



BBR - Brazilian Business Review

E-ISSN: 1807-734X

bbronline@bbronline.com.br

FUCAPE Business School

Brasil

Silva Brito, Giovani Antonio; Martins, Eliseu
Conservadorismo contábil e o custo do crédito bancário no Brasil
BBR - Brazilian Business Review, vol. 10, núm. 1, enero-marzo, 2013, pp. 27-48
FUCAPE Business School
Vitória, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=123025719002>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica
Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Conservadorismo contábil e o custo do crédito bancário no Brasil

Giovani Antonio Silva Brito[†]

Universidade de São Paulo

Eliseu Martins^Ω

Universidade de São Paulo

RESUMO

Esta pesquisa investiga se a adoção de práticas contábeis conservadoras leva à redução no custo do crédito bancário das empresas no Brasil. O estudo se baseia em uma amostra de 1.300 empresas e de 813 mil contratos de crédito, no período de 2000 a 2009. São utilizados modelos que associam o custo do crédito a medidas de conservadorismo e a um conjunto de variáveis de controle. Não foram obtidas evidências de relação estatisticamente significativa entre as medidas de conservadorismo e as taxas de juros das operações crédito, confirmando-se a hipótese de pesquisa. O ambiente institucional brasileiro de fraca proteção legal dos credores e de baixa demanda por qualidade da informação contábil restringe os benefícios gerados pelo conservadorismo e faz com que os credores não estimulem a adoção de práticas conservadoras pelas empresas, por meio da redução nas taxas de juros. Como as empresas não percebem benefícios associados ao reporte de números conservadores, a utilização de tais práticas é restrita no Brasil.

Palavras-chave: contabilidade; conservadorismo; crédito bancário; custo de capital.

Recebido em 05/04/2011; aceito em 25/02/2012; divulgado em 26/03/2013.

***Autor para correspondência:**

[†]. Doutor em Controladoria e Contabilidade pela Universidade de São Paulo

Vínculo: Professor da Faculdade Fipecafi.

Endereço: Rua Oscar Caravelas, n.334, apartamento 72, São Paulo/SP.

E-mail: giovani Brito@yahoo.com.br

Telefone: (11)3491-6889

^Ω Doutor e Livre-Docente em controladoria e Contabilidade pela Universidade de São Paulo

Vínculo: Professor Emérito da Universidade de São Paulo

Endereço: Av. Professor Luciano Gualberto, n.908, Prédio III, Butantã, São Paulo/SP.

E-mail: emartins@usp.br

Telefone: (11)3091-5820

Nota do Editor: Esse artigo foi aceito por Bruno Funchal



Este trabalho foi licenciado com uma Licença [Creative Commons - Atribuição 3.0 Não Adaptada](https://creativecommons.org/licenses/by/3.0/).

1. INTRODUÇÃO

Os credores são importantes usuários das informações geradas pela contabilidade, uma vez que as demonstrações contábeis subsidiam a avaliação da capacidade de pagamento dos tomadores e a decisão sobre a concessão do crédito. Os relatórios também são usados para monitorar o risco das empresas durante a vigência das operações de crédito, visando à identificação de sinais de deterioração na sua situação financeira. Se os credores perceberem, rapidamente, a elevação no risco do tomador, eles poderão adotar procedimentos para exercer seus direitos contratuais e proteger os capitais aplicados. A agilidade na identificação do aumento do risco é determinante para o resultado do credor, já que, em muitas situações, é possível renegociar os termos contratuais da operação e agregar novas garantias, reduzindo ou até evitando os prejuízos.

A necessidade de informações oportunas sobre eventos que afetam desfavoravelmente a capacidade de pagamento dos tomadores faz com que os credores demandem das empresas o reconhecimento tempestivo de perdas nas demonstrações contábeis, ainda que tais perdas não tenham sido realizadas. Nesse sentido, os credores desejam que as empresas adotem práticas contábeis conservadoras.

As pesquisas empíricas investigam o conservadorismo nas situações em que as empresas reconhecem ganhos e perdas não realizados nas demonstrações contábeis. Quando a empresa defronta-se com eventos desfavoráveis, as perdas estimadas são tempestivamente reconhecidas, porém, quando eventos favoráveis são observados, os ganhos esperados são registrados somente quando efetivamente realizados. Essa prática, chamada de conservadorismo condicional, decorre do maior grau de exigência da empresa para reconhecer ganhos do que perdas não realizadas nas 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.

A adoção de práticas conservadoras acelera a violação dos *covenants* e permite que os credores exerçam os seus direitos de forma mais rápida, aumentando a eficiência contratual da operação (BALL *et al*, 2008). O reconhecimento oportuno de perdas também reduz a assimetria informacional entre credores e tomadores, pois faz com que os choques econômicos que afetam negativamente a capacidade de pagamento da empresa reflitam, imediatamente, nas demonstrações contábeis. Segundo Wittenberg-Moerman (2008), o

reconhecimento oportuno de perdas faz com que as alterações na qualidade de crédito dos tomadores sejam reveladas rapidamente, o que aumenta a transparência da operação e permite que o monitoramento seja feito de forma mais eficiente.

A redução da assimetria informacional diminui a possibilidade de conflitos de agência decorrentes de comportamentos oportunistas dos gestores e dos proprietários. Esses agentes controlam os fluxos de caixa da empresa e podem tomar decisões orientadas aos seus próprios interesses, expropriando a riqueza dos credores. Postergando o reconhecimento de perdas, os lucros correntes são maiores, o que permite majorar a distribuição de dividendos e de planos de compensação, à custa da riqueza dos credores. Adicionalmente, o conservadorismo leva à subavaliação dos ativos da empresa, os quais são utilizados para satisfazer os direitos dos credores em uma eventual liquidação da sociedade. Sunder *et al* (2009) consideram que a subavaliação reduz a incerteza dos credores em relação ao valor dos bens da empresa e aumenta a sua valia enquanto garantia dos créditos.

Os benefícios gerados pelo conservadorismo condicional podem levar os credores a criarem incentivos para motivar as empresas a adotarem essas práticas, por meio da redução nas taxas de juros das operações. Pesquisas realizadas em países com economia desenvolvida obtiveram evidências de que a adoção de práticas conservadoras reduz o custo do crédito, a exemplo dos estudos de Ahmed *et al* (2002), Bauwhede (2007), Jieying Zhang (2008), Jingjing Zhang (2008), Fredriksson (2008) e Sunder *et al* (2009).

Esta pesquisa investiga se o conservadorismo condicional afeta o custo do crédito bancário das empresas no Brasil. O trabalho examina a possível existência de incentivos por parte dos bancos para que as empresas tomadoras de crédito adotem práticas conservadoras, reconhecendo oportunamente as perdas não realizadas e diferindo o reconhecimento dos ganhos não realizados.

A hipótese formulada é a de que as empresas que utilizam práticas conservadoras não obtêm crédito bancário a custos mais baixos. Apesar das previsões teóricas e das evidências internacionais indicarem que o conservadorismo leva à redução no custo do crédito, o ambiente institucional brasileiro não estimula a qualidade da informação contábil, o que implica em reduzidos níveis de conservadorismo. Além disso, o baixo grau de proteção legal dos credores impacta a eficiência dos contratos de crédito, o que reduz o interesse dos credores por tais práticas.

O estudo foi realizado a partir de uma base inédita que consolida dados contábeis de 1.300 empresas, no período de 2000 a 2008, e dados de aproximadamente 813 mil contratos de crédito bancário, firmados por essas empresas entre 2005 e 2009. Com a especificação de modelos econométricos que associam o custo do crédito a medidas de conservadorismo e a diversas variáveis de controle, não foram obtidas evidências de que a adoção de práticas conservadoras leva à redução no custo do crédito, confirmando-se a hipótese de pesquisa.

Apesar de o conservadorismo não ser uma prática recente, os fatores que o motivam e as suas consequências econômicas ainda são bastante debatidas. No Brasil, diversas pesquisas examinaram aspectos que explicam o grau de conservadorismo das empresas, como participação no mercado de capitais, governança corporativa e regulação. No entanto o efeito do conservadorismo no mercado de crédito ainda não havia sido investigado de forma aprofundada, a despeito da relevância desse segmento no financiamento das atividades das empresas.

Esta pesquisa contribui para o preenchimento de uma lacuna na literatura, que é a discussão do efeito das práticas contábeis no mercado de crédito. Sob a ótica das empresas, o estudo ajuda a compreensão dos fatores que determinam o custo de capital, de maneira que ações possam ser adotadas visando à maximização do seu valor econômico, inclusive em relação às práticas contábeis. Para os reguladores e elaboradores de padrões contábeis, a pesquisa traz evidências acerca das consequências econômicas das escolhas contábeis das empresas, podendo subsidiar futuras decisões desses órgãos.

O estudo traz algumas inovações em relação aos procedimentos metodológicos. A utilização dos dados do Sistema de Informações de Crédito do Banco Central (SCR) permitiu maior precisão no cálculo do custo do crédito bancário e maior controle de outros fatores que afetam esse custo. Em relação ao tratamento econométrico, o estudo contribui com a discussão do problema da endogeneidade nos regressores. Os parâmetros do modelo utilizado são estimados pelo método GMM Sistêmico, que possibilita o tratamento da endogeneidade mesmo não havendo instrumentos estritamente exógenos disponíveis.

Além desta, o artigo possui outras quatro seções. A seção 2 desenvolve a hipótese e expõe sua fundamentação. A seção 3 apresenta o método de pesquisa empregado. A seção 4 apresenta e discute os resultados, e a seção 5 é reservada às conclusões e considerações finais.

2 DESENVOLVIMENTO DE HIPÓTESE

O ambiente institucional brasileiro não é favorável à qualidade informacional das demonstrações contábeis. As entidades privadas historicamente tiveram pouca influência na elaboração das normas contábeis no Brasil, que são fortemente influenciadas pela legislação tributária e pelos demais órgãos reguladores. Em consequência, as demonstrações contábeis não contêm atributos qualitativos suficientes para o seu emprego como subsídio às relações contratuais entre a empresa e os fornecedores externos de recursos. Um corolário desse cenário é o reduzido grau de conservadorismo das demonstrações contábeis. Um estudo feito por Li (2009), em 31 países, entre 1991 e 2006, mostrou que o Brasil está entre as nações menos conservadoras, superando apenas Filipinas, Índia e África do Sul.

O mercado de crédito bancário é pouco desenvolvido no Brasil, devido à reduzida oferta de recursos de longo prazo para as empresas e às elevadas taxas de juros das operações. A demanda das empresas por recursos de investimento é suprida quase que exclusivamente pelo Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES). Além disso, a oferta geral de crédito é pequena no Brasil, comparativamente aos países com economias desenvolvidas. Segundo dados do Fundo Monetário Internacional (FMI), os créditos ao setor privado, entre 2000 e 2008, no Brasil, representaram, em média, 41% do PIB, contra 141% nos países do G-10. Além disso, as taxas de juros cobradas pelos bancos nos empréstimos com seus maiores clientes entre alcançaram, no mesmo período, 55,2% em média, contra 5,5% nos países do G-10.

O principal fator que pode levar os credores a demandar o conservadorismo é a maior eficiência dos contratos de crédito. Quando a empresa antecipa o reconhecimento de perdas nas demonstrações contábeis, há a violação mais rápida dos *covenants*, permitindo que os credores adotem medidas para proteger os seus capitais. No entanto a eficiência contratual está atrelada às condições nas quais o credor tem acesso aos bens da empresa em caso de não pagamento dos créditos. Se o credor não tiver acesso aos bens em condições que permitam a recuperação dos capitais, a identificação tempestiva do aumento no risco pode não melhorar sua posição. Dessa forma, o grau em que os direitos dos credores são protegidos pelo sistema legal e pelo sistema judicial do país é determinante para explicar o interesse desses agentes pelo conservadorismo.

O sistema jurídico brasileiro tem origem na tradição romana do direito codificado (*Code Law*), no qual a principal fonte do direito são as leis. La Porta *et al* (1997, 1998) constataram

que o *enforcement* legal e o grau de proteção dado pela lei aos credores são menores nos países de origem jurídica na lei codificada do que nos países *Common Law*. Os autores observaram que o Brasil, especificamente, está entre os países de menor proteção legal aos credores. O índice que mede o direito dos credores atribuído pelos autores ao Brasil é um, em uma escala de zero (menor proteção) a quatro (maior proteção).

Ressalta-se que os estudos dos autores foram feitos antes da reforma da legislação falimentar brasileira, concluída em 2005 com a Lei de Falência e Recuperação de Empresas (Lei nº 11.101). A reforma inseriu diversas alterações no processo falimentar, beneficiando os credores em vários aspectos, especialmente pela alteração na ordem de classificação dos créditos em caso de falência. Os credores com garantia real passaram a ter prioridade em relação ao Fisco, o que não ocorria na norma anterior. Apesar dos benefícios, Araújo e Funchal (2009) afirmam que a nova lei não preserva a prioridade dos credores sobre os bens dados em garantia. A norma brasileira difere da prática internacional predominante, pois prevê que os bens devem permanecer com o devedor em caso de bancarrota da empresa, em vez de serem transferidos imediatamente aos credores.

Outro aspecto que enfraquece a proteção dos credores é a ineficiência do sistema judicial. Pinheiro e Cabral (1998) apontam diversos fatores que revelam a ineficiência do Judiciário, como a morosidade e as elevadas custas processuais. Anderson (1999) destaca que as instituições no Brasil são primitivas e insuficientemente desenvolvidas para proteger as partes contratuais. Essas condições fazem com que os credores enfrentem dificuldades para reaver os capitais emprestados em caso de insolvência da empresa, impactando a eficiência dos contratos.

As previsões teóricas e as evidências empíricas internacionais sugerem que a adoção de práticas conservadoras pelas empresas leva à redução no custo do crédito bancário. No entanto o ambiente institucional brasileiro de baixa qualidade da informação contábil e fraca proteção legal dos credores não gera incentivos para que os fornecedores de crédito estimulem a adoção de práticas conservadoras pelas empresas, por meio da redução nas taxas de juros das operações de crédito. Assim, espera-se que as empresas mais conservadoras no Brasil não obtenham crédito bancário a custos mais baixos.

3. MÉTODO DE PESQUISA

3.1 Modelo empírico

Para examinar a hipótese de pesquisa, foi especificado um modelo linear de regressão, que considera o custo do crédito bancário como função do conservadorismo e de um conjunto de variáveis de controle:

$$K_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta \text{Cons}_{i,t} + \delta' x_{i,t} + \psi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Em que $K_{i,t}$ é o custo do crédito bancário; $\text{Cons}_{i,t}$ é uma medida de conservadorismo; $x_{i,t}$ é um vetor de variáveis de controle; ψ_t são *dummies* de tempo; e $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro.

O parâmetro β capta o impacto do conservadorismo no custo do crédito bancário das empresas, controlados os demais fatores que afetam esse custo. Esse coeficiente permite que a hipótese de pesquisa seja rejeitada ou não. A hipótese de que o conservadorismo não impacta o custo do crédito bancário das empresas é equivalente, estatisticamente, a $\beta = 0$.

3.2 Amostra e dados

O estudo examina uma amostra de 1.300 empresas tomadoras de crédito, englobando tanto companhias abertas quanto fechadas. Como as companhias abertas também captam recursos no mercado acionário, suas demonstrações contábeis são influenciadas pela demanda dos investidores e dos credores, o que pode dificultar o exame do problema de pesquisa. Para evitar esse viés, foram examinadas companhias abertas e companhias fechadas.

Os dados contábeis foram obtidos a partir das bases da Fundação Instituto de Pesquisas Contábeis, Atuariais e Financeiras (FIPECAFI) e da Comissão de Valores Mobiliários (CVM). O banco da FIPECAFI contém dados das maiores empresas do país, que publicaram suas demonstrações contábeis e são utilizados para a produção do anuário Exame - Melhores e Maiores. O banco da CVM, por sua vez, contém dados das companhias abertas.

Os dados das operações de crédito foram extraídos do Sistema de Informações de Crédito do Banco Central (SCR). Instituído em 1997, o SCR contém dados das operações de crédito concedidas pelas instituições financeiras a pessoas físicas e pessoas jurídicas. Foram utilizados os dados de todas as operações de crédito contratadas pelas empresas da amostra entre 2005 e 2009. Devido a critérios específicos de precificação, não foram consideradas as operações cedidas ou adquiridas de outros bancos, as renegociadas ou recuperadas de prejuízo, as coobrigações, as fianças e os avais. Os dados foram extraídos do SCR de forma criptografada, sem identificação das empresas e das instituições financeiras.

A Tabela 1 exibe o número de operações e o valor total de créditos analisados. O volume de operações é expressivo, superando 813 mil contratos e R\$ 431 bilhões, tomados pelas empresas em 150 bancos.

Tabela 1 – Composição da amostra por número e valor das operações

Ano	Nº de operações	%	Valor (R\$ mil)	%
2005	181.465	22,3%	66.979.958	15,5%
2006	166.606	20,5%	76.771.061	17,8%
2007	183.467	22,5%	87.704.876	20,3%
2008	163.798	20,1%	111.954.297	25,9%
2009	118.462	14,6%	88.453.860	20,5%
Total	813.798	100,0%	431.864.052	100,0%

3.3 Janela de Análise

Para aplicação do modelo, foram utilizadas cinco janelas móveis, conforme adotado por Francis *et al* (2004). Cada janela engloba cinco anos consecutivos entre 2000 e 2008. O conservadorismo foi mensurado em cada janela, e o custo do crédito foi apurado em cada ano subsequente às janelas, no período de 2005 a 2009. Por exemplo, a primeira janela de análise engloba o período de 2000 a 2004 e o custo do crédito respectivo apurado no ano de 2005.

3.4 Custo do crédito bancário

As pesquisas, geralmente, apuram o custo do capital de terceiros das empresas por meio da razão entre despesas financeiras e passivos financeiros. No entanto há situações em que esse método pode levar a estimativas imprecisas, como: (i) valores contabilizados como despesas financeiras que não se relacionam com as dívidas, como juros pagos a fornecedores e descontos concedidos a clientes; (ii) encargos financeiros sobre financiamentos do ativo imobilizado incorridos durante a construção do bem, contabilizados no ativo; e (iii) variações expressivas no nível de endividamento durante o exercício, forçando a utilização de valores médios. Em razão disso, o custo do crédito bancário foi apurado com base nos dados das operações de crédito contratadas pelas empresas. Esses dados permitem a análise do custo efetivo do crédito, considerando-se juros e encargos financeiros cobrados pelos bancos.

O custo do crédito bancário foi apurado em relação às operações contratadas em cada ano e não em relação ao estoque de dívidas. Esse método permite o exame mais rigoroso do efeito do conservadorismo, pois o impacto das decisões de financiamento passadas é controlado. O cálculo do custo foi feito de duas formas: uma considera todas as operações de crédito contratadas pela empresa (recursos livres e direcionados); e a outra considera apenas as operações com recursos livres. As operações com recursos livres, de maior interesse para a

pesquisa, são aquelas cujas taxas de juros são livremente pactuadas entre o banco e o tomador. As operações com recursos direcionados, por sua vez, têm as taxas de juros e as demais condições definidas em normas ou programas governamentais, geralmente destinados aos setores de agronegócios, de habitação e de infraestrutura.

O custo do crédito é dado pela média dos encargos financeiros totais das operações em cada mês, ponderada pelos respectivos saldos mensais. Os encargos financeiros englobam a taxa de juros prefixada, a variação do indexador (no caso de operações pós-fixadas, flutuantes ou índices de preços) e a variação cambial (no caso de operações em moeda estrangeira).

$$K_{i,t} = \frac{\sum_{j=1}^r \sum_{m=1}^n \text{Saldo}_{j,t,m} (1 + \text{Taxa}_{j,t}) (1 + \text{Index}_{p,t,m}) (1 + \text{Camb}_{v,t,m})}{\sum_{j=1}^r \sum_{m=1}^n \text{Saldo}_{j,t,m}} \quad (2)$$

Em que j corresponde à operação de crédito, r ao número de operações, m ao mês, n ao número de meses da operação, p ao indexador e v à moeda; $K_{i,t}$ é o custo do crédito; $\text{Saldo}_{j,t,m}$ é o saldo mensal da operação; $\text{Taxa}_{j,t}$ é a taxa de juros prefixada; $\text{Index}_{p,t,m}$ é a variação do indexador; e $\text{Camb}_{v,t,m}$ é a variação da moeda.

3.5 Medidas de conservadorismo

Para reduzir erros de mensuração e aumentar a confiabilidade dos resultados, são utilizadas cinco medidas de conservadorismo. A rejeição ou não da hipótese de pesquisa terá maior lastro caso todas as métricas produzam o mesmo resultado. Discussões acerca das vantagens e das limitações das medidas podem ser obtidas em Ryan (2006) e Givoly *et al* (2007). Como a amostra inclui companhias fechadas, não foram utilizadas métricas que se baseiam no mercado acionário, como o modelo de associação entre lucros e retornos de Basu (1997) e o índice *market-to-book* (FELTHAM; OHLSON, 1995). A seguir, são apresentadas as cinco medidas de conservadorismo utilizadas.

a) Persistência e transitoriedade dos lucros: a primeira medida é o coeficiente β_1 do modelo de componentes transitórios do lucro de Basu (1997). As empresas que se defrontam com más notícias são mais propensas a reconhecer as perdas tempestivamente em seus resultados, do que aquelas que se defrontam com boas notícias reconhecem os ganhos (BASU, 1997). O reconhecimento dos ganhos é diferido até os fluxos de caixa serem realizados nos períodos subsequentes, 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 mede a persistência e a transitoriedade segregando as variações positivas das

variações negativas na série de lucros da empresa. O coeficiente β_1 negativo revela a reversão das perdas na série, indicando a presença do conservadorismo.

$$\Delta X_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 D + \beta_0 \Delta X_{i,t-1} + \beta_1 D \Delta X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Em que $\Delta X_{i,t}$ e $\Delta X_{i,t-1}$ são as variações nos lucros escalonadas pelo valor dos ativos; D é uma variável *dummy* que assume valor 1, se $\Delta X_{i,t-1}$ é negativo, e valor 0, caso contrário; e $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro.

b) Acumulações contábeis e fluxos de caixa operacionais: a segunda medida é o coeficiente β_3 do modelo de acumulações contábeis de Ball e Shivakumar (2005). Segundo os 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 contemporâneos, atenuando a correlação negativa prevista por Dechow *et al* (2008). Na hipótese de conservadorismo, as perdas reconhecidas pelo regime de competência serão mais prováveis nos períodos em que os fluxos de caixa operacionais são negativos. Portanto, as acumulações contábeis serão mais relacionadas com os fluxos de caixa negativos do que com os positivos, o que torna positivo o coeficiente β_3 do modelo.

$$AC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DCF_{i,t} + \beta_2 CFO_{i,t} + \beta_3 DCF_{i,t} CFO_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Em que $AC_{i,t}$ são as acumulações contábeis; $CFO_{i,t}$ é o fluxo de caixa operacional; $DCF_{i,t}$ é uma variável *dummy* que assume valor 1, se $CFO_{i,t} < 0$, e valor 0, caso contrário; e $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro. As acumulações contábeis e o fluxo de caixa operacional são escalonados pelo valor dos ativos.

As acumulações contábeis (AC) e o fluxo de caixa operacional (FCO) foram calculados conforme expressões (5) e (6):

$$AC_{i,t} = \Delta Est_{i,t} + \Delta Cli_{i,t} + \Delta OAC_{i,t} - \Delta For_{i,t} - \Delta OPC_{i,t} - Dep_{i,t} \quad (5)$$

Em que $\Delta Est_{i,t}$ é a variação nos estoques; $\Delta Cli_{i,t}$ é variação na conta clientes; $\Delta OAC_{i,t}$ é a variação em outros ativos circulantes; $\Delta For_{i,t}$ é a variação na conta fornecedores; $\Delta OPC_{i,t}$ é a variação em outros passivos circulantes; e $Dep_{i,t}$ é a depreciação.

$$FCO_{i,t} = LL_{i,t} + Dep_{i,t} - RBI_{i,t} - REP_{i,t} + DFLP_{i,t} - RFLP_{i,t} - RNO_{i,t} - \Delta ACO_{i,t} + \Delta PCO_{i,t}$$

(6)

Em que $LL_{i,t}$ é o lucro líquido; $Dep_{i,t}$ é a depreciação; $RBI_{i,t}$ é o resultado da baixa no imobilizado; $REP_{i,t}$ é o resultado da equivalência patrimonial; $DFLP_{i,t}$ são as despesas financeiras de longo prazo; $RFLP_{i,t}$ são as receitas financeiras de longo prazo; $RNO_{i,t}$ é o resultado não operacional; $\Delta ACO_{i,t}$ são as variações nos ativos circulantes operacionais; e $\Delta PCO_{i,t}$ são as variações nos passivos circulantes operacionais.

Cabe destacar que os modelos (3) e (4) foram aplicados aos dados das empresas agrupadas por setor econômico, em cada janela de análise, conforme procedimento adotado por Wittenberg-Moerman (2008). Em seguida, as medidas de conservadorismo obtidas em cada setor foram atribuídas às respectivas empresas.

c) Acumulações contábeis não operacionais: a terceira medida são as acumulações contábeis não operacionais sugeridas por Givoly e Hayn (2000). Para esses autores, as acumulações contábeis operacionais tendem a se reverter ao longo do tempo, uma vez que os períodos em que o lucro é superior (inferior) ao fluxo de caixa, geralmente, são seguidos por períodos com acumulações contábeis negativas (positivas). Assim, acumulações contábeis consistentemente negativas são um indicativo de conservadorismo. As acumulações contábeis não operacionais da empresa são escalonadas pelo valor dos ativos e totalizadas nos cinco anos de cada janela de análise.

$$Cons_{i,j} = \sum_{t=1}^5 ACNO_{i,t} / Ativo_{i,t} \quad (7)$$

Em que j corresponde à janela de análise e t ao ano em cada janela; $Cons_{i,j}$ é a medida de conservadorismo; $ACNO_{i,t}$ são as acumulações contábeis não operacionais; e $Ativo_{i,t}$ é o ativo total.

As acumulações contábeis não operacionais (ACNO) são calculadas pela diferença entre as acumulações contábeis totais e as operacionais:

$$ACNO_{i,t} = (LL_{i,t} + Dep_{i,t} - FCO_{i,t}) - (\Delta Cli_{i,t} + \Delta Est_{i,t} + \Delta OACO_{i,t} - \Delta For_{i,t} - \Delta OPCO_{i,t}) \quad (8)$$

Em que $LL_{i,t}$ é o lucro líquido; $Dep_{i,t}$ é a depreciação; $FCO_{i,t}$ é o fluxo de caixa operacional; $\Delta Cli_{i,t}$ é a variação em clientes; $\Delta Est_{i,t}$ é a variação nos estoques; $\Delta OACO_{i,t}$ é a

variação em outros ativos circulantes operacionais; $\Delta For_{i,t}$ é a variação na conta fornecedores; e $\Delta OPCO_{i,t}$ é a variação em outros passivos circulantes operacionais.

d) Assimetria na distribuição de lucros: a quarta medida é a diferença entre as assimetrias das distribuições de lucros e de fluxos de caixa, conforme proposto por Givoly e Hayn (2000). O reconhecimento mais oportuno das perdas não realizadas do que dos ganhos não realizados tornam a distribuição dos lucros mais negativamente assimétrica do que a dos fluxos de caixa. Assim, diferenças negativas entre as assimetrias das distribuições de lucros e de fluxos de caixa são utilizadas para medir o conservadorismo. Diferenças negativas indicam a presença de práticas conservadoras.

$$Cons_{i,j} = AssLL_{i,j} - AssFCO_{i,j} \quad (9)$$

Em que j corresponde à janela de análise; $Cons_{i,j}$ é a medida de conservadorismo; $AssLL_{i,j}$ é a assimetria da distribuição do lucro líquido; e $AssFCO_{i,j}$ é assimetria da distribuição do fluxo de caixa operacional.

e) Ranque médio: a quinta medida agrega as quatro grandezas anteriores, de maneira a reduzir os ruídos produzidos pelas medidas individuais, conforme adotado por Beatty *et al* (2008) e Sunder *et al* (2009). As quatro medidas foram ordenadas e ranqueadas por empresa em cada janela e, em seguida, foi calculada a média dos ranques das medidas individuais.

$$Cons_{i,j} = \frac{1}{4} \sum_{k=1}^4 RCons_{i,j}^k \quad (10)$$

Em que j corresponde à janela de análise e k à medida individual de conservadorismo ($k = 1, \dots, 4$); $Cons_{i,j}$ é a medida agregada de conservadorismo; e $RCons_{i,j}^k$ são os ranques das medidas individuais de conservadorismo.

Para que todas as métricas tivessem relação teórica positiva com o conservadorismo, três medidas foram multiplicadas por menos um (-1): persistência e transitoriedade dos lucros, acumulações contábeis não operacionais e assimetria na distribuição de lucros.

3.6 Variáveis de controle

Para fixar outros fatores que influenciam o custo do crédito das empresas, variáveis de controle foram incluídas no modelo, de modo que o efeito do conservadorismo pode ser examinado isoladamente. Além das variáveis já tradicionalmente utilizadas, foram incluídas medidas que capturam o perfil de atuação das empresas no mercado de crédito. A seguir, são

apresentadas as variáveis de controle, suas justificativas e definições operacionais. O sinal da relação teórica esperada consta dos parênteses.

a) Tamanho da empresa (-): grandes empresas têm maior poder de negociação com os bancos e acesso ao mercado de crédito em condições diferenciadas. O tamanho da empresa foi medido por meio do logaritmo natural do valor dos seus ativos.

b) Rentabilidade (-): maior geração de resultado operacional pela empresa aumenta a sua capacidade de honrar os compromissos assumidos. A rentabilidade foi assim expressa:

$$ROA_{i,t} = \frac{LOP_{i,t}}{Ativo_{i,t}} \quad (11)$$

Em que $ROA_{i,t}$ é o retorno sobre o ativo; $LOP_{i,t}$ é o lucro operacional; e $Ativo_{i,t}$ é o ativo total.

c) Endividamento (+): endividamento pressiona o fluxo de caixa da empresa, portanto, firmas com dívidas elevadas têm maior dificuldade para honrar os seus compromissos. O endividamento foi assim calculado:

$$Endiv_{i,t} = \frac{PassFinCP_{i,t} + PassFinLP_{i,t}}{Ativo_{i,t}} \quad (12)$$

Em que $Endiv_{i,t}$ é o endividamento financeiro; $PassFinCP_{i,t}$ são os passivos financeiros de curto prazo; $PassFinLP_{i,t}$ são os passivos financeiros de longo prazo; e $Ativo_{i,t}$ é o ativo total.

d) Fluxo de caixa operacional (-): empresas com elevada geração de caixa operacional têm maior capacidade de pagamento dos créditos tomados. O fluxo de caixa operacional foi calculado por meio da equação (6) e escalonado pelo valor dos ativos da empresa.

e) Risco (-): os bancos incluem nas taxas de juros das operações um prêmio proporcional à expectativa de *default* do tomador. A Resolução CMN nº 2.682/99 determina que os bancos classifiquem as operações de crédito segundo uma escala de nove níveis (AA, A,..., H) e que constituam provisões para suportar perdas prováveis com as operações, observando os seguintes percentuais mínimos: 0,5% (A), 1% (B), 3% (C), 10% (D), 30% (E), 50% (F), 70% (G) e 100% (H). As classificações de risco foram associadas aos percentuais de provisão mínima da norma, e a medida de risco da empresa é dada pela média das provisões mínimas das suas operações de crédito no SFN, ponderada pelos respectivos saldos:

$$Risco_{i,t} = \frac{\sum_{j=1}^r \sum_{m=1}^n Prov_{j,t,m} Saldo_{j,t,m}}{\sum_{j=1}^r \sum_{m=1}^n Saldo_{j,t,m}} \quad (13)$$

Em que j corresponde à operação de crédito, r ao número de operações, m ao mês e n ao número de meses da operação; $Prov_{j,t,m}$ é a provisão mínima regulamentar associada à cada classificação de risco; e $Saldo_{j,t,m}$ é o saldo da operação de crédito.

f) Companhia aberta (-): companhias abertas podem tomar recursos no mercado de capitais, além do mercado de crédito, e são mais fiscalizadas e monitoradas, o que contribui para a redução da assimetria informacional. Utilizou-se uma variável binária que assume valor 1, caso se trate de companhia aberta, e valor 0, caso contrário.

g) Governança corporativa (-): empresas com boas práticas de governança corporativa reduzem os conflitos de interesse com os credores. Utilizou-se uma variável binária que assume valor 1, caso a empresa tenha aderido ao Novo Mercado ou aos Níveis Diferenciados de Governança Corporativa da BM&FBOVESPA, e valor 0, caso contrário.

h) American Depositary Receipt (-): empresas listadas em mercados mais líquidos ampliam sua base de financiamento e estão sujeitas a regras mais rígidas de governança corporativa, o que pode propiciar condições de crédito mais favoráveis. Utilizou-se uma variável binária que assume valor 1, caso a empresa tenha emitido ADRs, e valor 0, caso contrário.

i) Prazo das operações (+): é mais difícil para o credor avaliar a capacidade de pagamento do tomador em períodos futuros distantes. Foi utilizado o prazo médio das operações de crédito da empresa, ponderado pelo seu saldo:

$$Prazo\ Médio_{i,t} = \frac{\sum_{j=1}^r \sum_{m=1}^n Prazo_{j,t,m} Saldo_{j,t,m}}{\sum_{j=1}^r \sum_{m=1}^n Saldo_{j,t,m}} \quad (14)$$

Em que j corresponde à operação de crédito, r ao número de operações, m ao mês e n ao número de meses da operação no ano; $Prazo\ Médio_{i,t}$ é o prazo médio das operações de crédito; $Prazo_{j,t,m}$ é o prazo em dias da operação de crédito; e $Saldo_{j,t,m}$ é o saldo da operação de crédito.

j) Número de bancos (-): a captação de recursos em diversos bancos propicia concorrência entre as instituições e reduz o risco de interrupção no suprimento de crédito. A variável utilizada para medir esse fator é o número de bancos credores da empresa em cada ano.

k) Origem de capital dos bancos (-): as empresas que tomam recursos em bancos estatais podem ter acesso a crédito em condições diferenciadas, dado o perfil de atuação dessas instituições. Utilizou-se uma variável binária que assume valor 1, caso a empresa opere com bancos estatais, e valor 0, caso contrário.

l) Tamanho dos bancos (?): os bancos grandes possuem economias de escala, devido ao volume de negócios, mas também maior poder de mercado. Esses argumentos tornam a relação com o custo de crédito incerta, *a priori*. O tamanho foi expresso pelo logaritmo natural do valor médio dos ativos dos bancos em que empresa tomou créditos em cada ano.

m) Especialização dos bancos (-): os bancos com atuação direcionada à área de crédito desenvolvem maior competência para avaliar o risco dos tomadores. A especialização é expressa pela média da proporção dos ativos dos bancos aplicados na carteira de crédito.

n) Dummies de ano (?): fatores macroeconômicos podem impactar o custo do crédito, como variações nas taxas básicas de juros e nas taxas de câmbio. Para controlar fatores que afetam temporalmente o conjunto de empresas, variáveis binárias de ano foram incluídas no modelo.

3.7 Procedimentos econométricos

O modelo foi aplicado a um conjunto de dados formado por 1.300 empresas observadas ao longo de 5 anos. Nas pesquisas 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) e de Efeitos Aleatórios (EA). Para que esses coeficientes sejam consistentes, é necessária a não correlação do termo de erro do modelo com as variáveis explicativas (condição de exogeneidade).

Nesta pesquisa, a condição de exogeneidade foi examinada aplicando-se o teste sugerido por Wooldridge (2002, p. 285). Os resultados evidenciaram que os regressores do modelo não são estritamente exógenos. Uma das possíveis explicações para esses resultados é a simultaneidade da variável resposta (custo do crédito) com alguns regressores, como o prazo da operação. Em razão 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 do modelo, uma vez que esse método permite o tratamento do problema da endogeneidade, mesmo que instrumentos estritamente exógenos não estejam disponíveis.

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 ordens (m_1 e m_2) e o teste de diferença da estatística de Hansen/Sargan ($J_1 - J_2$). Os resultados dos testes (não reportados) indicaram a adequação dos dados utilizados na pesquisa aos pressupostos assumidos pelo GMM Sistemico.

4 RESULTADOS

A Tabela 2 exibe os resultados do modelo para o custo do crédito total. As cinco medidas de conservadorismo não apresentam coeficientes estatisticamente significantes. As variáveis de controle com coeficientes significantes são tamanho da empresa, endividamento, risco, número de bancos, origem do capital dos bancos e especialização dos bancos (ao nível de 1%), rentabilidade (5%) e prazo das operações (10%).

Tabela 2 – Conservadorismo e custo do crédito total

	Basu (1)	Ball e Shivakumar (2)	Acumulações Contábeis (3)	Assimetria (4)	Ranque (5)
Conservadorismo	-0,0066 (-1,63)	0,0040 (0,87)	0,0067 (0,88)	-0,0015 (-1,28)	0,0000 (0,08)
Tamanho da empresa	-0,0119 *** (-4,13)	-0,0124 *** (-4,23)	-0,0122 *** (-4,22)	-0,0124 *** (-4,22)	-0,0123 *** (-4,20)
Rentabilidade	-0,0451 ** (-2,17)	-0,0445 ** (-2,13)	-0,0463 ** (-2,22)	-0,0466 ** (-2,20)	-0,0450 ** (-2,15)
Endividamento	0,0416 *** (4,93)	0,0421 *** (4,94)	0,0383 *** (4,29)	0,0425 *** (4,96)	0,0418 *** (4,74)
Fluxo de caixa operacional	-0,0113 (-1,08)	-0,0121 (-1,15)	-0,0131 (-1,22)	-0,0107 (-1,01)	-0,0119 (-1,12)
Risco	0,0782 *** (3,61)	0,0782 *** (3,60)	0,0769 *** (3,53)	0,0784 *** (3,61)	0,0785 *** (3,61)
Companhia aberta	0,0004 (0,07)	0,0002 (0,03)	-0,0004 (-0,07)	0,0002 (0,04)	0,0001 (0,02)
Governança corporativa	0,0080 (0,62)	0,0084 (0,64)	0,0091 (0,70)	0,0080 (0,61)	0,0084 (0,64)
ADR	-0,0018 (-0,13)	-0,0009 (-0,07)	-0,0013 (-0,10)	-0,0002 (-0,02)	-0,0011 (-0,08)
Prazo das operações	0,0318 * (1,78)	0,0330 * (1,84)	0,0332 * (1,84)	0,0338 * (1,85)	0,0331 * (1,83)
Número de bancos	-0,0123 *** (-2,87)	-0,0124 *** (-2,91)	-0,0128 *** (-2,93)	-0,0127 *** (-2,92)	-0,0125 *** (-2,91)
Origem de capital dos bancos	-0,0661 *** (-5,06)	-0,0668 *** (-5,09)	-0,0670 *** (-5,08)	-0,0673 *** (-5,06)	-0,0670 *** (-5,05)
Tamanho dos bancos	0,0044 (1,42)	0,0042 (1,36)	0,0042 (1,36)	0,0041 (1,30)	0,0042 (1,34)
Especialização dos bancos	0,1228 *** (3,15)	0,1223 *** (3,12)	0,1220 *** (3,10)	0,1212 *** (3,05)	0,1219 *** (3,10)
Observações	4.363	4.363	4.363	4.363	4.363

Instrumentos	27	27	27	27	27
--------------	----	----	----	----	----

Foram utilizadas como instrumentos as transformações de primeira diferença defasadas e as defasagens dos regressores endógenos endividamento e prazo. Assume-se que os demais regressores são estritamente exógenos. A estatística *z* é apresentada entre parênteses. *, ** e *** revelam a significância estatística nos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

A Tabela 3 exhibe os resultados do modelo para o custo do crédito com recursos livres. As cinco medidas de conservadorismo também não apresentam relação estatisticamente significativa com o custo do crédito bancário com recursos livres. As variáveis de controle com coeficientes significantes são tamanho da empresa, endividamento, risco, número de bancos, origem do capital dos bancos e especialização dos bancos (ao nível de 1%), rentabilidade e tamanho dos bancos (5%) e prazo das operações (10%).

Tabela 3 – Conservadorismo e custo do crédito com recursos livres

	Basu (1)	Ball e Shivakumar (2)	Acumulações Contábeis (3)	Assimetria (4)	Ranque (5)
Conservadorismo	-0,0031 (-0,71)	0,0049 (1,03)	0,0030 (0,39)	-0,0012 (-0,96)	-0,0000 (-0,18)
Tamanho da empresa	-0,0131 *** (-5,10)	-0,0133 *** (-5,18)	-0,0133 *** (-5,16)	-0,0134 *** (-5,17)	-0,0133 *** (-5,16)
Rentabilidade	-0,0496 ** (-2,35)	-0,0489 ** (-2,32)	-0,0502 ** (-2,38)	-0,0508 ** (-2,38)	-0,0497 ** (-2,34)
Endividamento	0,0271 *** (3,24)	0,0273 *** (3,26)	0,0256 *** (2,86)	0,0277 *** (3,29)	0,0277 *** (3,19)
Fluxo de caixa operacional	-0,0106 (-0,90)	-0,0113 (-0,95)	-0,0114 (-0,95)	-0,0099 (-0,83)	-0,0106 (-0,89)
Risco	0,0639 *** (2,76)	0,0636 *** (2,75)	0,0633 *** (2,71)	0,0638 *** (2,75)	0,0641 *** (2,76)
Companhia aberta	0,0045 (0,66)	0,0045 (0,66)	0,0041 (0,60)	0,0045 (0,66)	0,0044 (0,65)
Governança corporativa	0,0011 (0,09)	0,0013 (0,10)	0,0016 (0,13)	0,0010 (0,08)	0,0012 (0,09)
ADR	-0,0020 (-0,15)	-0,0016 (-0,12)	-0,0018 (-0,14)	-0,0010 (-0,08)	-0,0016 (-0,12)
Prazo das operações	0,0336 * (1,95)	0,0338 ** (1,97)	0,0341 ** (1,98)	0,0346 ** (1,99)	0,0343 ** (1,97)
Número de bancos	-0,0209 *** (-3,61)	-0,0208 *** (-3,63)	-0,0211 *** (-3,63)	-0,0212 *** (-3,64)	-0,0211 *** (-3,63)
Origem de capital dos bancos	-0,0541 *** (-3,39)	-0,0543 *** (-3,40)	-0,0544 *** (-3,41)	-0,0546 *** (-3,41)	-0,0545 *** (-3,40)
Tamanho dos bancos	0,0065 ** (2,16)	0,0065 ** (2,16)	0,0065 ** (2,14)	0,0064 ** (2,09)	0,0064 ** (2,12)
Especialização dos bancos	0,1336 *** (3,60)	0,1340 *** (3,63)	0,1334 *** (3,59)	0,1127 *** (3,56)	0,1333 *** (3,58)
Observações	4.045	4.045	4.045	4.045	4.045
Instrumentos	27	27	27	27	27

Foram utilizadas como instrumentos as transformações de primeira diferença defasadas e as defasagens dos regressores endógenos endividamento e prazo. Assume-se que os demais regressores são estritamente exógenos. A estatística z é apresentada entre parênteses. *, ** e *** revelam a significância estatística nos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

As variáveis *dummies* de ano (não reportadas) têm coeficientes estatisticamente significantes em todas as regressões, mostrando a relevância dos fatores que afetam temporalmente o custo do crédito do conjunto de empresas. As variáveis que capturam a atuação das empresas no mercado de crédito também têm parâmetros significantes, o que confirma a previsão de que a maneira como as firmas tomam recursos no mercado bancário influencia o seu custo de crédito. Todas as variáveis de controle com coeficientes significantes apresentam a relação teórica esperada, exceto especialização dos bancos, que tem coeficientes positivos.

De forma geral, os parâmetros do modelo evidenciam que o custo do crédito bancário das empresas não é influenciado pelo grau de conservadorismo das suas demonstrações contábeis, mantidos fixos outros fatores que explicam aquele custo. Os coeficientes das cinco medidas de conservadorismo não são estatisticamente significantes nos níveis de 1%, 5% e 10%, tanto nas regressões em que a variável dependente é o custo do crédito bancário total, quanto naquelas em que a análise restringiu-se às operações de crédito com recursos livres.

Os resultados mostram que as empresas que adotam práticas contábeis conservadoras no Brasil não incorrem em menores taxas de juros nas operações de crédito, confirmando a hipótese de pesquisa. Essas evidências não são congruentes com as previsões teóricas de que os credores incentivam economicamente as empresas mais conservadoras com a cobrança de menores taxas de juros nas operações de crédito, em contrapartida ao aumento na eficiência dos contratos de crédito. As evidências no Brasil também contradizem os resultados das pesquisas empíricas internacionais.

A qualidade informacional das demonstrações contábeis das empresas é baixa no Brasil. Além disso, os direitos dos credores não são adequadamente protegidos pelo sistema legal, o que restringe o ganho de eficiência contratual gerado pelo reconhecimento oportuno de perdas pelas empresas. Em consequência, os credores não criam incentivos para motivar a adoção de práticas contábeis conservadoras pelas empresas, reduzindo as taxas de juros das operações de crédito. Como as empresas não percebem benefícios econômicos associados ao reporte de números conservadores, a utilização de tais práticas é limitada no Brasil, conforme observado por Li (2009) e Ball *et al* (2008).

Um fator que possivelmente contribui para esses resultados é que a redução na assimetria informacional entre credores e tomadores pode ocorrer por outros meios que não a informação contábil. Os bancos têm acesso a informações adicionais às reportadas nas demonstrações contábeis, como projeções de vendas, detalhamento da carteira de clientes e projetos de investimento. Essas informações são utilizadas para o monitoramento do risco da empresa, reduzindo a assimetria informacional presente nos contratos de crédito.

5 CONCLUSÕES

A pesquisa investigou se as empresas que adotam práticas contábeis conservadoras no Brasil têm acesso a recursos do mercado de crédito bancário em condições mais favoráveis quanto às taxas de juros. O estudo foi desenvolvido com base em um modelo linear de regressão, cujos parâmetros permitiram a realização de inferências acerca da relação entre o conservadorismo e o custo do crédito bancário. O modelo considerou o custo do crédito como função do conservadorismo e de um conjunto de variáveis de controle, que capturam outros elementos que afetam aquele custo, incluindo características da empresa, das operações e dos bancos credores, assim como fatores macroeconômicos. A amostra analisada englobou 1.300 empresas e 813 mil contratos de crédito, o que conferiu certo grau de abrangência à pesquisa.

Os resultados obtidos confirmaram a hipótese de que a adoção de práticas contábeis conservadoras não leva à redução no custo do crédito bancário das empresas no Brasil. Apesar das previsões teóricas e das evidências internacionais, o ambiente institucional brasileiro de baixa demanda de qualidade da informação contábil e fraca proteção legal dos credores restringe os benefícios gerados pelo conservadorismo aos fornecedores de crédito. Em consequência, os credores não recompensam as empresas que reportam números conservadores. Conclui-se, assim, que as empresas que adotam práticas de conservadorismo condicional no Brasil não são beneficiadas com a redução no custo do crédito bancário.

A perspectiva institucional empregada na interpretação dos resultados baseia-se nos trabalhos de Ball *et al* (2000) e Bushman e Piotroski (2006), que consideram que a estrutura legal e institucional do país onde a empresa está domiciliada influencia as características dos números contábeis, inclusive quanto ao conservadorismo. O efeito no custo do crédito bancário permitiu a avaliação das consequências econômicas da prática do conservadorismo, à luz das características institucionais brasileiras.

Os resultados dos testes se mostraram robustos a diversas especificações alternativas do modelo e a diferentes definições operacionais das variáveis. Em primeiro lugar, o custo do

crédito bancário foi calculado de duas maneiras: uma considera todas as dívidas; a outra, apenas as operações com recursos livres. Além disso, para minimizar erros de mensuração e aumentar a confiabilidade dos resultados, cinco métricas de conservadorismo foram testadas. Por fim, as variáveis de controle foram expressas de várias formas. Todas as especificações utilizadas levaram ao mesmo resultado quanto ao fenômeno estudado, isto é, não foram observadas relações estatisticamente significantes entre o conservadorismo contábil e o custo do crédito bancário, o que sugere a consistência dos resultados.

A principal contribuição desta pesquisa é o exame da relação entre a informação contábil e o mercado de crédito bancário, tema pouco explorado no meio acadêmico. As pesquisas sobre conservadorismo no Brasil dedicam-se a investigar os fatores que explicam tal prática, mas poucos trabalhos mensuram os possíveis benefícios econômicos que essas escolhas contábeis propiciam às empresas. Nesse sentido, as evidências de que a adoção de práticas contábeis conservadoras não impacta o custo do crédito bancário contribuem para explicar o baixo grau de conservadorismo contábil no Brasil.

REFERÊNCIAS

- AHMED, Anwer S. et al. 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, out. 2002.
- ANDERSON, Christopher W. Financial contracting under extreme uncertainty: an analysis of Brazilian corporate debentures. **Journal of Financial Economics**, Rochester, v. 51, n. 1, p. 45-84, jan. 1999.
- ARAUJO, Aloisio; FUNCHAL, Bruno. A nova lei de falências brasileira: primeiros impactos. **Brazilian Journal of Political Economy**, São Paulo, v. 29, n. 3, p. 191-212, jul./set. 2009.
- 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.
- BALL, Ray; KOTHARI, S. P.; ROBIN, Ashok. The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 29, n. 1, p. 1-51, fev. 2000.
- 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, set. 2008.
- 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, fev. 2005.

BASU, Sudipta. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 24, n. 1, p. 3-37, dez. 1997.

BAUWHEDE, Heidi V. **The impact of conservatism on the cost of debt**: conditional versus unconditional conservatism? Working Paper. Vlerick Leuven Gent Management School & Katholieke Universiteit Leuven, 2007. Disponível em:

<<http://www.econ.kuleuven.be/eng/tew/academic/afi/pdfs/Conservatism%20%20Credit%20Ratings%2022.pdf>>. Acesso em: 06 abr. 2010.

BEATTY, Anne; WEBER, Joseph; YU, Jeff J. Conservatism and debt. **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 45, n. 2-3, p. 154-174, ago. 2008.

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, ago. 1998.

BRASIL. Conselho Monetário Nacional. Resolução nº 2.682, de 21 de dezembro de 1999. Dispõe sobre critérios de classificação das operações de crédito e regras para constituição de provisão para créditos de liquidação duvidosa. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Brasília, 21 dez. 1999. Disponível em:

<http://www.bcb.gov.br/pre/normativos/res/1999/pdf/res_2682_v2_P.pdf>. Acesso em: 8 jan. 2009.

_____. Lei nº 11.101, de 9 de fevereiro de 2005. Regula a recuperação judicial, a extrajudicial e a falência do empresário e da sociedade empresarial. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Brasília, 9 fev. 2005. Disponível em:

<http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2004-2006/2005/lei/111101.htm>. Acesso em: 9 out. 2009.

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, maio 2006.

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, maio 1998.

FELTHAM, Gerald A.; OHLSON, James A. Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities. **Contemporary Accounting Research**, Toronto, v. 11, n. 2, p. 689-732, Spring 1995.

FRANCIS, Jennifer et al. Costs of equity and earnings attributes. **The Accounting Review**, Sarasota, v. 79, n. 4, p. 967-1010, out. 2004.

FREDRIKSSON, Antti. **The pricing of reporting conservatism in private firm loan contracts**. Turku School of Economics, 2008. Disponível em:

<<http://ssrn.com/abstract=1091086>>. Acesso em: 13 abr. 2010.

GIVOLY, Dan; HAYN, Carla K. The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals: has financial reporting become more conservative? **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 29, n. 3, p. 287-320, jun. 2000.

GIVOLY, Dan; HAYN, Carla K.; NATARAJAN, Ashok. Measuring reporting conservatism. **The Accounting Review**, Sarasota, v. 82, n. 1, p. 65-106, jan. 2007.

LA PORTA, Rafael et al. Legal determinants of external finance. **The Journal of Finance**, Chicago, v. 52, n. 3, p. 1131-1150, jul. 1997.

_____. Law and finance. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 106, n. 6, p. 1113-1155, dez. 1998.

LI, Xi. Accounting conservatism **and cost of capital**: international analysis. Philadelphia, 2009. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=1107539>>. Acesso em: 19 maio 2010.

PINHEIRO, Armando C.; CABRAL, Célia. Mercado de crédito no Brasil: o papel do Judiciário e de outras instituições. **Ensaio BNDES**. Rio de Janeiro, n. 9, p. 5-88, dez. 1998.

RYAN, Spephen G. Identifying conditional conservatism. **European Accounting Review**, London, v. 15, n. 4, p. 511-525, dez. 2006.

SUNDER, Jayanthi; SUNDER, Shyam V.; ZHANG, Jingjing. **Borrower conservatism and debt contracting**. Evanston, 2009. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=1267504>>. Acesso em: 10 dez. 2009.

ZHANG, Jieying. The contracting benefits of accounting conservatism to lenders and borrowers. **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 45, n. 1, p. 27-54, mar. 2008.

ZHANG, Jingjing. **Accounting conservatism and private debt contracting**. Evanston, 2008. Disponível em: <<https://europealumni.kellogg.northwestern.edu/accounting/papers/J.Zhang.pdf>>. Acesso em: 01 jun. 2010.

WATTS, Ross L. Conservatism in accounting part I: explanations and implications. **Accounting Horizons**, Sarasota, v. 17, n. 3, p. 207-221, set. 2003a.

_____. Conservatism in accounting part II: evidence and research opportunities. **Accounting Horizons**, Sarasota, v. 17, n. 4, p. 287-301, dez. 2003b.

WITTENBERG-MOERMAN, Regina. The role of information asymmetry and financial reporting quality in debt trading: evidence from the secondary loan market. **Journal of Accounting and Economics**, Amsterdam, v. 46, n. 2-3, p. 240-260, dez. 2008.

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