de Costa; Lopes e Costa (2006), aplicam modelos diversos, que utilizam informações de mercado e se referem a comparações internacionais, buscando explicar outras motivações, como as de reportar informações demandadas por investidores no mercado de ações.

Os resultados mostraram, por outro lado, que os lucros reportados pelos bancos estatais apresentam maiores níveis de conservadorismo condicional do que os reportados pelos bancos privados, confirmando a predição de que os gestores das instituições públicas antecipam, assimetricamente, o reconhecimento de perdas econômicas nas demonstrações contábeis para reduzir sua exposição a litígios com órgãos de controle do Governo.

A pesquisa examinou dados contábeis de uma amostra de 276 bancos que atuam no Brasil, dos quais 36 são Estatais e 240 têm controle privado. Foram aplicados o modelo de componentes transitórios do lucro desenvolvido por Basu (1997) e a sua extensão proposta por Ball e Shivakumar (2005). Adicionalmente, foi aplicado o modelo de acumulações contábeis proposto por Ball e Shivakumar (2005, 2006), de modo a tornar os resultados do estudo mais robustos.

O artigo está organizado do seguinte modo: a seção 2 apresenta a base teórica e o desenvolvimento das hipóteses de pesquisa; a seção 3 descreve e detalha os procedimentos metodológicos utilizados; a seção 4 exhibe os resultados dos testes realizados; e a seção 5 apresenta as conclusões da pesquisa.

2 BASE TEÓRICA E DESENVOLVIMENTO DAS HIPÓTESES

A contabilidade busca prover os usuários com informações que os auxiliem em seus processos decisórios. A qualidade informacional das demonstrações contábeis está associada à

sua capacidade de retratar a realidade econômica da empresa e alterar as expectativas dos usuários quanto ao seu desempenho futuro. Segundo Lopes e Martins (2005), a informação contábil é considerada economicamente relevante quando auxilia os usuários na previsão dos fluxos de caixa futuros da firma, refletindo na alocação eficiente de capital.

A teoria contratual da firma considera que as relações entre a empresa e os agentes econômicos são feitas por meio de um conjunto de contratos, que podem ser explícitos ou não. Para que o desempenho da empresa seja adequado, é necessário que exista um equilíbrio nas suas relações contratuais, de modo que os interesses econômicos das partes envolvidas sejam protegidos. As informações contábeis são utilizadas como suporte ao monitoramento dos contratos entre a empresa e os agentes econômicos nela interessados. Nesse contexto, a eficiência das relações contratuais depende do acesso que as partes contratantes têm às informações contábeis da empresa (COELHO, 2007).

Os diversos agentes que se relacionam com a empresa não têm acesso ao mesmo conteúdo informativo ao mesmo tempo. Os proprietários e gestores possuem informações mais completas e tempestivas sobre a realidade econômica da firma do que os agentes externos, como credores, investidores e reguladores. Se os interesses dos proprietários e dos gestores não estiverem alinhados com os dos agentes externos, eles podem agir de maneira oportunista para maximizar seus interesses próprios, em detrimento aos contratos estabelecidos (BALL, 2001).

Para inibir comportamentos oportunistas dos gestores, mecanismos de governança corporativa podem ser criados para proteger os interesses dos agentes externos. A contabilidade exerce um papel importante nesse processo, pois há uma complementaridade entre a qualidade da informação contábil e os mecanismos de governança corporativa. Quando a qualidade da informação contábil é elevada, os agentes externos precisam de poucos mecanismos adicionais de governança corporativa para proteger seus interesses. Por outro lado, quando a qualidade da informação contábil é baixa, os agentes externos precisam de mecanismos adicionais de governança corporativa (LOPES; WALKER, 2010).

Sob a perspectiva econômica, a qualidade da informação contábil está ligada à sua capacidade de refletir os fenômenos econômicos ocorridos na empresa. A qualidade é elevada se a contabilidade captura bem a realidade econômica da empresa e baixa se a contabilidade não captura bem essa realidade. Um atributo que revela a qualidade informacional do lucro contábil é o reconhecimento parcimonioso dos ganhos econômicos e a antecipação tempestiva das perdas econômicas.

Uma das características importantes da prática contábil e que influencia a qualidade informacional do lucro é a oportunidade com que as empresas reconhecem as perdas não realizadas em suas demonstrações contábeis. Essa prática, denominada conservadorismo condicional, implica que, quando a empresa se defronta com eventos desfavoráveis, as perdas estimadas são tempestivamente reconhecidas em seus resultados. Porém, quando eventos favoráveis são observados, os ganhos esperados são registrados somente quando efetivamente realizados em termos de fluxos de caixa. O conservadorismo condicional é uma resposta contábil a choques econômicos que afetam o desempenho futuro da empresa, portanto, ele agrega novas informações às demonstrações contábeis, aumentando a utilidade desses relatórios para os seus usuários (COELHO, 2007).

O conservadorismo condicional, também denominado conservadorismo *ex post* ou conservadorismo *news-dependent*, decorre do maior grau de exigência da empresa para reconhecer os ganhos do que as perdas não realizadas em suas demonstrações contábeis. WATTS (2003a, 2003b) caracteriza o conservadorismo como o diferencial na verificabilidade exigida pela empresa para o reconhecimento de ganhos em relação a perdas.

Segundo Ahmed; Billings; Morton e Stanford-Harris (2002), o conservadorismo tem um componente não discricionário e outro discricionário. O componente não discricionário

decorre da aplicação das normas contábeis que determinam a adoção de procedimentos prudentes de mensuração. O componente discricionário, por sua vez, corresponde às escolhas contábeis conservadoras feitas de forma voluntária pelos gestores. Desse modo, o conservadorismo incondicional está relacionado com as normas contábeis (componente não discricionário) e o conservadorismo condicional está relacionado às escolhas contábeis dos gestores (componente discricionário).

A qualidade informacional das demonstrações contábeis é determinada por diversos fatores. Um dos temas que vem sendo investigado na literatura contábil recentemente é a influência da estrutura de propriedade da empresa na qualidade informacional das suas demonstrações contábeis. Os estudos de Fan e Wong (2002) e Firth, Fung e Rui (2007) mostraram, por exemplo, que a concentração de propriedade reduz a qualidade informacional dos reportes contábeis.

Ball (2001) comenta que gestores e auditores de instituições expostas a elevado risco de litígio são mais prováveis de reconhecerem tempestivamente perdas econômicas e, portanto, de elaborarem demonstrações contábeis condicionalmente conservadoras. Alinhados com esse entendimento, Huijgen e Lubberink (2000) afirmam que a função do conservadorismo contábil é reduzir *ex ante* o risco de futuros conflitos associados à distribuição dos fluxos de caixa da empresa entre as partes contratuais. Esses pesquisadores obtiveram evidências de que os gestores mais avessos ao risco são mais prováveis de reportarem demonstrações contábeis conservadoras. Para eles, o principal fator que motiva a adoção de práticas contábeis conservadoras pelos gestores é a aversão a risco, uma vez que números otimistas podem gerar conflitos legais *ex post* relacionados à distribuição da riqueza da empresa.

A hipótese testada na presente pesquisa baseia-se nos mesmos argumentos apresentados por Huijgen e Lubberink (2000), pois prevê que os gestores dos bancos estatais são avessos ao risco de serem processados pelos órgãos de controle do Governo, devido a más decisões de alocação de recursos públicos, o que os leva a reconhecerem tempestivamente as perdas econômicas e a reportarem números contábeis conservadores.

Esse comportamento conservador dos gestores dos bancos estatais seria atípico no sistema financeiro brasileiro, já que o segmento não se defronta com significativa demanda econômica por números contábeis informacionalmente eficientes. O Brasil é um país caracterizado pela baixa qualidade informacional das demonstrações contábeis, com nível de governança corporativa pobre, sistema jurídico de direito codificado que proporciona baixa proteção legal aos investidores, padrões contábeis fixados pelo Governo e mercados de capitais e de crédito pouco desenvolvidos (LOPES; WALKER, 2010).

Esse ambiente institucional contribui para que o nível de conservadorismo presente nos números contábeis reportados pelas empresas no Brasil, inclusive os bancos, seja baixo. Pesquisa realizada por Ball, Robin e Sadka (2008), que confirmou a hipótese de que o conservadorismo é demandado pelo mercado de crédito e não pelo mercado de ações, mostrou que o nível de conservadorismo no Brasil é reduzido. Em uma amostra de 22 países analisados, o Brasil é apenas o 18º com maior nível de conservadorismo condicional. Na mesma linha, estudo desenvolvido por Li (2010) em 31 países mostrou que o Brasil está entre as nações menos conservadoras, superando apenas Filipinas, Índia e África do Sul. As pesquisas realizadas no Brasil também apontam que as demonstrações contábeis reportadas pelas empresas não apresentam atributos de conservadorismo condicional (COELHO, 2007).

O monitoramento adicional feito pelas autoridades governamentais aos bancos estatais traz substancial risco legal aos seus administradores (HUIJGEN; LUBBERINK, 2000). Em consequência, há expectativa de que a participação estatal aumente os incentivos pessoais que os administradores dos bancos têm para elaborar demonstrações contábeis mais conservadoras e evitar litígios.

Considerando, então, o ambiente institucional brasileiro de baixo incentivo à elaboração de demonstrações contábeis com atributos de qualidade informacional, e a maior exposição ao risco de litígio dos gestores dos bancos estatais, relativamente aos gestores das instituições privados, elaboraram-se as seguintes hipóteses de pesquisa:

- H₁: os lucros contábeis reportados pelos bancos no Brasil não apresentam atributos de conservadorismo condicional;
- H₂: os lucros contábeis reportados pelos bancos estatais apresentam maior grau de conservadorismo condicional do que os lucros contábeis reportados pelos bancos privados.

3 METODOLOGIA

Esta pesquisa examina a presença de atributos de conservadorismo condicional nos lucros contábeis reportados pelos bancos que atuam no mercado financeiro brasileiro. O objetivo principal do trabalho é testar a hipótese de que os lucros reportados pelos bancos estatais são mais conservadores do que os reportados pelos bancos privados, uma vez que os gestores das instituições públicas enfrentam maior risco de litígio com os órgãos de controle do Governo, o que gera um incentivo para que eles antecipem o reconhecimento de perdas não realizadas nos números contábeis. A seguir são descritos os procedimentos metodológicos adotados no desenvolvimento da pesquisa.

A pesquisa foi desenvolvida com base em uma amostra de bancos que atuam no mercado financeiro brasileiro. A população de estudo, a partir da qual a amostra foi extraída, compreende todas as instituições financeiras autorizadas a funcionar pelo Banco Central do Brasil, que integram o chamado Sistema Financeiro Nacional (SFN).

Dessa população, foram selecionadas as instituições financeiras organizadas na forma de banco comercial, banco múltiplo, caixa econômica, banco de investimento ou banco de desenvolvimento, além dos conglomerados financeiros que possuem instituições desse tipo. Em junho de 2010, os ativos dos bancos selecionados na amostra representam 97,7% do total do Sistema Financeiro Nacional (SFN).

Como os modelos utilizados para testar as hipóteses de pesquisa incluem variáveis defasadas no tempo, foram excluídos da amostra os bancos que não possuíam dados contábeis disponíveis de pelo menos 4 datas subsequentes durante o período de pesquisa (junho de 1997 a junho de 2010). Com esses critérios, a amostra final utilizada no estudo compreende 276 bancos, dos quais 240 têm controle privado e 36 têm controle estatal.

A tabela 3 exibe a quantidade de bancos que fizeram parte da amostra, em cada semestre. A quantidade máxima de bancos foi verificada em junho de 1997 (192) e a quantidade mínima foi observada em dezembro de 2008 (114).

Após a seleção da amostra de bancos, foram coletados os dados para aplicação dos testes. Devido ao reduzido número de bancos constituídos na forma de companhia aberta, não foi possível a utilização de preços de ações. Em razão disso, foram utilizados dados contábeis reportados pelas instituições financeiras, o que permitiu maior abrangência do estudo em relação à quantidade de bancos examinados.

Os dados foram extraídos das demonstrações contábeis disponíveis publicamente no sítio eletrônico do Banco Central do Brasil. Essas demonstrações contábeis foram elaboradas de acordo com o Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional (COSIF), instituído pelo Banco Central do Brasil.

Cabe registrar que a partir de dezembro de 2010 as instituições financeiras constituídas sob a forma de companhia aberta e as que são obrigadas a constituir comitê de auditoria, passaram a elaborar e divulgar demonstrações contábeis consolidadas no padrão contábil

internacional (IFRS), adicionalmente aos relatórios contábeis produzidos de acordo com o COSIF.

Tabela 3 – Bancos por Semestre

Semestre	Estatais	Privados	Total	Semestre	Estatais	Privados	Total
Jun/97	35	157	192	Jun/04	16	117	133
Dez/97	31	155	186	Dez/04	16	118	134
Jun/98	29	145	174	Jun/05	16	118	134
Dez/98	27	148	175	Dez/05	16	116	132
Jun/99	24	148	172	Jun/06	15	113	128
Dez/99	20	146	166	Dez/06	15	112	127
Jun/00	19	142	161	Jun/07	15	107	122
Dez/00	17	135	152	Dez/07	15	105	120
Jun/01	17	130	147	Jun/08	15	104	119
Dez/01	17	129	146	Dez/08	14	100	114
Jun/02	17	118	135	Jun/09	12	108	120
Dez/02	17	118	135	Dez/09	12	109	121
Jun/03	17	117	134	Jun/10	12	114	126
Dez/03	17	118	135				

Entretanto, nesta pesquisa foram utilizadas apenas as demonstrações contábeis no padrão COSIF, devido ao curto histórico temporal dos relatórios em IFRS e à sua menor abrangência em termos de quantidade de bancos. As principais alterações entre os dois padrões decorreriam das práticas contábeis envolvendo *fair value*, procedimentos quanto à baixa de ativos e o registro de provisões para devedores duvidosos; os efeitos finais nos números contábeis finais, considerando posição anódina dos gestores, seriam improváveis de se estimar sem dados e pesquisa específica.

Entende-se, todavia, que a alteração de padrão contábil não influa nos achados e inferências que se faça aqui, dado que a hipótese de conservadorismo condicional tem suporte na decisão dos decisores em reconhecimento tempestivo de boas e más notícias na apuração e divulgação dos lucros.

Como frisam Ahmed; Billings; Morton e Stanford-Harris (2002), o conservadorismo condicional se caracteriza por ser um componente discricionário do conservadorismo; assim, conceitualmente as diferenças entre padrões contábeis não seriam captadas pelos modelos, assumindo-se a premissa de que os gestores não alteram sua decisão em função do padrão contábil.

Foram coletadas demonstrações contábeis individuais para os bancos independentes e demonstrações contábeis consolidadas para os conglomerados financeiros. As demonstrações contábeis são semestrais, uma vez que os bancos são obrigados pelo Banco Central do Brasil a publicar relatórios semestrais em junho e em dezembro de cada ano. Foram utilizados dados contábeis de 27 semestres (junho de 1997 a junho de 2010). Considerando as demonstrações contábeis de cada banco em cada semestre como uma observação, a amostra de pesquisa englobou 3.745 observações (banco-ano).

As variáveis contábeis utilizadas no estudo são o resultado líquido, o resultado operacional, o fluxo de caixa operacional e o ativo total do banco. Além desses dados, também foram utilizadas informações quanto à origem de capital da instituição (estatal ou privada), igualmente obtida no sítio eletrônico do Banco Central do Brasil.

O exame das hipóteses de pesquisa foi realizado por meio da aplicação do modelo de componentes transitórios do lucro desenvolvido por Basu (1997) e sua extensão adotada por

Ball e Shivakumar (2005). Adicionalmente, foi aplicado o modelo de acumulações contábeis proposto por Ball e Shivakumar (2005, 2006).

Segundo Basu (1997), as empresas que se defrontam com más notícias são mais propensas a reconhecerem as perdas tempestivamente em seus resultados do que aquelas que se defrontam com boas notícias reconhecem os ganhos. O reconhecimento dos ganhos é diferido até os fluxos de caixa serem realizados nos períodos subseqüentes, o que os torna um componente persistente na série temporal de lucros. Já o reconhecimento tempestivo das perdas faz com que elas impactem apenas o resultado contemporâneo, o que as torna um componente transitório na série.

O modelo de Basu (1997) mede a persistência e a transitoriedade segregando as variações positivas das variações negativas na série temporal de lucros da empresa, do seguinte modo:

$$\Delta NI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 D\Delta NI_{i,t-1} + \alpha_2 \Delta NI_{i,t-1} + \alpha_3 \Delta NI_{i,t-1} \times D\Delta NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

em que $\Delta NI_{i,t}$ e $\Delta NI_{i,t-1}$ são as variações nos lucros do banco, escalonadas pelo valor dos seus ativos do início do semestre; $D\Delta NI_{i,t-1}$ é uma variável *dummy* que assume valor 1, se $\Delta NI_{i,t-1} < 0$, e valor 0, caso contrário; e $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro do modelo.

Sob a hipótese do conservadorismo, as más notícias (variações negativas nos lucros) são reconhecidas mais oportunamente nos resultados do que as boas notícias (variações positivas nos lucros). Como o reconhecimento das boas notícias é diferido até o momento da realização dos fluxos de caixa, os ganhos decorrentes são um componente persistente na série temporal de lucros, que não é revertido nos períodos subseqüentes. Em consequência, espera-se que o coeficiente α_2 seja estatisticamente igual a zero ($\alpha_2=0$).

Por outro lado, o reconhecimento oportuno das más notícias faz com que as perdas decorrentes sejam componentes transitórios da série temporal de lucros, que são revertidos no período seguinte. Desse modo, espera-se que a soma dos coeficientes α_2 e α_3 seja menor que zero ($\alpha_2+\alpha_3<0$).

A significância estatística do coeficiente α_3 releva a diferença no reconhecimento das boas e das más notícias nos resultados. O reconhecimento mais oportuno das perdas do que dos ganhos implica que o coeficiente α_3 seja menor que zero ($\alpha_3<0$), indicando a presença do conservadorismo condicional.

Ball e Shivakumar (2005) ampliaram o modelo de Basu (1997) para testar se o grau de conservadorismo nos resultados contábeis é diferenciado entre companhias abertas e companhias fechadas. Os autores incluíram no modelo uma variável binária interativa que discrimina as empresas segundo sua forma societária entre listadas e não listadas. Para adaptar o modelo ao objetivo desta pesquisa, a variável binária foi ajustada para capturar o tipo de controle dos bancos. No presente estudo, a variável assume valor um para bancos de controle privado e valor zero para bancos de controle estatal. O modelo é assim expresso:

$$\Delta NI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 D\Delta NI_{i,t-1} + \alpha_2 \Delta NI_{i,t-1} + \alpha_3 D\Delta NI_{i,t-1} \times \Delta NI_{i,t-1} + \alpha_4 DPR + \alpha_5 DPR \times D\Delta NI_{i,t-1} + \alpha_6 DPR \times \Delta NI_{i,t-1} + \alpha_7 DPR \times D\Delta NI_{i,t-1} \times \Delta NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

em que $\Delta NI_{i,t}$ e $\Delta NI_{i,t-1}$ são as variações nos lucros do banco, escalonadas pelo valor dos seus ativos no início do semestre; $D\Delta NI_{i,t-1}$ é uma variável *dummy* que assume valor 1, se $\Delta NI_{i,t-1} < 0$, e valor 0, caso contrário; $D\Delta NI_{i,t-1} \times \Delta NI_{i,t-1}$ é uma variável de interação que capta os efeitos de variações

negativas antecedentes; DPR é uma variável *dummy* que assume valor 1 para bancos privados e valor 0 para bancos estatais; $DPR \times D\Delta NI_{it-1}$ é uma variável que capta o impacto no intercepto do modelo; $DPR \times \Delta NI_{it-1}$ é uma variável de interação que capta o efeito de variações antecedentes para bancos privados; $DPR \times D\Delta NI_{it-1} \times \Delta NI_{it-1}$ é uma variável discriminatória para os valores referentes aos bancos privados e $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro do modelo.

Assim como no modelo 1, espera-se que o coeficiente α_2 seja igual a zero ($\alpha_2=0$), devido à persistência dos ganhos decorrentes das boas notícias. Do mesmo modo, espera-se que o coeficiente α_3 seja menor que zero ($\alpha_3<0$) e que a soma dos coeficientes α_2 e α_3 também seja menor que zero ($\alpha_2+\alpha_3<0$), em razão do reconhecimento oportuno das perdas decorrentes das más notícias (componente transitório do lucro) pelos bancos estatais, conforme a segunda hipótese de pesquisa (H_2).

A segunda hipótese de pesquisa (H_2) prevê que os resultados dos bancos estatais são mais conservadores do que os resultados dos bancos privados. Em consequência, espera-se que os bancos privados apresentem menor reconhecimento oportuno das perdas decorrentes das más notícias do que os bancos estatais, o que implica que o coeficiente α_7 seja maior que zero ($\alpha_7>0$). Dados os objetivos deste estudo, não são feitas previsões sobre o comportamento dos coeficientes α_0 , α_1 , α_4 , α_5 e α_6 do modelo.

Para tornar os resultados mais robustos, o modelo de acumulações contábeis proposto por Ball e Shivakumar (2005, 2006) também foi aplicado aos dados coletados. Segundo esses autores, o reconhecimento oportuno das perdas e dos ganhos econômicos nos lucros provoca uma correlação positiva e assimétrica entre as acumulações contábeis e os fluxos de caixa operacionais contemporâneos, atenuando a correlação negativa prevista por Dechow; Kothari e Watts (2008).

Na hipótese de conservadorismo, as perdas reconhecidas pelo regime de competência são mais prováveis nos períodos em que os fluxos de caixa operacionais são negativos. Portanto, as acumulações contábeis são mais relacionadas com os fluxos de caixa negativos do que com os positivos. O modelo proposto por Ball e Shivakumar (2005, 2006) captura a relação entre as acumulações contábeis e os fluxos de caixa operacionais contemporâneos, que são segregados em positivos e negativos:

$$ACC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DCFO_{i,t} + \beta_2 CFO_{i,t} + \beta_3 DCFO_{i,t} \times CFO_{i,t} + \beta_4 DPR_i + \beta_5 DPR_i \times DCFO_{i,t} + \beta_6 DPR_i \times CFO_{i,t} + \beta_7 DPR_i \times DCFO_{i,t} \times CFO_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

em que $ACC_{i,t}$ são as acumulações contábeis dos bancos, escalonadas pelo valor dos seus ativos no início do semestre; $DCFO_{i,t}$ é uma variável *dummy* que assume valor 1, se $CFO_{i,t} < 0$, e valor 0, caso contrário; $CFO_{i,t}$ é o fluxo de caixa operacional do banco, escalonado pelo valor dos seus ativos no início do semestre; $DCFO_{i,t} \times CFO_{i,t}$ é uma variável de interação para os fluxos de caixa operacionais negativos; DPR_i é uma variável *dummy* que assume valor 1 para bancos privados e valor 0 para bancos estatais; $DPR_i \times DCFO_{i,t}$ é uma interação entre as variáveis *dummies* de bancos privados e de fluxos de caixa operacionais negativos; $DPR_i \times CFO_{i,t}$ é uma interação entre bancos privados e fluxos de caixa operacionais; $DPR_i \times DCFO_{i,t} \times CFO_{i,t}$ é uma interação entre bancos privados e fluxos de caixa operacionais negativos e $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro do modelo.

Dada a correlação negativa entre as acumulações contábeis e os fluxos de caixa operacionais gerada pelo conservadorismo, espera-se que o coeficiente β_2 seja negativo ($\beta_2<0$)

e que β_3 seja positivo ($\beta_3 > 0$) dado que fluxos de caixa negativos ensejam, na hipótese de conservadorismo, acumulações contábeis também negativas. Além disso, um coeficiente β_7 negativo ($\beta_7 < 0$) indica que os bancos estatais são mais conservadores do que os privados.

O conjunto de dados utilizados nesta pesquisa possui uma dimensão transversal e uma dimensão temporal (dados longitudinais ou em painel), já que consiste em uma amostra de vários bancos observados ao longo do tempo. Nas pesquisas empíricas da área contábil, que envolvem dados em painel, os parâmetros dos modelos geralmente são estimados com base no método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) ou de abordagens de Efeitos Fixos (EF) ou de Efeitos Aleatórios (EA).

Uma condição necessária para que os coeficientes estimados por esses métodos sejam consistentes é a não correlação do termo de erro do modelo com as variáveis explicativas, chamada de condição de exogeneidade. Nesta pesquisa, para examinar a condição de exogeneidade nos modelos utilizados, foi aplicado o teste sugerido por Wooldridge (2002, p. 285).

Os resultados do teste de exogeneidade estrita dos regressores são reportados na tabela 4. Em todas as regressões, a hipótese nula é rejeitada para um nível de significância de 5%, o que revela que os regressores dos modelos utilizados não são estritamente exógenos. Wooldridge (2002, p. 50-51) afirma que os problemas de endogeneidade normalmente originam-se de três causas: variáveis explicativas omitidas no modelo, erros de mensuração nas variáveis e simultaneidade entre os regressores e a variável resposta.

Tabela 4 – Teste de exogeneidade estrita dos regressores

	Basu (1)	Ball e Shivakumar (2)	Acumulações Contábeis (3)
Lucro Líquido	1,43 (0,001)	1,39 (0,001)	1,67 (0,000)
Lucro Operacional	1,72 (0,041)	1,79 (0,032)	1,65 (0,045)

Os parâmetros são estimados pelo método dos efeitos fixos. Reporta-se a estatística F do teste e, entre parênteses, o seu nível descritivo (*p-value*).

Diante disso, optou-se pela utilização do método GMM Sistêmico, proposto por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998), para a estimação dos parâmetros dos modelos, uma vez que esse método permite o tratamento do problema da endogeneidade, mesmo que instrumentos estritamente exógenos não estejam disponíveis. O GMM Sistêmico utiliza um sistema com equações em primeiras diferenças e equações em níveis. As primeiras diferenças defasadas das séries são utilizadas como instrumentos nas equações em níveis e os níveis defasados das séries são usados como instrumentos nas equações em primeiras diferenças.

Além do exame da exogeneidade, outros procedimentos foram empregados para verificar a adequação do método de estimação utilizado, em especial os testes de raiz unitária, o teste de restrições de sobre identificação de Hansen/Sargan (J), os testes de autocorrelação de primeira e de segunda ordem (m_1 e m_2) e o teste de diferença da estatística de Hansen/Sargan ($J_1 - J_2$). Os resultados de todos estes testes, reportados nas tabelas 6 a 10, indicaram a adequação dos dados utilizados nas regressões aos pressupostos assumidos pelo GMM Sistêmico.

4 RESULTADOS

A tabela 5 exhibe as estatísticas descritivas do lucro líquido, do lucro operacional, das acumulações contábeis e do fluxo de caixa operacional dos bancos privados e dos bancos

estatais que fizeram parte da amostra. Conforme citado anteriormente, as variáveis estão escalonadas pelo ativo total do banco no início do período.

Tabela 5 – Estatísticas Descritivas

Estatística	Bancos Estatais				Bancos Privados			
	Lucro Líquido	Lucro Operac.	Acumul. Contábeis	Fl. Caixa Operac.	Lucro Líquido	Lucro Operac.	Acumul. Contábeis	Fl. Caixa Operac.
Média	-0,0212	-0,0180	-0,0173	-0,0104	0,0117	0,0168	-0,0116	0,0188
Mediana	0,0062	0,0090	-0,0056	0,0121	0,0100	0,0135	-0,0034	0,0167
Desvio-Padrão	0,1170	0,1144	0,0472	0,1160	0,0483	0,0516	0,0375	0,0460
Mínimo	-1,2967	-1,2937	-0,6394	-1,2576	-0,5196	-0,4906	-1,1368	-0,7446
Máximo	0,0952	0,0876	0,0617	0,1031	0,8022	0,6797	0,4361	0,3630
Assimetria	-5,7601	-5,9478	-8,1528	-6,3647	0,7717	0,3780	-10,9963	-3,6415
Curtose	41,0383	44,2584	88,3802	48,1654	61,7505	29,9052	285,0060	50,9661

As estatísticas descritivas mostram que o lucro líquido e o lucro operacional têm o mesmo comportamento nos dois grupos de bancos. Como esperado, os lucros médios e medianos dos bancos estatais são negativos e inferiores aos dos bancos privados. Os bancos estatais são responsáveis pelos valores mínimos de lucro líquido e lucro operacional e os bancos privados são responsáveis pelos valores máximos desses resultados. A variabilidade dos lucros é maior nos bancos estatais do que nos privados, e a assimetria dos dois grupos de bancos confirmam a sua diversidade.

Em relação às acumulações contábeis e aos fluxos de caixa operacionais, as estatísticas também evidenciam diferenças entre os dois grupos de bancos. As médias e as medianas das acumulações contábeis e dos fluxos de caixa operacionais são inferiores nos bancos estatais, relativamente aos bancos privados. Novamente a variabilidade dessas medidas é maior nos bancos estatais do que nos privados. Outra característica relevante é que os bancos estatais apresentam média negativa para as duas variáveis, o que sugere que esses bancos reconhecem assimétrica e oportunamente as perdas, enquanto os bancos privados não.

Para verificar se os lucros dos bancos no Brasil apresentam características de conservadorismo condicional, o modelo de Basu (1997), expresso pela equação 1, foi inicialmente aplicado à amostra total de bancos, sem a separação por tipo de controle. O modelo foi aplicado aos dados de lucro líquido e de lucro operacional. A tabela 6 exhibe os resultados.

O coeficiente α_2 não é estatisticamente diferente de zero ao nível de significância de 5%, indicando que os ganhos são persistentes na série de lucros dos bancos. O parâmetro α_3 é negativo e estatisticamente significativo a 5%, assim como a soma dos coeficientes α_2 e α_3 é também negativa. Esse resultado revela que as perdas incorridas pelos bancos são revertidas nos períodos subsequentes, o que as torna um componente transitório na série de lucros. Desse modo, há evidências de conservadorismo condicional nos lucros reportados pelos bancos no Brasil, o que leva à rejeição da primeira hipótese de pesquisa (H_1).

Isto contradiz os achados de Coelho (2007), que mostra evidências de baixa qualidade da informação contábil no conjunto das empresas brasileiras não financeiras, isto é, enquanto estas não apresentam lucros com conservadorismo, os bancos, provavelmente para que se evitem riscos de litígio com seus gestores apresentam lucros, tanto no sentido operacional como líquido, com o atributo do conservadorismo.

Tabela 6 – Equação 1 para Bancos Estatais e Bancos Privados

$$\Delta NI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D\Delta NI_{it-1} + \alpha_2 \Delta NI_{it-1} + \alpha_3 \Delta NI_{it-1} \times D\Delta NI_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

	Sinal Esperado	Lucro Líquido		Lucro Operacional	
		Coefficiente	P-valor	Coefficiente	P-valor
Intercepto (α_0)	?	-0,019***	0,000	-0,016***	0,000
$D\Delta NI_{it-1}$ (α_1)	?	0,030***	0,000	0,025***	0,000
ΔNI_{it-1} (α_2)	0	0,110*	0,086	-0,074	0,191
$\Delta NI_{it-1} \times D\Delta NI_{it-1}$ (α_3)	-	-0,190**	0,020	-0,166**	0,016
$\alpha_2 + \alpha_3$	-	-0,080		-0,240	
Estatística Wald		153,23		343,49	
Observações		3.745		3.745	
m1		-17,77	0,000	-17,50	0,000
m2		-0,89	0,551	-0,79	0,429
J de Hansen		74,54	0,161	82,23	0,177
Diferença em Sargan		0,65	0,421	0,12	0,728

Método de Estimação: GMM Sistemico.
 ***, ** e * denotam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Após a análise da amostra total de bancos, o modelo de Basu (1997) foi aplicado às sub-amostras de bancos estatais e bancos privados, com o objetivo de identificar se os lucros contábeis de cada tipo de instituição, isoladamente, apresentam características de conservadorismo condicional. A tabela 7 exibe os resultados da aplicação do modelo de Basu (1997) aos bancos privados.

Tabela 7 – Equação 1 para Bancos Privados

$$\Delta NI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D\Delta NI_{it-1} + \alpha_2 \Delta NI_{it-1} + \alpha_3 \Delta NI_{it-1} \times D\Delta NI_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

	Sinal Esperado	Lucro Líquido		Lucro Operacional	
		Coefficiente	P-valor	Coefficiente	P-valor
Intercepto (α_0)	?	-0,011***	0,000	-0,013***	0,000
$D\Delta NI_{it-1}$ (α_1)	?	0,023***	0,000	0,025***	0,000
ΔNI_{it-1} (α_2)	0	-0,189**	0,016	-0,224***	0,006
$\Delta NI_{it-1} \times D\Delta NI_{it-1}$ (α_3)	-	0,106	0,238	0,100	0,281
$\alpha_2 + \alpha_3$	-	-0,083		-0,124	
Estatística Wald		196,68		288,41	
Observações		3.252		3.252	
m1		-12,89	0,000	-12,01	0,000
m2		0,35	0,729	-0,35	0,734
J de Hansen		25,69	0,130	18,75	0,256
Diferença em Sargan		0,17	0,677	2,57	0,109

Método de Estimação: GMM Sistemico.
 ***, ** e * denotam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

O coeficiente α_2 é negativo e estatisticamente significativo ao nível de 5%, indicando que ganhos são antecipados e revertidos no período subsequente; portanto, esses ganhos são um componente transitório na série de lucros. Dito de outro modo, os bancos privados

contabilizariam receitas extraordinárias em alguns períodos, já que as mesmas não se repetem ao longo da série temporal. Por outro lado, o coeficiente α_3 não é estatisticamente significativo, vale dizer, não há evidências de antecipação de prováveis perdas futuras neste segmento de bancos.

A soma dos coeficientes α_2 e α_3 é negativa, derivada do parâmetro α_2 menor que zero, indicando que ganhos são reconhecidos tempestivamente e revertidos no período subsequente. O sinal positivo do coeficiente α_3 revela que as perdas não são reconhecidas nos lucros de modo tão tempestivo quanto os ganhos. Em consequência, não há evidência de conservadorismo condicional nos lucros dos bancos privados e sim de comportamento contrário antecipando o registro de ganhos futuros.

A tabela 8 exhibe os resultados da aplicação do primeiro modelo de Basu (1997) aos bancos estatais.

Tabela 8 – Equação 1 para Bancos Estatais

$$\Delta NI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D\Delta NI_{it-1} + \alpha_2 \Delta NI_{it-1} + \alpha_3 \Delta NI_{it-1} \times D\Delta NI_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

	Sinal Esperado	Lucro Líquido		Lucro Operacional	
		Coefficiente	P-valor	Coefficiente	P-valor
Intercepto (α_0)	?	-0,020***	0,000	-0,020***	0,000
$D\Delta NI_{it-1}$ (α_1)	?	0,003	0,707	0,151	0,109
ΔNI_{it-1} (α_2)	0	0,072	0,356	0,185**	0,047
$\Delta NI_{it-1} \times D\Delta NI_{it-1}$ (α_3)	-	-0,852***	0,000	-0,631***	0,001
$\alpha_2 + \alpha_3$	-	-0,780		-0,446	
Estatística Wald		46,82		23,22	
Observações		493		493	
m1		-5,65	0,000	-7,97	0,000
m2		0,62	0,534	0,86	0,623
J de Hansen		60,31	0,382	99,27	0,417
Diferença em Sargan		0,67	0,415	0,89	0,347

Método de Estimação: GMM Sistemico.
 ***, ** e * denotam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

O coeficiente α_2 não é estatisticamente significativo a 10% para o lucro líquido e a 1% para o lucro operacional, o que indica que ganhos são um componente persistente dos lucros, que não é revertido nos períodos subsequentes. O coeficiente α_3 é negativo e estatisticamente significativo a 1%, o que revela que o reconhecimento de perdas é mais tempestivo do que o reconhecimento de ganhos.

Adicionalmente, a soma dos coeficientes α_2 e α_3 é negativa, mostrando que o reconhecimento tempestivo de perdas as torna um componente temporário dos lucros, que é revertido nos períodos subsequentes. Esses resultados são os esperados na hipótese de conservadorismo condicional. Desse modo, há evidência da presença de conservadorismo condicional nos lucros reportados pelos bancos estatais, o que leva à confirmação da segunda hipótese de pesquisa (H_2).

Para confirmar os resultados obtidos com a equação 1, o modelo adaptado por Ball e Shivakumar (2005), expresso pela equação 2, foi aplicado à amostra total de bancos. A tabela 9 exhibe os resultados.

Tabela 9 – Equação 2 para Bancos Estatais e Bancos Privados

$$\Delta NI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D\Delta NI_{it-1} + \alpha_2 \Delta NI_{it-1} + \alpha_3 D\Delta NI_{it-1} \times \Delta NI_{it-1} + \alpha_4 DPR + \alpha_5 DPR \times D\Delta NI_{it-1} + \alpha_6 DPR \times \Delta NI_{it-1} + \alpha_7 DPR \times D\Delta NI_{it-1} \times \Delta NI_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

	Sinal Esperado	Lucro Líquido		Lucro Operacional	
		Coefficiente	P-valor	Coefficiente	P-valor
Intercepto (α_0)	?	-0,020***	0,000	-0,020***	0,000
$D\Delta NI_{it-1}$ (α_1)	?	0,003	0,634	0,015**	0,048
ΔNI_{it-1} (α_2)	0	0,072	0,243	0,185**	0,014
$\Delta NI_{it-1} \times D\Delta NI_{it-1}$ (α_3)	-	-0,852***	0,000	-0,631***	0,000
DPR (α_4)	?	0,008*	0,098	0,007	0,134
$DPR \times D\Delta NI_{it-1}$ (α_5)	?	0,020***	0,007	0,010	0,207
$DPR \times \Delta NI_{it-1}$ (α_6)	?	-0,261**	0,011	-0,410***	0,000
$DPR \times D\Delta NI_{it-1} \times \Delta NI_{it-1}$ (α_7)	+	0,958***	0,000	0,732***	0,000
$\alpha_2 + \alpha_3$		-0,780		-0,446	
$\alpha_2 + \alpha_6$		-0,189		-0,225	
$\alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_6 + \alpha_7$		-0,083		-0,124	
Estatística Wald		255,08		301,89	
Observações		3.745		3.745	
m1		-16,03	0,000	-13,78	0,000
m2		0,09	0,927	0,02	0,986
J de Hansen		37,46	0,109	18,11	0,257
Diferença em Sargan		6,98	0,072	8,33	0,040

Método de Estimação: GMM Sistêmico.
 ***, ** e * denotam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

O coeficiente α_2 não é estatisticamente significativo para o lucro líquido a 10% e para o lucro operacional a 1%, o que indica que os ganhos são um componente persistente nos lucros dos bancos estatais, que não é revertido nos períodos subsequentes. O coeficiente α_3 é negativo e estatisticamente significativo a 1%, o que indica que o reconhecimento de perdas é mais tempestivo do que o reconhecimento de ganhos para o grupo de bancos estatais. Como a soma dos coeficientes α_2 e α_3 é negativa, as perdas são um componente transitório da série de lucros, que é revertido nos períodos subsequentes, evidenciando um comportamento conservador por parte dos bancos estatais.

O coeficiente α_7 é positivo e estatisticamente significativo a 1%, o que revela que o reconhecimento tempestivo de perdas é menor nos bancos privados do que nos bancos estatais. Desse modo, os lucros dos bancos estatais são mais conservadores do que os lucros dos bancos privados, conforme previsto na segunda hipótese (H_2).

Por outro lado, não se destacaram divergências significativas nos resultados dos testes considerando os conceitos de lucro operacional e lucro líquido, indicando que os resultados não operacionais nos bancos não são importantes na definição da qualidade informacional dos lucros reportados.

A tabela 10 exibe os resultados da aplicação do modelo de Ball e Shivakumar (2005, 2006), expresso pela equação 3, aos dados dos bancos estatais e bancos privados.

Tabela 10 – Equação 3 para Bancos Estatais e Bancos Privados

$$ACC_{it} = \beta_0 + \beta_1 DCFO_{it} + \beta_2 CFO_{it} + \beta_3 DCFO_{it} \times CFO_{it} + \beta_4 DPR_i + \beta_5 DPR_i \times DCFO_{it} + \beta_6 DPR_i \times CFO_{it} + \beta_7 DPR_i \times DCFO_{it} \times CFO_{it} + \varepsilon_{it}$$

	Sinal Esperado	Coefficiente	P-valor
Intercepto (β_0)	?	-0,003	0,440
$DCFO_{it}$ (β_1)	?	-0,004	0,348
CFO_{it} (β_2)	-	-0,069***	0,000
$DCFO_{it} \times CFO_{it}$ (β_3)	+	0,133**	0,014
DPR_i (β_4)	?	0,014***	0,001
$DPR_i \times DCFO_{it}$ (β_5)	?	0,003	0,394
$DPR_i \times CFO_{it}$ (β_6)	?	0,069***	0,000
$DPR_i \times DCFO_{it} \times CFO_{it}$ (β_7)	-	-0,133**	0,014
$\beta_2 + \beta_3$			0,064
$\beta_2 + \beta_6$			0,001
$\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7$			0,001
Estatística Wald			620,30
Observações		3.745	3.745
m1		-4,06	0,000
m2		-1,75	0,079
J de Hansen		57,25	0,196
Diferença em Sargan		84,58	0,120

Método de Estimação: GMM Sistêmico.
 ***, ** e * denotam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

O coeficiente β_2 é negativo estatisticamente significativo ao nível de 1%, confirmando a relação negativa entre acumulações contábeis e fluxos de caixa operacionais. Tal associação é a esperada pela função clássica das acumulações contábeis, já que estas servem para antecipar o registro de fluxos de caixa futuros, sendo revertidas na ocorrência do respectivo fluxo. A função das acumulações contábeis, portanto, é explicitamente de sinal revertido.

O coeficiente β_3 , por outro lado, é positivo e estatisticamente significativo a 5%, mostrando que as acumulações contábeis nos bancos estatais são mais relacionadas com os fluxos de caixa operacionais negativos do que com os positivos. Isto ocorre por que, neste caso, o registro antecipado não se associa a reversões futuras e sem ao registro antecipado de perdas quando o fluxo de caixa atual indica más notícias para a empresa.

Já o coeficiente β_7 , sendo negativo e estatisticamente significativo a 5%, confirma a hipótese de que, diferentemente dos bancos estatais, os bancos privados não antecipam o reconhecimento de perdas por meio das acumulações contábeis, isto é, os bancos estatais são mais conservadores do que os bancos privados. As acumulações contábeis nestes últimos cumprem estritamente sua função de ajustes devidos ao regime de competência operacional.

5 CONCLUSÕES

Esta pesquisa examinou o conservadorismo condicional presente nos lucros contábeis reportados pelos bancos que atuam no mercado financeiro brasileiro durante o período de junho de 1997 a junho de 2010. Tal atributo contábil foi examinado segundo a ótica de Ahmed; Billings; Morton e Stanford-Harris (2002) de que o conservadorismo *ex post*

condicionado à existência de más notícias é componente discricionário do conservadorismo contábil.

A motivação da pesquisa, por sua vez, tem base nos estudos de Huijgen e Lubberink (2000), os quais salientam que a antecipação assimétrica de perdas, essência do conservadorismo condicional, pode ser causada pela exposição ao risco de litígio para os gestores; considerando que os gestores de bancos estatais brasileiros estão sujeitos a vários órgãos governamentais de controle, haveria incentivo para o reporte de lucros conservadores.

Tal comportamento se diferenciaria daquele dos gestores de bancos privados, menos expostos a riscos de litígio, já que afetos tão somente ao Banco Central e a ambiente institucional de baixo *enforcement*, razão pela qual, no conjunto, as instituições financeiras optariam pela não antecipação assimétrica de perdas, preferindo reportar lucros sem o atributo do conservadorismo.

Para identificar a presença de atributos de conservadorismo condicional, foram aplicados os modelos de reversão de componentes transitórios do lucro, desenvolvidos por Basu (1997) e por Ball e Shivakumar (2005), e o modelo de acumulações contábeis proposto por Ball e Shivakumar (2005, 2006). Os modelos foram aplicados a uma amostra de 260 instituições financeiras bancárias (36 com controle estatal e 240 com controle privado).

Os resultados dos testes realizados indicam que os lucros contábeis reportados pelos bancos no Brasil apresentam características de conservadorismo condicional, expressos pelo reconhecimento mais oportuno de perdas econômicas do que de ganhos econômicos. Esses resultados são relevantes, uma vez que o ambiente institucional brasileiro não gera incentivos econômicos para a elaboração de demonstrações contábeis com atributos de qualidade informacional, segundo Lopes e Walker (2010). Tal comportamento pode ser inferido como consequência da ponderação das decisões de gestores de bancos estatais, que, avessos ao risco, se protegem de exposição aos riscos de litígio.

Nisto, aliás, reputa-se a principal contribuição do estudo: as evidências obtidas de que os lucros contábeis reportados pelos bancos estatais apresentam maiores níveis de conservadorismo condicional do que os lucros reportados pelos bancos privados. Como os gestores dos bancos estatais tomam decisões sobre a alocação de recursos públicos em operações de crédito direcionado, suas atividades são reguladas e fiscalizadas por diversos órgãos de controle do Governo. Em consequência, a exposição a riscos de litígio desses gestores é maior do que a enfrentada pelos gestores dos bancos privados.

Para reduzir a possibilidade de litígios com os órgãos de controle do Governo, os gestores dos bancos estatais antecipam o reconhecimento das perdas não realizadas nos lucros, reportando demonstrações contábeis mais conservadoras do que as dos bancos privados. Observa-se, assim, que a regulação e a fiscalização dos bancos estatais pelos órgãos de controle revertem a tendência do ambiente institucional brasileiro de não requerer o atributo do conservadorismo condicional como um sinal de qualidade informacional dos lucros, como de resto já era apontado na pesquisa de Bushman e Piotroski (2006), que indicava que em países de direito codificado, caso do Brasil, o envolvimento do aparelho estatal em empresas implica em publicação de lucros mais conservadores.

Futuras pesquisas poderiam examinar se a participação estatal também afeta outros atributos qualitativos das demonstrações contábeis reportadas pelas instituições financeiras que atuam no Brasil. Outro veio de pesquisa seria examinar se as demais empresas estatais brasileiras mantêm o mesmo padrão de comportamento, de reportar lucros conservadores, mercê da presença de órgãos governamentais de controle.

REFERÊNCIAS

AHMED, Anwer S.; BILLINGS, Bruce K.; MORTON, Richard M.; STANFORD-HARRIS,

Mary. The role of accounting conservatism in mitigating bondholder–shareholder conflicts over dividend policy and reducing debt costs. **The Accounting Review**, Sarasota, v. 77, n. 4, p. 867-890, Oct. 2002. <http://dx.doi.org/10.2308/accr.2002.77.4.867>

ARELLANO, Manuel; BOVER, Olympia. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 68, n. 1, p. 29-51, Jul. 1995. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-D](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D)

BALL, Ray. **Infrastructure requirements for an economically efficient system of public financial reporting and disclosure**. Brookings-Wharton Papers on Financial Services, 2001.

BALL, Ray; ROBIN, Ashok; SADKA, Gil. Is financial reporting shaped by equity markets or by debt markets? An international study of timeliness and conservatism. **Review of Accounting Studies**, New York, v. 13, n. 2-3, p. 168-205, Sep. 2008. <http://dx.doi.org/10.1007/s11142-007-9064-x>

BALL, Ray; SHIVAKUMAR, Lakshmanan. Earnings quality in UK private firms: comparative loss recognition timeliness. **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 39, n. 1, p. 83-128, Feb. 2005. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jacceco.2004.04.001>

_____. The role of accruals in asymmetrically timely gain and loss recognition. **Journal of Accounting Research**, Chicago, v. 44, n. 2, p. 207-242, May 2006. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1475-679X.2006.00198.x>

BASU, Sudipta. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 24, n. 1, p. 3-37, Dec. 1997. [http://dx.doi.org/10.1016/S0165-4101\(97\)00014-1](http://dx.doi.org/10.1016/S0165-4101(97)00014-1)

BLUNDELL, Richard; BOND, Stephen. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 87, n. 1, p. 115-143, Aug. 1998. [http://dx.doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)

BUSHMAN, Robert M.; PIOTROSKI, Joseph D. Financial reporting incentives for conservative accounting: the influence of legal and political institutions. **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 42, n. 1-2, p. 107-148, May 2006. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jacceco.2005.10.005>

COELHO, Antonio Carlos D. **Qualidade informacional e Conservadorismo nos resultados contábeis publicados no Brasil**. 240 p. Tese (Doutorado em Contabilidade e Controladoria). Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2007.

COSTA, Fábio M.; LOPES, Alessandro B.; COSTA, A.C.O. Conservadorismo em cinco países da América do Sul. **Revista de Contabilidade & Finanças**, São Paulo, v. 17, n. 41, mai./ago. 2006. <http://dx.doi.org/10.1590/S1519-70772006000200002>

DECHOW, Patricia M.; KOTHARI, S. P.; WATTS, Ross L. The relation between earnings and cash flows. **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 25, n. 2, p. 133-168, May 1998. [http://dx.doi.org/10.1016/S0165-4101\(98\)00020-2](http://dx.doi.org/10.1016/S0165-4101(98)00020-2)

FAN, Joseph P.H.; WONG, T.J. Corporate ownership structure and the informativeness of accounting earnings in East Asia. **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 33, n. 3, p. 401-425, Aug. 2002. [http://dx.doi.org/10.1016/S0165-4101\(02\)00047-2](http://dx.doi.org/10.1016/S0165-4101(02)00047-2)

FIRTH, Michael; FUNG, Peter M. Y.; RUI, O. M. Ownership, two-tier board structure, and the informativeness of earnings – Evidence from China. **Journal of Accounting and Public**

Policy, Mayland, v. 26, n. 4, p. 387-526, Jun. 2007. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jaccpubpol.2007.05.004>

HUIJGEN, Carel; LUBBERINK, Martien. **Liability exposure effects on earnings conservatism: the case of cross-listed firms**. The Department of Accounting and Finance, Lancaster University, 2000.

LI, Xi. **Accounting conservatism and cost of capital: international analysis**. London Business School, 2010.

LOPES, Alexandro B.; MARTINS, Eliseu. **Teoria da Contabilidade – Uma nova abordagem**. São Paulo: Editora Atlas, 2005.

LOPES, Alexandro B.; WALKER, Martin. **The relation between firm-specific corporate governance arrangements, cross-listing and the informativeness of accounting reports: the Brazilian case**. Working Paper, Manchester Business School, The University of Manchester, 2010.

WATTS, Ross L. Conservatism in accounting part I: explanations and implications. **Accounting Horizons**, Sarasota, v. 17, n. 3, p. 207-221, Sep. 2003a. <http://dx.doi.org/10.2308/acch.2003.17.3.207>

_____. Conservatism in accounting part II: evidence and research opportunities. **Accounting Horizons**, Sarasota, v. 17, n. 4, p. 287-301, Dec. 2003b. <http://dx.doi.org/10.2308/acch.2003.17.4.287>

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